

ATUALIDADES EM MENSURAÇÃO FLORESTAL



CURITIBA
2014

EDITORES:

ANA PAULA DALLA CORTE
CARLOS ROBERTO SANQUETTA
AURÉLIO LOURENÇO RODRIGUES
SEBASTIÃO DO AMARAL MACHADO
SYLVIO PÉLLICO NETTO
AFONSO FIGUEIREDO FILHO
GILCIANO SARAIVA NOGUEIRA

ATUALIDADES EM MENSURAÇÃO FLORESTAL

CURITIBA – PARANÁ - BRASIL
2014

© Copyright by Ana Paula Dalla Corte, Carlos Roberto Sanquetta, Aurélio Lourenço Rodrigues, Sebastião Amaral Machado, Sylvio Péllico Netto, Afonso Figueiredo Filho, Gilciano Saraiva Nogueira.

O conteúdo de cada um dos trabalhos apresentado nesse e-BOOK é de responsabilidade de seus respectivos autores, ficando esses editores com a incumbência apenas de organização.

Editores: Ana Paula Dalla Corte, Carlos Roberto Sanquetta, Aurélio Lourenço Rodrigues, Sebastião do Amaral Machado, Sylvio Péllico Netto, Afonso Figueiredo Filho, Gilciano Saraiva Nogueira

Lançado no II Encontro Brasileiro de Mensuração Florestal, entre os dias 18 e 19 de Agosto de 2014 - Curitiba – Paraná - Brasil

ATUALIDADES EM MENSURAÇÃO FLORESTAL

Ficha catalográfica

Corte, Ana Paula Dalla

Atualidades em Mensuração Florestal [livro eletrônico]
/ Ed. Ana Paula Dalla Corte...[et al.]. – 1. ed. –
Curitiba, 2014.

407p.; ePUB.

Inclui bibliografia.

ISBN 978-85-917357-0-9

1. Florestas – Medição. 2. Inventário florestal. 2.. 3.
Florestas. Corte, Ana Paula Dalla.

CDD – 634.0

ORGANIZAÇÃO



Universidade Federal do Paraná - UFPR
Setor de Ciências Agrárias – SCA
Departamento de Ciências Florestais – DECIF

COORDENAÇÃO EXECUTIVA

Afonso Figueiredo Filho DEF/UNICENTRO
Ana Paula Dalla Corte DECIF/UFPR
Carlos Roberto Sanquetta DECIF/UFPR
Gilciano Saraiva Nogueira DEF/UFVJM
Sebastião do Amaral Machado UFPR

COORDENAÇÃO TÉCNICA

Afonso Figueiredo Filho DEF/UNICENTRO
Alexandre Vibrans FURB
Ana Paula Dalla Corte DECIF/UFPR
Carlos Roberto Sanquetta DECIF/UFPR
Christel Lingnau DECIF/UFPR
Cláudio Roberto Thiersch UFSCAR
Frederico Dimas Fleig UFSM
Décio José de Figueiredo DECIF/UFPR
Gilciano Saraiva Nogueira DEF/UFVJM
Helio Garcia Leite DEF/UFV
Marcio Leles Romarco de Oliveira DEF/UFVJM
Julio Eduardo Arce DECIF/UFPR
Lucas Resende Gomide UFLA
Nelson Carlos Rosot DECIF/UFPR
Nelson Yoshihiro Nakajima DECIF/UFPR
Sebastião do Amaral Machado UFPR
Sylvio Péllico Netto UFPR
Veridiana Padoin Weber UTFPR
Yeda Maria Malheiros De Oliveira EMBRAPA

ALUNOS DE PÓS-GRADUAÇÃO COLABORADORES

Alexandre Behling
Francelo Mognon
Angelo Augusto Ebling
Ângela Klein Hentz
Allan Libanio Pelissari
Rodrigo Geroni Mendes Nascimento
Hassan David Camil
Rodrigo Otávio Veiga de Miranda
Lara Clímaco de Melo
Ana Beatriz Schikowski
Tauane Garcia Barreto

PREFÁCIO

Após a feliz iniciativa da Universidade dos Vales do Jequitinhonha e Mucuri, capitaneada pelo Professor Gilciano Saraiva Nogueira, ocorreu o 1º Encontro Brasileiro de Mensuração Florestal no Brasil, em Diamantina, Minas Gerais, de 09 a 10 de agosto de 2012. Esse era um sonho acalentado há muitos anos e que se tornou realidade.

Muitos de nossos pesquisadores e professores do campo da mensuração florestal estiveram presentes e foram unânimes em sufragar total apoio para a continuidade desses encontros, porque, além de manterem atualizados sobre os avanços nesse campo do conhecimento das ciências florestais, podem consolidar a amizade, a interatividade e a boa convivência científica entre os seus integrantes.

Decidiu-se ao final do 1º Encontro, que os próximos eventos se repetissem a cada dois anos, com participação estritamente voluntária e que o 2º Encontro fosse realizado na Universidade Federal do Paraná, fato acatado com muita satisfação pelos representantes dessa instituição que lá se encontravam.

A Universidade Federal do Paraná (UFPR), por meio do Setor de Ciências Agrárias (SCA) e Departamento de Ciências Florestais (DECIF), tendo assumido tal responsabilidade, organizou o II Encontro Brasileiro de Mensuração Florestal – II Mensuflor, entre os dias 18 e 19 de agosto de 2014, em Curitiba, Paraná.

O II Mensuflor teve como objetivo apresentar e discutir a tendência das pesquisas em mensuração florestal, divulgando-as organizadamente neste volume, prestigiando as ideias inovadoras em mensuração florestal e proporcionando maior integração entre especialistas brasileiros da área, tanto do setor público como do privado. Dessa maneira, nos dois dias do evento foram proferidas 16 palestras por renomados especialistas, selecionados 08 trabalhos para apresentação oral e mais de 90 trabalhos para divulgação na forma de posters.

Os trabalhos que foram submetidos ao evento passaram por uma avaliação técnico-científica e, aqueles que obtiveram pareceres favoráveis, fazem parte deste volume.

Os organizadores do II Mensuflor se sentiram muito gratificados com a expressiva adesão dos participantes desse evento, o que comprova a receptividade da ideia lançada em Diamantina e agora consolidada em Curitiba. Dessa maneira, os editores reforçam os agradecimentos aos autores que contribuíram para o sucesso dessa obra e manifestam elevados votos de bom uso aos leitores.

Curitiba, 18 de agosto de 2014.

Ana Paula Dalla Corte
Carlos Roberto Sanquetta
Aurélio Lourenço Rodrigues
Sebastião do Amaral Machado
Sylvio Péllico Netto
Afonso Figueiredo Filho
Gilciano Saraiva Nogueira

SUMÁRIO

SEÇÃO I

AVANÇOS EM DENDROMETRIA

AJUSTE DE EQUAÇÃO VOLUMÉTRICA PARA INDIVÍDUOS JOVENS DE <i>Cabralea canjerana</i> (Vellozo) Martius.....	2
AJUSTE DE MODELOS HIPSOMÉTRICOS PARA POVOAMENTO DE <i>Pinus patula</i> Schlechtd. & Cham. EM PONTE ALTA DO NORTE, SC.....	6
AJUSTE DE EQUAÇÕES VOLUMÉTRICAS PARA POVOAMENTO DE <i>Pinus patula</i> Schltdl. & Cham. NO MUNICÍPIO DE PONTE ALTA DO NORTE-SC.....	10
ANÁLISE DESCRITIVA DE UMA FLORESTA ESTACIONAL SEMIDECIDUAL COM BASE NAS CLASSES DE ALTURA DE ÁRVORES.....	14
ÁREAS POTENCIAIS PARA O EXTRATIVISMO E COMPORTAMENTO DENDROMÉTRICO DA ESPÉCIE <i>Caryocar brasiliense</i> Cambess. NO BIOMA DO CERRADO DE MINAS GERAIS.....	18
AVALIAÇÃO DE MODELOS DE TAPER PARA O CLONE GG100 NO SUL DO ESTADO DO TOCANTINS.....	22
AVALIAÇÃO DE MODELOS HIPSOMÉTRICOS LINEARES PARA O CLONE VM01 EM UM PLANTIO COMERCIAL SITUADO NO SUL DO ESTADO DO TOCANTINS...	27
AVALIAÇÃO DE MODELOS HIPSOMÉTRICOS PARA CLONES DE EUCALIPTO NA REGIÃO SUL DO ESTADO DO TOCANTINS.....	32
AVALIAÇÃO DE MODELOS VOLUMÉTRICOS PARA POVOAMENTO CLONAL DE EUCALIPTO NA REGIÃO SUL DO ESTADO DO TOCANTINS.....	36
AVALIAÇÃO DE MODELOS VOLUMÉTRICOS PARA POVOAMENTO SEMINAL DE EUCALIPTO NA REGIÃO SUL DO ESTADO DO TOCANTINS.....	41
COMPARAÇÃO DE DIFERENTES EQUIPAMENTOS PARA MEDIÇÃO DA ALTURA DE ÁRVORES EM PLANTIO DE EUCALIPTO.....	46
COMPARAÇÃO DE MÉTODOS DE CUBAGEM NA DETERMINAÇÃO DO VOLUME DE ÁRVORES DE <i>Eucalyptus urophylla</i> x <i>Eucalyptus grandis</i>	50
DETERMINAÇÃO DA ÁREA DE COPA DE <i>Luehea divaricata</i> Mart. & Zucc POR MEIO DE DIFERENTES MÉTODOS.....	55
DETERMINAÇÃO DE FATORES DE CONVERSÃO DO VOLUME SÓLIDO PARA MASSA EM TORAS DE <i>Pinus taeda</i> L.....	59
EFEITO DA POSIÇÃO DE MEDIÇÃO DO DIÂMETRO NO CÁLCULO DA ÁREA BASAL EM UMA ÁREA NO PARQUE ESTADUAL DO BIRIBIRI.....	63
EFEITO DO MÉTODO DE AMOSTRAGEM DA CUBAGEM RIGOROSA NA PRECISÃO DE ESTIMATIVAS VOLUMÉTRICAS.....	67
EQUAÇÕES DE VOLUME E MASSA SECA PARA PLANTIOS DE CANDEIA (<i>Eremanthus erythropappus</i> (DC.) MacLeish).....	71
EQUAÇÕES HIPSOMÉTRICAS PARA OBTENÇÃO DE COMPRIMENTO DE COLMO PARA TAQUARA-LIXA (<i>Merostachys skvortzovii</i> Sendulsky).....	76
ESTIMAÇÃO DO DIÂMETRO DE COPA DA ESPÉCIE <i>Eremanthus incanus</i> (Less.) Less. EM ÁREAS DEGRADADAS NO MUNICÍPIO DE DIAMANTINA, MINAS GERAIS.....	80
ESTIMAÇÃO DO VOLUME DE ÁRVORES DE EUCALIPTO UTILIZANDO REDES NEURAIS ARTIFICIAIS.....	84
ESTIMATIVA DO VOLUME DE MADEIRA EMPILHADA ATRAVÉS DA CLASSIFICAÇÃO DE FOTOGRAFIAS DIGITAIS.....	88
ESTIMATIVA DO VOLUME COMERCIAL DE MADEIRA UTILIZANDO MEDIDAS DE CEPA EM PLANTIOS DE EUCALIPTO.....	92

FATOR DE FORMA ARTIFICIAL PARA FLORESTA ESTACIONAL DECIDUAL ALUVIAL.....	96
FUNÇÕES DE AFILAMENTO PARA <i>Pinus patula</i> Schltdl. & Cham. EM PONTE ALTA DO NORTE, SC.....	99
INFLUÊNCIA DO ÍNDICE DE ÁREA DE COPA NO DIÂMETRO DE ÁRVORES DOMINANTES.....	103
MÉTODOS DE ESTIMATIVA DO VOLUME PARA <i>Erismia uncinatum</i> Warm. NO MUNICÍPIO DE SANTA CARMEM, MT.....	107
MODELAGEM ALOMÉTRICA DE COPA PARA UMA FLORESTA EQUIÂNEA DE <i>Eucalyptus grandis</i> W. Mill ex Maiden.....	112
MODELAGEM DO VOLUME DO FUSTE DE EUCALIPTO.....	116
MODELOS DE ÁRVORE INDIVIDUAL PARA SIMULAR A DINÂMICA E SUBSIDIAR O MANEJO EM FLORESTAS DE ARAUCÁRIA.....	121
MODELOS PARA ALTURA TOTAL E CIRCUNFERENCIA A ALTURA DO COLO AOS SESSSENTA MESES PARA <i>Calophyllum brasiliensis</i> Cambess NO TOCANTINS.....	125
PERFIL DO FUSTE DE <i>Eucalyptus urophylla</i> S. T. Blake SOB DOIS REGIMES DE CONDUÇÃO NO SUDOESTE DA BAHIA.....	130
RELAÇÃO ALTURA E DIÂMETRO EM UMA FLORESTA DE VÁRZEA NA REGIÃO DE MACAPÁ- AP.....	135
SELEÇÃO DE EQUAÇÕES MATEMÁTICAS PARA A DETERMINAÇÃO DO VOLUME COMERCIAL DE UMA FLORESTA OMBRÓFILA MISTA EM ESTÁGIO AVANÇADO DE REGENERAÇÃO NATURAL.....	139

SEÇÃO II

INVENTÁRIO FLORESTAL E QUANTIFICAÇÃO DE BIOMASSA

AJUSTE DE MODELOS PARA BIOMASSA SECA DE EUCALIPTO EM SISTEMA AGRISILVIPASTORIL.....	145
ANÁLISE DE PERFIL MULTIVARIADA DE UM INVENTÁRIO FLORESTAL CONTÍNUO COM PARCELAS PERMANENTES.....	149
AVALIAÇÃO DA REGENERAÇÃO NATURAL DE POVOAMENTOS DE <i>Araucaria angustifolia</i> (Bertol.) Kuntze. COM DIFERENTES ESPAÇAMENTOS, ATRAVÉS DO MÉTODO DE BITTERLICH.....	154
COMPOSIÇÃO FLORÍSTICA DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA ALTOMONTANA NO MUNICÍPIO DE URUPEMA, ESTADO DE SANTA CATARINA.....	159
COMPOSIÇÃO FLORÍSTICA E ESTRUTURA HORIZONTAL DE UM ECÓTONO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA E FLORESTA ESTACIONAL SEMIDECIDUAL EM BENTO GONÇALVES/RS.....	163
DISTRIBUIÇÃO DA BIOMASSA NOS DIFERENTES COMPARTIMENTOS DE <i>Araucaria angustifolia</i> (Bertol) Kuntze.....	167
FATOR DE EXPANSÃO DE BIOMASSA E RAZÃO RAÍZES-PARTE AÉREA PARA <i>Populus</i> sp.....	170
FATOR DE EXPANSÃO DE BIOMASSA EM FLORESTA ESTACIONAL DECIDUAL MONTANA NO RIO GRANDE DO SUL.....	174
INVENTÁRIO DE ÁRVORES CAÍDAS NATURALMENTE PARA A ESTIMATIVA DE ALTURA DOMINANTE EM FLORESTAS TROPICAIS AMAZÔNICAS.....	178
INVENTÁRIO E ESTRUTURA DA VEGETAÇÃO DE MANGUE DO COMPLEXO ESTUARINO DE PARANAGUÁ.....	182
INVENTÁRIO FLORESTAL CONTÍNUO DE PLANTIOS DE MOGNO AFRICANO (<i>Khaya ivorens</i> A. Chev.) NO ESTADO DE MINAS GERAIS.....	187
MÉTODOS DE AMOSTRAGEM PARA QUANTIFICAR A BIOMASSA DE RAÍZES EM UM CERRADO SENSU STRICTO NO DISTRITO FEDERAL.....	192
MODELAGEM DA BIOMASSA ARBÓREA E O PRINCÍPIO DA ADITIVIDADE.....	197
OCORRÊNCIA DE TRONCOS OCOS EM FLORESTA ESTACIONAL DECIDUAL ALUVIAL.....	202
PADRÃO DE DISTRIBUIÇÃO DA <i>Araucaria angustifolia</i> (Bertol.) Kuntze EM FLORESTA OMBRÓFILA MISTA ANTROPIZADA EM DIFERENTES REGIMES DE USO.....	205
PROCESSOS DE AMOSTRAGEM PARA INVENTÁRIO FLORESTAL EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA SEMIDECIDUAL MONTANA.....	209

SEÇÃO III

CRESCIMENTO E PRODUÇÃO FLORESTAL

AJUSTE DA FUNÇÃO WEIBULL 3P PARA DISTRIBUIÇÃO DIAMÉTRICA DE <i>Eschweilera ovata</i> (Cambess.) Miers NO NORDESTE DO BRASIL.....	214
AJUSTE DE FUNÇÕES DE DENSIDADE PROBABILIDADE PARA POVOAMENTO DE <i>Spondias venulosa</i> (Engl.) Engl. (CAJA) SUBMETIDO A DESBASTES.....	218
AValiação DA ESTRUTURA DE UM POVOAMENTO DE <i>Pinus taeda</i> L. APÓS PRIMEIRO DESBASTE SISTEMÁTICO E SELETIVO.....	223
AValiação DO INCREMENTO DIAMÉTRICO DE ÁRVORES DOMINANTES DE <i>Eucalyptus grandis</i> Will ex Maiden.....	227
CAPACIDADE DE RESILIÊNCIA DA VEGETAÇÃO ARBÓREA DE UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, BOA VENTURA DE SÃO ROQUE/PR.....	232
CRESCIMENTO E DINÂMICA DA VEGETAÇÃO EM SAVANA ESTÉPICA PARQUE, BARRA DO QUARAÍ-RS.....	235
DESBASTE SELETIVO EM POVOAMENTO CLONAL DE EUCALIPTO.....	239
DESEMPENHO DAS FUNÇÕES NORMAL E LN-NORMAL PARA CARACTERIZAR A DISTRIBUIÇÃO DIAMÉTRICA DE <i>Pinus taeda</i> L., NO MUNICÍPIO DE IPUMIRIM, SC.....	244
DINÂMICA DE CRESCIMENTO DA FAMÍLIA FABACEAE EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA ESTACIONAL SEMIDECIDUAL SUBMONTANA NO OESTE DO PARANÁ.....	249
DINÂMICA DE <i>Mimosa ophthalmocentra</i> Mart. ex Benth EM UMA ÁREA DE CAATINGA.....	253
DISTRIBUIÇÃO DIAMÉTRICA DE <i>Pinus elliottii</i> Engelm. NA REGIÃO DE CACHOEIRA DO SUL, RS.....	258
EFEITO DO ESPAÇAMENTO INICIAL NO CRESCIMENTO EM ALTURA DE <i>Pinus taeda</i> L. NA REGIÃO CENTRO-SUL DO PARANÁ.....	263
EFEITO DA DESRAMA EM ÁRVORES DE <i>Pinus taeda</i> L. E <i>Pinus elliottii</i> Engelm. NA IDADE DE CORTE RASO.....	267
ESTRUTURA DIAMÉTRICA DE ESPÉCIES PIONEIRAS EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA.....	272
ESTRUTURA DIAMÉTRICA E VERTICAL DAS ESPÉCIES MAIS IMPORTANTES DE UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA.....	276
ESTRUTURA E DINÂMICA DE UMA FLORESTA OMBRÓFILA MISTA EM SISTEMA FAXINAL, REBOUÇAS (PR).....	280
INCREMENTO DE <i>Cordia trichotoma</i> (Vell.) Arráb. ex Steud. NO MUNICÍPIO DE SALTO DO LONTRA – PARANÁ.....	284
INFLUÊNCIA DA COMPETIÇÃO NO CRESCIMENTO E MORTALIDADE DE MOGNO EM FLORESTA EQUIÂNEA.....	288
MENSURAÇÃO DO DIÂMETRO ACUMULADO SOB DIFERENTES NÚMEROS DE RAIOS EM ANÁLISE DE TRONCO COMPLETA DE <i>Hovenia dulcis</i> Thunberg.....	291
MODELAGEM DA DISTRIBUIÇÃO DIAMÉTRICA DE <i>Ilex paraguariensis</i> (A. St.-Hill) EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA – FAZENDA RIO GRANDE, PARANÁ, BRASIL.....	296
PREDIÇÃO DO CRESCIMENTO EM DIÂMETRO E ALTURA DE <i>Myracrodruon urundeuva</i> Allemão EM PLANTIOS HOMOGÊNEOS.....	300
REGULAÇÃO DA ESTRUTURA DIAMÉTRICA DO PAU-MULATO (<i>Calycophyllum spruceanum</i> Benth) EM UMA FLORESTA DE VÁRZEA, MACAPÁ-AP.....	304
ROTAÇÃO ECONÔMICA ÓTIMA DO HÍBRIDO DE <i>Eucalyptus camaldulensis</i> X <i>Eucalyptus urophylla</i> , PARA OPEBA, MINAS GERAIS.....	307

SEÇÃO IV

FERRAMENTAS E TECNOLOGIAS APLICADAS

AJUSTE DE DISTRIBUIÇÕES PROBABILÍSTICAS PARA REPRESENTAR A DISTRIBUIÇÃO DIAMÉTRICA DE TECA.....	313
AJUSTE DE RELAÇÃO H/D PARA <i>Araucaria angustifolia</i> NO PLANALTO CATARINENSE, SC.....	318
EFEITO DA HETEROCEDASTICIDADE NA MODELAGEM DO PERFIL DE ÁRVORES.....	322
EMPREGO DE REDES NEURAS ARTIFICIAIS PARA ESTIMAR O VOLUME DE ÁRVORES DE EUCALIPTO.....	327
ESTIMATIVA DE VOLUME DE ÁRVORES UTILIZANDO MINERAÇÃO DE DADOS COM CLASSIFICADORES BASEADOS EM INSTÂNCIA.....	332
ESTIMATIVA DE VOLUME DE ÁRVORES UTILIZANDO REDES NEURAS ARTIFICIAIS.....	336
ESTIMATIVA DO VOLUME DE POVOAMENTO POR MEIO DE REDES NEURAS ARTIFICIAIS EM FLORESTAS NATURAIS.....	340
ESTIMATIVA HIPSOMÉTRICA DE <i>Tectona grandis</i> NO MUNICÍPIO DE MORRO DA GARÇA – MG, UTILIZANDO MODELOS E REDES NEURAS ARTIFICIAIS.....	344
FERRAMENTAS GEOTECNOLÓGICAS APLICADAS À CLASSIFICAÇÃO DE SÍTIOS FLORESTAIS – UMA ALTERNATIVA METODOLÓGICA.....	349
FUNÇÕES DE DENSIDADE PROBABILÍSTICAS APLICADAS A DISTRIBUIÇÃO DIAMÉTRICA DE <i>Virola surinamensis</i> (Rol.) Warb.....	354
ÍNDICES DE VEGETAÇÃO OBTIDOS DE IMAGENS SATELITAIS COMO FERRAMENTA PARA O PLANEJAMENTO DO INVENTÁRIO FLORESTAL.....	359
INVENTÁRIO DE SOBREVIVÊNCIA A PARTIR DA CLASSIFICAÇÃO SUPERVISIONADA DE IMAGENS DIGITAIS.....	364
MÉTODO DA DIFERENÇA ALGÉBRICA PARA CLASSIFICAÇÃO DO SÍTIO UTILIZANDO MODELOS NÃO LINEARES.....	368
PARAMETRIZAÇÃO DE REDES NEURAS ARTIFICIAIS PARA ESTIMAÇÃO DA ALTURA TOTAL DE ÁRVORES DE POVOAMENTOS DE EUCALIPTO.....	373
REDES NEURAS ARTIFICIAIS E REGRESSÃO LINEAR PARA A ESTIMATIVA DO VOLUME INDIVIDUAL DE <i>Toona ciliata</i> M. Roem.....	377
REDES NEURAS ARTIFICIAIS PARA ESTIMAR O VOLUME DE ESPÉCIES DE CERRADO STRICTO SENSU.....	381
REDES NEURAS DE MULTICAMADAS PARA ESTIMAR DENSIDADE BÁSICA DE ESPÉCIES DO CERRADO STRICTO SENSU.....	385
TÉCNICAS GEOESTATÍSTICAS PARA ESTRATIFICAÇÃO EM UM FRAGMENTO DE CERRADO SENSU STRICTO NA REGIÃO NORTE DE MINAS GERAIS.....	389
UMA REVISÃO DAS HIPÓTESES DO MODELO CLÁSSICO DE REGRESSÃO LINEAR.....	393
USO DE CRITÉRIOS ESTATÍSTICOS DE SELEÇÃO DE MODELOS ALOMÉTRICOS PARA ESTIMAR BIOMASSA INDIVIDUAL DE ESPÉCIES FLORESTAIS.....	398
UTILIZAÇÃO DE IMAGENS DE SENSORIAMENTO REMOTO NA ESTRATIFICAÇÃO DE CERRADO SENSU STRICTO.....	403

SEÇÃO I

AVANÇOS EM DENDROMETRIA

AJUSTE DE EQUAÇÃO VOLUMÉTRICA PARA INDIVÍDUOS JOVENS DE *Cabralea canjerana* (Vellozo) Martius

Karina Lanzarin¹; Frederico Dimas Fleig²; Evandro Alcir Meyer³; Lílian Daniel Pereira³; Thomas Schröder³

¹Mestranda em Eng. Florestal, Universidade Federal de Santa Maria, Av. Roraima, 1000, Camobi, Santa Maria, RS, karinalanzarin@gmail.com; ²Dr., Professor Adjunto do Departamento de Ciências Florestais, Universidade Federal de Santa Maria, fdfleig@smail.ufsm.br; ³Doutorando(a) em Eng. Florestal, Universidade Federal de Santa Maria, eam.meyer@gmail.com; liliandapereira@yahoo.com.br; thomaschroder@gmail.com.

Resumo

O objetivo deste trabalho foi ajustar um modelo de volume para *Cabralea canjerana* em uma área de regeneração de 20 anos de idade na Floresta Estacional Decidual, em Agudo, RS. Doze árvores foram selecionadas, cortadas e cubadas. Para o cálculo do volume rigoroso, utilizou-se o método de Smalian. No ajuste de equação de regressão foi utilizado o procedimento de seleção de variáveis *Stepwise*, calculado através do software SPSS 17®. A equação foi avaliada pelo coeficiente de determinação, erro padrão da estimativa em percentagem, valor de F e análise gráfica de resíduos. A equação selecionada para estimar o volume tem como variável independente a raiz do diâmetro à altura do peito ($v = -0,087 + 0,039\sqrt{DAP}$) e apresentou estatísticas satisfatórias, com valor do coeficiente de determinação de 0,845, erro padrão em percentagem de 18,137 e valor de F igual a 54,675.

Palavras-chave: Modelo de volume; Canjerana; Floresta Estacional Decidual; Stepwise;

Abstract

Adjustment of volumetric equation for young individuals of Cabralea canjerana (Vellozo) Martius. The objective of this work was to adjust the volume model for *Cabralea canjerana* in an area of regeneration 20 years of age at the Floresta Estacional Decidual in Agudo, RS. Twelve trees were selected, cut and cubed. To calculate the accurate volume, we used the method Smalian. In adjustment the regression equation was used the stepwise regression procedure, calculated using SPSS ® 17 software. The equation was evaluated by the coefficient of determination, standard error of estimate in percentage, value of F and graphical analysis of residuals. The selected equation to estimate the volume as an independent variable has a root diameter at breast height ($v = -0.087 + 0.039 \sqrt{DAP}$) presenting satisfactory statistics with a coefficient of determination of 0.845, standard error percentage of 18.137 and F value equal to 54.675.

Keywords: Model of volume; Canjerana; Floresta Estacional Decidual; Stepwise;

INTRODUÇÃO

As florestas nativas do Rio Grande do Sul, atualmente, não têm cumprido seu papel na produção de madeira e são consideradas, muitas vezes, como estorvo ao aumento da receita da propriedade rural. A legislação restritiva em relação ao uso dos remanescentes florestais é um dos fatores que contribui para o desinteresse dos proprietários rurais pelas florestas nativas (I-CESNO-RS, 2006). Com base nestas afirmações, surge a necessidade de desenvolver o interesse dos proprietários rurais atribuindo um papel mais nobre às florestas nativas, através o uso múltiplo em um manejo sustentado (VACCARO *et al.*, 2003). Para o manejo de florestas visando à sustentabilidade da produção é importante conhecer variáveis como o crescimento em diâmetro e volumétrico.

O volume constitui uma das informações de maior importância para o conhecimento do potencial disponível em um povoamento florestal, haja vista que o volume individual fornece subsídios para a avaliação do estoque de madeira e análise do potencial produtivo das florestas (THOMAS *et al.*, 2006). Para gerar estimativas precisas desta variável são utilizados os modelos de regressão.

Segundo Couto e Bastos (1987), o método da equação de volume é o mais preciso dos métodos de determinação de volume de árvores em pé, contrapondo-se aos métodos de volume cilíndrico e da área basal. A vantagem deste método é o cálculo de volume sólido, árvore a árvore, através de modelos matemáticos, especialmente testados para apresentar os menores erros possíveis. As equações de volume, cujos modelos incluem como variável independente, a altura e o DAP da árvore, são mais gerais podendo abranger sítios diferentes.

A espécie *Cabralea canjerana* (Vellozo) Martius é uma das árvores mais comuns e conhecidas no Estado do Rio Grande do Sul, possui extraordinária durabilidade e é considerada como uma das madeiras mais valiosas no Sul do Brasil (REITZ, 1938). Em vista disto, este trabalho teve como objetivo ajustar modelo de volume para *Cabralea canjerana* em uma área de regeneração de 20 anos de idade na Floresta Estacional Decidual.

MATERIAL E MÉTODOS

Área de estudo

O estudo foi desenvolvido em uma propriedade particular localizada no município de Agudo, situado na região fisiográfica da Depressão Central do Rio Grande do Sul. O clima da região é do tipo Cfa de acordo com a classificação de Koppen, com verões quentes e sem estação seca definida. A vegetação da região pertence ao domínio da Floresta Estacional Decidual. O solo é um Neossolo Litólico Eutrófico fragmentário (EMBRAPA, 2006). O local “utilizado para este estudo localiza-se nas coordenadas geográficas 29°30’07” S e 53°10’14” O, com altitude média de 260 m.

A área sofreu um corte raso no início da década de 1990. A floresta no local contém árvores de grande porte no dossel e árvores pequenas no sub-bosque, sendo a maioria dos indivíduos provenientes de brotação. Os indivíduos de *C. canjerana* utilizados neste estudo se encontravam no estrato intermediário da floresta e estavam em geral sob alta competição

Determinação e ajuste de equação de volume

Para quantificar o volume (v), doze árvores foram cortadas e cubadas, o DAP mínimo foi de 6,0 cm e máximo de 11,5 cm. No cálculo do volume rigoroso, utilizou-se o método de Smalian:

$$v = v_0 + \sum \frac{g_i + g_{i+1}}{2} \cdot l_i + g_n \cdot l_n \cdot \frac{1}{3}$$

Onde: v= volume total; v_0 = volume do toco; g_i = área basal na i-ésima posição; l_i = comprimento da seção na i-ésima posição; g_n = área basal do cone; l_n = comprimento do cone.

Posteriormente, foi utilizado o procedimento de seleção de variáveis *Stepwise* de regressão para ajustar uma equação de volume, através do software SPSS 17®. A equação gerada foi avaliada pelo coeficiente de determinação (R^2), o erro padrão da estimativa em percentagem (Sxy%), o valor de F a 5% de probabilidade de erro e a análise gráfica de resíduos.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

A média do DAP das árvores analisadas foi de 8,97 cm, enquanto a média das alturas foi de 9,6 m e a média dos dados de volume obtidos foi de 0,02848. A estatística descritiva completa dos dados de volume é apresentada abaixo (Tabela 1).

Tabela 1 – Estatística descritiva do volume

Variáveis	N	Mín	Máx	Média	Desvio Padrão
DAP (cm)	12	6,18	11,46	8,97	1,72
v (m³)	12	0,0104	0,04454	0,02848	0,01233
Ht (m)	12	7,10	12,60	9,63	1,79

A equação selecionada para estimar o volume tem como variável independente a raiz do diâmetro à altura do peito e apresentou coeficiente de determinação no valor de 0,845 (Tabela 2).

Tabela 2 – Equação ajustada para estimativa de volume

Equação	R^2	Sxy%	F
$v = -0,087 + 0,039\sqrt{\text{DAP}}$	0,845	18,137	54,675

A Figura 1 mostra a distribuição gráfica dos resíduos para a estimativa do volume. Há uma leve tendência de subestimar os volumes nos maiores valores obtidos.

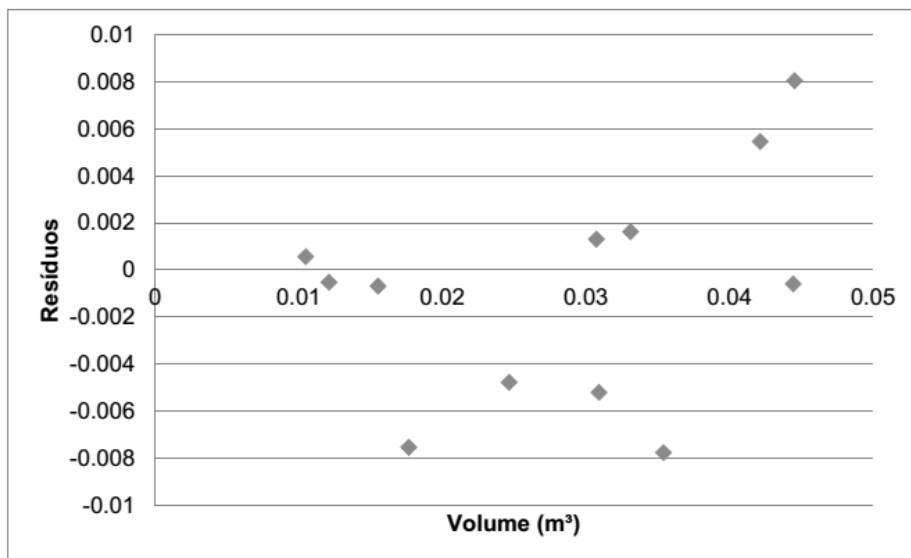


Figura 1 – Distribuição dos resíduos de volume.

A Figura 2 apresenta os valores ajustados para o volume, considerando o DAP mínimo de 6,18 cm.

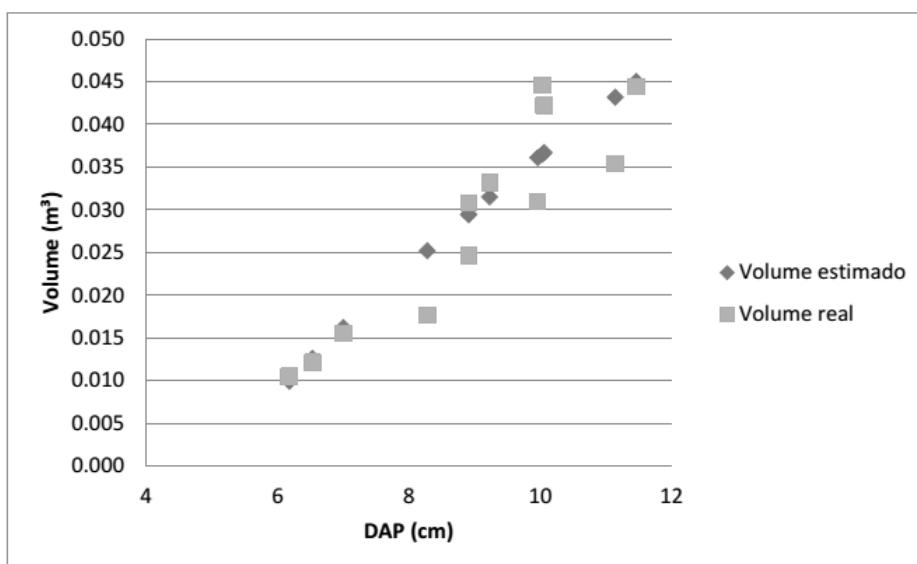


Figura 2 – Valores ajustados e reais de volume em função do DAP.

Apesar da equação de volume ser realizada pelo procedimento *Stepwise* e não pelo ajuste de modelos já conhecidos para a determinação do volume, ela apresenta estimativas dentro dos padrões encontrados por outros estudos como o de Soares *et al.* (2011) e Tonini *et al.* (2005). Cabe ressaltar que os resultados aqui expostos foram obtidos para árvores de pequenas dimensões (11,5 cm de DAP) e, portanto, os modelos aqui ajustados são válidos somente para predições de árvores até a dimensão mencionada.

CONCLUSÕES

O método *Stepwise* mostrou-se eficiente na seleção das variáveis a compor as equações de regressão.

A equação ajustada para estimativa de volume foi $v = -0,087 + 0,039\sqrt{DAP}$, a qual apresentou estatísticas satisfatórias.

REFERÊNCIAS

- COUTO, H. T. Z.; BASTOS, N. L. M. Modelos de equações de volume e relações hipsométricas para plantações de *Eucalyptus* no Estado de São Paulo. **IPEF**, n. 37, p. 33-44, 1987.
- EMBRAPA. Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária. **Sistema de Classificação Brasileiro de Classificação de Solos**. 2. ed. Rio de Janeiro: 2006. 306 p.
- I-CESNO-RS, Crescimento, produção e dinâmica de floresta inequiânea mista. Projeto de pesquisa UFSM-FATEC, 2006. 49 p.
- REITZ, R.; KLEIN, R. M.; REIS, A. **Projeto madeira do Rio Grande do Sul**. Porto Alegre: CORAG, 1983. 525p.
- SOARES, C. P. B.; MARTINS, F. B.; LEITE Jr., H. U.; SILVA, G. F. da; FIGUEIREDO, L. T. M. Equações hipsométricas, volumétricas e de taper para onze espécies nativas. **Revista Árvore**, Viçosa, v. 35, n. 5, p.1039-1051, 2011.
- THOMAS, C.; ANDRADE, C. M.; SCHNEIDER, P. R.; FINGER, C. A. G. Comparação de equações volumétricas ajustadas com dados de cubagem e análise de tronco. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 16, n. 3, p. 319-327. 2006.
- TONINI, H.; ARCO-VERDE, M. F.; SÁ, S. P. P. Dendrometria de espécies nativas em plantios homogêneos no estado de Roraima – Andiroba (*Carapa guianensis* Aubl), Castanha do Brasil (*Bertholletia excelsa* Bonpl.), Ipê-roxo (*Tabebuia avellanedeae* Lorentz ex Griseb) e Jatobá (*Hymenaea courbaril* L.). **Acta Amazônica**, v.35, n.3, p.353-362, 2005.
- VACCARO, S.; FINGER, C. A. G.; SCHNEIDER, P. R.; LONGHI, S. J. Incremento em área basal de árvores de uma floresta estacional decidual, em três fases sucessionais, no município de Santa Tereza, RS. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 13, n. 2, p. 131-142. 2003.

AJUSTE DE MODELOS HIPSONOMÉTRICOS PARA POVOAMENTO DE *Pinus patula* Schlechtd. & Cham. EM PONTE ALTA DO NORTE, SC

Marina Sbravati¹ Morgana França², Raul Silvestre³, Flávio Augusto Rolim⁴ Marcelo Bonazza⁵ Marcos Felipe Nicoletti⁶

¹Graduanda em Eng. Florestal da Universidade do Estado de Santa Catarina – Centro de Ciências Agroveterinárias/UDESC-CAV (marina_sbravati@hotmail.com);

²Engenheira Florestal, Mestranda em Produção Florestal, Universidade do Estado de Santa Catarina - Av. Luiz de Camões, 2090, CEP: 88520-000, Lages/SC (morganaa_franca@hotmail.com)

³Engenheiro Florestal, Prof. Dr. da Universidade do Estado de Santa Catarina - Av. Luiz de Camões, 2090, CEP: 88520-000, Lages/SC (silvestrefloresta@yahoo.com.br)

⁴Engenheiro Florestal Mestre em Ciências Florestais, Florestal Rio Marombas, Rodovia 116, Km 161, CEP: 89535-000, Ponte Alta do Norte/SC (flavio.rolim@gerdau.com.br)

⁵Engenheiro Florestal, Mestrando em Produção Florestal, Universidade do Estado de Santa Catarina - Av. Luiz de Camões, 2090, CEP: 88520-000, Lages/SC (marcelo.bonazza@hotmail.com)

⁶Engenheiro Florestal, Prof. MSc. Universidade do Estado de Santa Catarina - Av. Luiz de Camões, 2090, CEP: 88520-000, Lages/SC (nicoletti@cav.udesc.br)

Resumo

O objetivo do presente estudo foi ajustar modelos hipsométricos para povoamento de *Pinus patula* com 9 anos de idade, localizado no município de Ponte Alta do Norte - SC. Foram ajustados 6 modelos hipsométricos a partir de dados provenientes de 10 parcelas retangulares de 15 m x 30 m. As estatísticas de ajuste analisadas na seleção das equações foram: coeficiente de determinação ajustado (R^2 ajust.), erro padrão da estimativa (s_{yx} %) e a análise gráfica de resíduos. Após os ajustes dos modelos, os resultados das equações tiveram resultados de R^2 ajust., variando entre 0,5968 e 0,6187 e s_{yx} (%) variando de 6,0747% e 12,5094 %. A equação obtida pelo ajuste do modelo denominado polinômio de 3º grau foi selecionada como a mais adequada para estimar a altura de árvores do povoamento em questão, pois apresentou maior homogeneidade da distribuição de resíduos e os melhores resultados das estatísticas de precisão de ajuste.

Palavras-chave: modelagem, hipsometria, inventário florestal.

Abstract

Hypsometric model adjustments to Pinus patula Schlechtd. & Cham. Stands in Ponte Alta do Norte, Santa Catarina State. The objective of this study was to adjust hypsometric models to *Pinus patula* stands with 9 years old, in Ponte Alta do Norte, Santa Catarina state. Six hypsometric models were adjusted from ten rectangular plots of 15 m x 30 m. The accuracy statistics analyzed in the selection of the equations were: adjusted coefficient of determination (R^2 ajust.), standard error of estimative (S_{yx} %) and the graphical analysis of residuals. After adjustment of the models, the results of the equations had R^2 ajust. ranging between 0.5968 and 0.6187, and S_{yx} (%) ranging from 6.0747% to 12.5094%. The model named polynomial 3rd degree was selected as the most appropriate to estimate the total height of trees in the stand in question, in which it showed greater homogeneity of the distribution of waste and the best results of the accuracy statistics.

Keywords: modeling, hypsometry, forest inventory.

INTRODUÇÃO

O gênero *Pinus* vem sendo plantado em larga escala no Brasil, principalmente o *Pinus taeda* L. e o *Pinus elliottii* Engelm., devido sua alta produção. No entanto, existem muitas outras espécies que vem sendo estudadas na tentativa de diversificar os povoamentos. Neste sentido, pode-se destacar a espécie *Pinus patula* Schlechtd. & Cham. que aparece como uma espécie alternativa para a produção de plantios homogêneos.

Para que a condução dos povoamentos seja realizada com sucesso, é imprescindível adotar sistemas de inventários florestais que subsidiem as tomadas de decisões no momento da implantação de técnicas de manejo, entretanto, durante a coleta de dados a determinação da altura das árvores em pé por meio de instrumentos é uma operação onerosa e sujeita a erros.

Desse modo, procura-se medir algumas alturas nas parcelas de inventário e, por meio de relações hipsométricas estimar as demais, visto que a altura compõe de forma eficiente a estimativa volumétrica.

Neste sentido, o objetivo do presente trabalho foi ajustar e disponibilizar na literatura equações hipsométricas para povoamento de *Pinus patula*, no município de Ponte Alta do Norte, Santa Catarina.

MATERIAL E MÉTODOS

Área de estudo e coleta de dados

O povoamento de *Pinus patula* onde foi realizado o presente estudo, está localizado na cidade de Ponte Alta do Norte, no Estado de Santa Catarina, as seguintes coordenadas geográficas de latitude e longitude, 27°09'30" Sul e 50°27'52" Oeste, em uma altitude de 962 metros. O povoamento possui aproximadamente 20 ha e está inserido na Fazenda Rio das Pedras, pertencente à Empresa Seiva S/A e foi implantado no ano de 2003, com espaçamento inicial de 2,5 m x 2,5 m. Até o presente momento o povoamento passou por um desbaste aos 8 anos de idade.

Foram coletados dados de 10 unidades amostrais retangulares de 15 m x 30 m, com área de 450 m², distribuídas aleatoriamente no povoamento. Todos os indivíduos amostrados foram mensurados quanto ao diâmetro a 1,3 m do solo (DAP) e 25% das árvores de cada parcela tiveram a altura total mensuradas.

Na Tabela 1 podem ser observados os modelos matemáticos utilizados para estimativa da relação hipsométrica para o povoamento de *Pinus patula*.

Tabela 1 - Modelos matemáticos utilizados para estimativa da relação hipsométrica para povoamento de *Pinus patula* no município de Ponte Alta do Norte/SC.

Número do Modelo	Autor	Modelo
1	Assman	$Ht = b_0 + b_1 * \frac{1}{DAP}$
2	Não referenciado	$Ht = b_0 + b_1 * \frac{1}{DAP} + b_2 * \left(\frac{1}{DAP}\right)^2$
3	Stofells	$\ln Ht = b_0 + b_1 * \ln DAP$
4	Polinômio de 3º grau	$\ln Ht = b_0 + b_1 * DAP + b_2 * DAP^2 + b_3 * DAP^3$
5	Näslund	$Ht = b_0 + b_1 * DAP + b_2 * DAP^2$
6	Petterson	$Ht = \frac{1}{b_0 + \left(\frac{b_1}{DAP}\right)^2} + 1,3$

Onde: $\ln$ = logaritmo neperiano; DAP = diâmetro a 1,30 m do solo (cm); Ht = altura total (m); β_i = coeficientes do modelo.

Os modelos matemáticos foram submetidos à análise de regressão para o desenvolvimento de equações. Foram calculadas as estatísticas de ajuste: coeficiente de determinação ajustado (R^2_{ajus}), erro padrão da estimativa (s_{yx}) e a confecção dos gráficos de distribuição dos resíduos em função da altura total estimada. Com isso, foi possível a seleção do modelo que melhor se ajustou aos dados coletados no inventário.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Após a realização do inventário, procedeu-se o cálculo das variáveis dendrométricas para caracterização do povoamento, obtendo-se os seguintes resultados: número de árvores por hectare: 893 árvores; DAP médio: 21,3 cm; diâmetro médio quadrático: 21,6 cm; área basal por hectare: 32,6373 m²/ha e altura total média: 14,9 m. Os diâmetros mínimo e máximo do povoamento foram 11,9 cm e 33,0 cm, respectivamente.

Na Tabela 2 pode-se observar os coeficientes dos modelos e os valores calculados para as estatísticas de ajuste.

Tabela 2 - Coeficientes das equações ajustadas e resultados das estatísticas de ajuste para o povoamento de *Pinus patula*, localizado em Ponte Alta do Norte/SC

Modelo	Coeficientes				R^2_{ajus}	Syx%
	β_0	β_1	β_2	β_3		
Assman	20,4865	-115,4742			0,5968	6,1084
Não referenciado	22,1754	-184,8714	679,3362		0,5973	12,5094
Stofells	1,5176	0,3862			0,6068	6,1483
Polinômio de 3º grau	1,8816	0,0583	-0,0009		0,6148	6,0747
Näslund	7,0393	0,3124	0,0097	-0,0003	0,5981	6,0987
Petterson	0,2145	1,1984			0,6187	6,0954

De forma geral, todas as equações hipsométricas apresentaram bons resultados das estatísticas de ajuste, variando de 12,5094 a 6,0747 e coeficiente de determinação ajustado variando de 0,5968 a 0,6187.

Quando comparados os resultados do coeficiente de determinação ajustado presente em demais estudos disponibilizados na literatura, nota-se que os valores variam respectivamente de 0,44 a 0,99, e de 6,27% a 14,60% (ARAÚJO *et al.*, 2012; DONADONI *et al.*, 2010; DACOSTA, 2008; BARROS, 2002;).

No entanto, para seleção da melhor equação procedeu-se a análise gráfica de resíduos (Figura 1). Nesse caso, verificou-se que gráfico gerado pelos resultados da equação proveniente do modelo denominado Polinômio de 3º grau foi o que apresentou distribuição de resíduos mais uniforme em torno da linha média. Nesse caso a referida equação foi escolhida para estimar a altura das árvores de povoamentos de *Pinus patula* semelhantes ao do presente estudo.

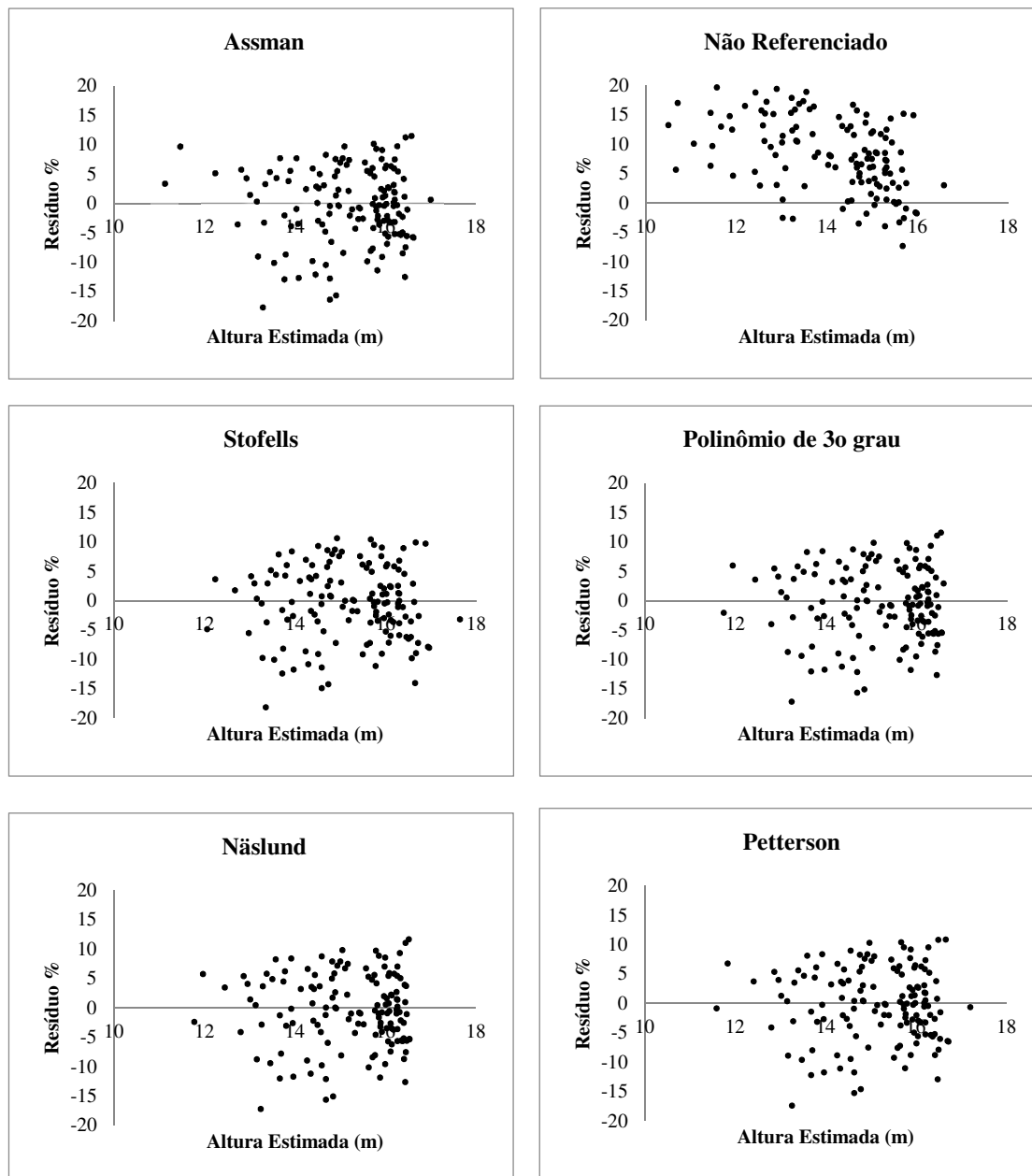


Figura 1 - Gráficos de resíduos gerados a partir das equações para povoamento de *Pinus patula*, localizado em Ponte Alta do Norte/SC.

CONCLUSÃO

A partir da análise gráfica de resíduos e do erro padrão da estimativa, chegou-se à conclusão de que a equação gerada a partir do modelo matemático denominado Polinômio de 3º grau pode ser utilizado para estimar a altura de árvores em povoamento de *Pinus patula*, com características dendrométricas semelhantes ao do presente estudo.

REFERÊNCIAS

ARAÚJO, E. J. G.; PELISSARI, A. L.; DAVID, H. C.; MIRANDA, R. O. V.; PÉLLICO NETTO, S.; MORAIS, V. A.; SCOLFORO, J. R. S. **Relações dendrométricas em fragmentos de povoamentos de Pinus em Minas Gerais**. Pesquisa Florestal Brasileira, 2012.

BARROS, D. A.; MACHADO, S. A.; ACERBI JÚNIOR, F. W.; SCOLFORO, J. R. S. **Comportamento de modelos hipsométricos tradicionais e genéricos para plantações de *Pinus oocarpa* em diferentes tratamentos**. Boletim de Pesquisa Florestal, 2002.

DACOSTA, L. P. E. **Relações biométricas em povoamentos jovens de *Pinus taeda* L. na província de Corrientes, República Argentina**. Tese (Doutorado em Engenharia Florestal) – Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, RS, 128 p, 2008.

DONADONI, A.X; PELISSARI, A.L, DRESCHER, R; ROSA, G. D. **Relação hipsométrica para *Pinus caribaea* var. *hondurensis* e *Pinus tecunumanii* em povoamento homogêneo no Estado de Rondônia**. Ciência Rural, 2010.

AJUSTE DE EQUAÇÕES VOLUMÉTRICAS PARA POVOAMENTO DE *Pinus patula* Schltdl. & Cham. NO MUNICÍPIO DE PONTE ALTA DO NORTE - SC

Rafael Scariot¹ Gean Carlos Paia Lima² Flávio Augusto Rolim³ Raul Silvestre⁴ Lucas Dalmolin Ciarnoschi⁵
Deyvis Borges Waltrick⁶

¹Engenheiro Florestal, Universidade do Estado de Santa Catarina - Av. Luiz de Camões, 2090, CEP: 88520-000, Lages/SC
(eng.rafaelscariot@yahoo.com.br)

²Engenheiro Florestal, Mestrando em Produção Florestal, Universidade do Estado de Santa Catarina - Av. Luiz de Camões, 2090, CEP: 88520-000, Lages/SC (geanpagio@gmail.com)

³Engenheiro Florestal Mestre em Ciências Florestais, Florestal Rio Marombas, Rodovia 116, Km 161, CEP: 89535-000, Ponte Alta do Norte/SC (flavio.rolim@gerdau.com.br)

⁴Engenheiro Florestal, Prof. Dr. da Universidade do Estado de Santa Catarina - Av. Luiz de Camões, 2090, CEP: 88520-000, Lages/SC (silvestrefloresta@yahoo.com.br)

⁵Engenheiro Florestal, Mestrando em Produção Florestal, Universidade do Estado de Santa Catarina - Av. Luiz de Camões, 2090, CEP: 88520-000, Lages/SC (ciarnoschi@hotmail.com)

⁶Deyvis Borges Waltrick, Graduando em Engenharia Florestal, Universidade do Estado de Santa Catarina - Av. Luiz de Camões, 2090, CEP: 88520-000, Lages/SC (eng.borges@outlook.com)

Resumo

O presente estudo teve como objetivo ajustar diferentes equações para estimativas de volume em povoamento de *Pinus patula* Schltdl. & Cham. no município de Ponte Alta do Norte, SC. Para isso, realizou-se a cubagem rigorosa de 34 árvores por meio do método de Smalian. A cubagem rigorosa foi feita mediante a separação dos indivíduos em nove classes diamétricas, partindo do diâmetro mínimo de 11,5 cm e máximo de 33,3 cm. Para o ajuste das equações volumétricas foram testados por meio de regressão, cinco modelos matemáticos. A equação que apresentou os melhores resultados do coeficiente de determinação ajustado ($R^2_{aj.}$), erro padrão relativo ($S_{xy}\%$) e análise gráfica de resíduos foi proveniente do modelo de Schumacher-Hall, por apresentar menor tendenciosidade na dispersão dos resíduos.

Palavras-chave: cubagem de árvores, modelos matemáticos, produtividade, volumetria.

Abstract

Adjust of equations volumetric for stands of Pinus patula Schltdl. & Cham. in the municipality of Ponte Alta do Norte - SC. The present study aimed to fit different equations for estimating volume in a stand of *Pinus patula* Schltdl. & Cham. in the town of Ponte Alta do Norte, SC. For this, there was the cubed 34 trees by the method Smalian. The cubing was taken by separating individuals in nine diameter classes, starting from the minimum diameter of 11.5 cm and a maximum of 33.3 cm. To adjust the volumetric equations were tested five models using regression mathematical. The equation that showed the best results adjusted coefficient of determination ($R^2_{aj.}$), relative standard error ($S_{xy}\%$) and graphical analysis of residuals was from the Schumacher-Hall model, it has lower dispersion of the residuals.

Keywords: cubage of trees, mathematical models, productivity, volumetry.

INTRODUÇÃO

O gênero *Pinus* vem sendo plantado em larga escala no Brasil há várias décadas, principalmente o *Pinus taeda* L. e o *Pinus elliottii* Engelm., devido sua grande produção de madeira. No entanto, existem muitas outras espécies do gênero *Pinus* que vem sendo estudadas na tentativa de diversificar os cultivos florestais. Neste sentido pode-se destacar o *Pinus patula* que aparece como uma espécie alternativa para a produção em plantios homogêneos.

No Brasil o *Pinus patula* Schltdl. & Cham. ainda não tem povoamentos expressivos como o *P. taeda* e o *P. elliottii*. A espécie ainda é plantada a nível experimental com o intuito de acompanhamento do crescimento, produção, adaptação e qualidade da madeira.

No que diz respeito à produtividade de determinado reflorestamento, o volume é a variável mais utilizada no diagnóstico do potencial madeireiro, sendo por isso uma variável de grande importância. Além de ser uma variável de uso corrente no manejo florestal, é também a mais utilizada na comercialização e na indústria (CUNHA, 2004).

Neste sentido, o ajuste de equações volumétricas para povoamentos de *P. patula* por meio da cubagem rigorosa busca proporcionar estimativas precisas do volume sem a necessidade de derrubada dos indivíduos no futuro, reduzindo assim o custo operacional do inventário florestal. Contudo a validade do método está no fato de que o mesmo seja aplicado com rapidez e que este possua certo grau de precisão (SILVA e NETO, 1979).

Dessa forma, o objetivo do presente estudo foi ajustar modelos volumétricos para *P. patula* na região de Ponte Alta do Norte no Estado de Santa Catarina.

MATERIAL E MÉTODOS

O estudo foi desenvolvido em um povoamento de *P. patula* localizado na cidade de Ponte Alta do Norte, no Estado de Santa Catarina sob as seguintes coordenadas geográficas, latitude 27°09'30"S e longitude 50°27'52"W, a uma altitude média de 962 metros, com área de aproximadamente 20 ha. Implantado no ano de 2003 com espaçamento inicial de 2,5 m x 2,5 m, o povoamento foi submetido ao primeiro desbaste aos 8 anos de idade.

Para a obtenção dos dados, foi realizado o inventário florestal por meio de 10 parcelas alocadas na área, sendo empregado o método de área fixa em parcelas no formato retangular com as dimensões de 15 m x 30 m, selecionadas pelo processo de amostragem aleatória simples. Nestas, foram coletados os dados quanto à circunferência a altura do peito (CAP), na altura de 1,30 m ao nível do solo de todas as árvores e a mensuração da altura de 25% do total de árvores medidas na parcela.

Posteriormente a averiguação da distribuição diamétrica do povoamento, foram cubadas 34 árvores por meio do método de Smalian. Os diâmetros ao longo do fuste foram medidos nas seguintes alturas: 0,1 m; 0,3 m; 0,5 m; 0,9 m; 1,3 metros, a partir desta última os diâmetros foram medidos de 1 em 1 metro, sucessivamente até a última seção. Este método é também conhecido como fórmula da Média das Secções onde o volume é obtido pelo produto da média das áreas seccionais (g_1 e g_2) dos extremos pelo comprimento da tora (Equação 1), sendo:

$$v = \left(\frac{g_1 + g_2}{2} \right) l \quad (\text{Equação 1})$$

Em que: v = volume da seção em m^3 ; g_1 = área transversal na base da tora em m^2 ; g_2 = área transversal no topo da tora em m^2 ; l = comprimento da tora em m.

De posse dos dados obtidos pela cubagem rigorosa, calcularam-se os volumes individuais para cada árvore. Em seguida foram escolhidos cinco modelos matemáticos na literatura (Tabela 1) para a realização do ajuste das equações volumétricas para a estimativa do volume individual total com casca.

Tabela 1 - Modelos volumétricos ajustados para o povoamento de *Pinus patula*, localizado no Município de Ponte Alta do Norte/SC.

Nº	Autor	Modelo
1	Kopecky e Gehrhardt	$v = \beta_0 + \beta_1 * DAP^2$
2	Hohenald e Krenn	$v = \beta_0 + \beta_1 * DAP + \beta_2 * DAP^2$
3	Husch	$Ln v = \beta_0 + \beta_1 * Ln (DAP)$
4	Spurr	$v = \beta_0 + \beta_1 * DAP^2 * Ht$
5	Schumacher-Hall	$Ln v = \beta_0 + \beta_1 * Ln (DAP) + \beta_2 * Ln (Ht)$

v = volume individual (m^3); Ln = logaritmo neperiano; DAP = diâmetro a altura do peito, ou seja, a 1,30 m do solo; β_0, β_1 e β_2 = coeficientes a serem estimados.

Após o ajuste das equações, foi selecionado o melhor modelo para a estimativa dos volumes, sendo para isso avaliado as seguintes medidas de ajuste e precisão: o coeficiente de determinação ajustado ($R^2_{aj.}$) (Equação 2), o erro padrão da estimativa relativo ($Syx\%$) (Equação 3) e a análise gráfica da distribuição dos resíduos percentuais em função da variável dependente estimada (volume individual em m^3).

$$R^2_{aj.} = 1 - \left\{ (1 - R^2) * \left(\frac{n-1}{n-p} \right) \right\} \quad (\text{Equação 2})$$

$$Syx\% = \frac{Syx}{ym} * 100 \quad (\text{Equação 3})$$

Em que: $R^2_{aj.}$ = R^2 ajustado; R^2 = coeficiente de determinação; n = número de árvores cubadas; $n - 1$ = graus de liberdade; p = número de parâmetros da equação; $Syx\%$ = erro padrão da estimativa relativo (%); Syx = erro padrão da estimativa absoluto; ym = volume médio observado.

Para minimizar a discrepância logarítmica das equações logaritimizadas, empregou-se o Fator de Correção de Meyer (FCM) (Equação 4). A partir dos valores obtidos pelo FCM, recalculam-se os volumes individualmente para cada árvore.

$$FCM = e^{0,5*QM.res} \quad (\text{Equação 4})$$

Em que: FCM = Fator de correção de Meyer, e = base do logaritmo natural (2,718281828...); QM.res = quadrado médio dos resíduos.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Após a realização do inventário, procedeu-se o cálculo das variáveis dendrométricas para caracterização do povoamento, chegando-se nos seguintes resultados: número de árvores por hectare: 893 árvores; DAP médio: 21,3 centímetros; diâmetro médio quadrático: 21,6 cm; área basal por hectare: 32,6373 m² e altura total média de 14,9 m. Os diâmetros mínimo e máximo do povoamento variaram de 11,9 cm a 33,0 cm respectivamente.

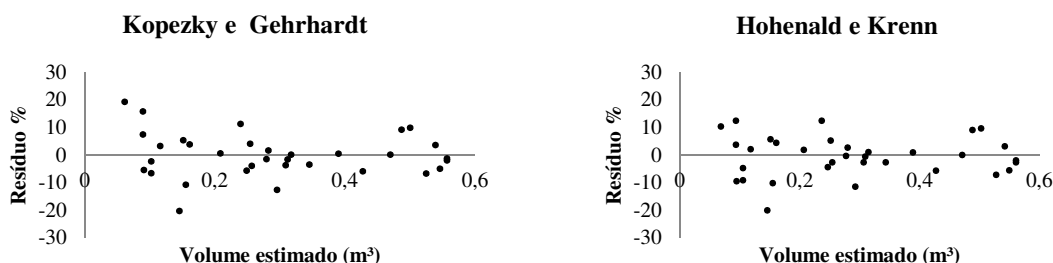
Após o ajuste das equações, aplicaram-se as estatísticas de ajuste e precisão e, a análise gráfica de resíduos, descritas anteriormente, a fim de verificar qual modelo melhor ajustou-se as características dendrométricas do povoamento, sendo os resultados obtidos observados na Tabela 2.

Tabela 2 - Coeficientes ajustados e parâmetros estatísticos de ajuste e precisão para estimativas volumétricas do povoamento de *Pinus patula*, localizado no Município de Ponte Alta do Norte/SC

Modelo	Coeficientes			R ² aj.	S _{xy} (%)
	β ₀	β ₁	β ₂		
1	-0,0198	0,0006	-	0,9846	6,9479
2	0,0199	-0,0038	0,0007	0,9844	6,9909
3	-80,200	21,493	-	0,9865	6,8941
4	0,0211	0,0000	-	0,9868	6,4284
5	-92,370	18,424	0,8038	0,9909	6,4786

Analisando a Tabela 2 pode-se verificar que os resultados da estatística de ajuste calculados a partir do coeficiente de determinação (R^2 aj.), foram muito bons, superiores a 0,98, para os cinco modelos demonstrando com isso, alta correlação da variável dependente (volume) em relação às variáveis independentes (DAP e altura). Analisando o erro padrão da estimativa relativo, é possível considerar que todos os modelos apresentaram bons resultados, sendo estes inferiores a 7%, indicando assim o quanto os valores estimados diferem em média dos valores observados ou reais. O maior valor verificado para o R^2 aj. foi no modelo de Schumacher-Hall, porém quem apresentou o menor erro padrão relativo (S_{yx} %) foi o modelo de Spurr com 6,4284%.

Por meio da análise gráfica de resíduos (Figura 1), pode-se verificar que todos os modelos se adequaram com as características do povoamento, visto que os resíduos não ultrapassaram erros acima de 20%. No entanto, a equação ajustada a partir do modelo de Schumacher-Hall, apresentou distribuição mais homogênea dos resíduos em torno da linha média. Com isso a equação foi selecionada para estimar a volumetria do povoamento em questão e, até mesmo para estimar a volumetria de povoamentos de *P. patula* com características estruturais similares ao do presente.



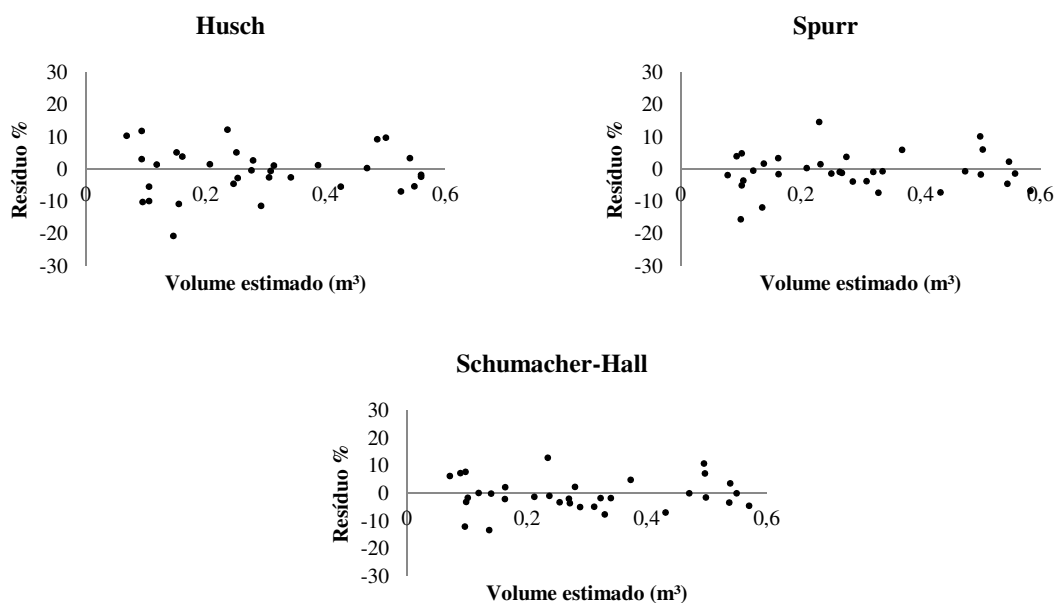


Figura 1 - Dispersão dos resíduos em porcentagem do volume estimado para os cinco modelos testados para *Pinus patula* no município de Ponte Alta do Norte – SC.

CONCLUSÕES

As cinco equações ajustadas apresentaram bons resultados das estatísticas de ajuste e precisão e análise gráfica de resíduos. Assim, qualquer uma poderia ser utilizada para estimar a volumetria do povoamento. No entanto, a equação ajustada a partir do modelo de Schumacher-Hall, apresentou distribuição de resíduos mais homogênea em torno da linha média, sendo esta a mais indicada.

Cabe salientar que estudos desta natureza devem continuar para que novos modelos sejam testados e ajustados com o intuito de adequar os mesmos as características dendrométricas dos povoamentos, sendo que estas diferem devido às procedências, condições edáficas e climáticas de cada região.

REFERÊNCIAS

CUNHA, U. S. **Dendrometria e Inventário Florestal**. Disponível em: <http://engenhariaflorestal.jatai.ufg.br/uploads/284/original_dendroinv.pdf>. Acesso: 07/06/2014.

SILVA, J. A. A; NETO, F. P. **Princípios Básicos de Dendrometria**. Recife: Universidade Federal Rural de Pernambuco, Departamento de Ciência Florestal, 1979. 198 p.

ANÁLISE DESCRITIVA DE UMA FLORESTA ESTACIONAL SEMIDECIDUAL COM BASE NAS CLASSES DE ALTURA DE ÁRVORES

Rafaella De Angeli Curto¹, Rômulo Môra², Gilson Fernandes da Silva³, Sylvio Péllico Netto⁴

¹Engenheira Florestal, M.Sc., Centro de Ciências Florestais e da Madeira, Campus III, Universidade Federal do Paraná, Av.: Prefeito Lothário Meissner, 900, Jardim Botânico, CEP 80210-170, Curitiba-PR, Brasil. rafaellacurto@yahoo.com.br;

²Engenheiro Florestal, M.Sc., Departamento de Engenharia Florestal, Faculdade de Engenharia Florestal, Universidade Federal de Mato Grosso, Av.: Fernando Corrêa da Costa, 2367, Bairro Boa Esperança, CEP 78060-900, Cuiabá - MT, Brasil. romulomef@yahoo.com.br

³Engenheiro Florestal, Dr., Departamento de Engenharia Florestal, Centro de Ciências Agrárias, Universidade Federal do Espírito Santo, Av.: Avenida Governador Lindemberg, nº 316, Centro, CEP 29.550-000, Jerônimo Monteiro-ES, Brasil. gilson.silva@pq.cnpq.br

⁴Engenheiro Florestal, Dr., Professor Sênior, Centro de Ciências Florestais e da Madeira, Campus III, Universidade Federal do Paraná, Av.: Prefeito Lothário Meissner, 900, Jardim Botânico, CEP 80210-170, Curitiba-PR, Brasil. sylviopelliconetto@gmail.com

Resumo

Objetivou-se caracterizar e avaliar a distribuição das árvores em termos de área basal de acordo com a classe de altura a que pertencem, com base em um inventário florestal da Floresta do Rosal, Guaçuí – ES, sendo distribuídas 16 parcelas de 20 x 30 m, por meio de amostragem de área fixa de forma sistemática (150 x 200 m). Foram medidos os DAPs ≥ 5 cm, e respectivas alturas. A altura foi medida de forma direta, com régua telescópica de 15 metros de altura e escalada para as árvores com alturas > 15 m. Foi realizada uma análise descritiva dos dados obtidos no inventário. Aproximadamente 82% das árvores possuem altura < 15 m. Porém, a área basal associada a elas representa mais da metade da área basal do povoamento (62,18%), levando à necessidade de considerar e avaliar métodos para estimar com precisão a altura de árvores mais altas em florestas naturais.

Palavras-chave: área basal; floresta natural; inventário florestal.

Abstract

Descriptive analysis of a semideciduous seasonal forest based on height class of trees. This study aimed to characterize and evaluate the distribution of trees in terms of basal area in accordance with the height class which they belong, based on a forest inventory of Rosal Forest, Guaçuí - ES, and distributed 16 plots of 20 x 30 m through a systematic sampling with fixed area plots (150 x 200 m). DBHs ≥ 5 cm, and their heights were measured. Height was measured in a direct way with a telescopic ruler of 15 meters of height, and climbing the trees with heights > 15 m. A descriptive analysis of the data obtained in the inventory. Approximately 82% of the trees have height < 15 m. However, the basal area associated with them represents more than half of the basal area of the stand (62.18%), leading to the need to consider and evaluate methods to accurately estimate the height of the higher trees in natural forests.

Keywords: basal area; natural forest; forest inventory.

INTRODUÇÃO

As duas variáveis mais utilizadas para a realização de inventários florestais são a altura e o diâmetro, que são usadas para o cálculo da área basal e do volume de madeira existentes em uma floresta (FREITAS; WICHERT, 1998), porém o levantamento de dados em uma floresta nativa é uma atividade complexa e sujeita a erros. De acordo com Gonçalves *et al.* (2009), a densidade e a diversidade de uma floresta tropical tornam complexa a coleta dos dados de altura das árvores.

A altura constitui-se em uma importante característica da árvore, sendo sua medição ou estimativa muito importante para o cálculo do volume, de incrementos em altura e, em determinadas situações, pode servir como indicadora da qualidade produtiva de um local (SOARES *et al.*, 2006). Conforme discutido por Souza e Souza (2004), a altura total das árvores pode ter importante significado ecológico e para fins de manejo, à medida que ajuda a compreender a estrutura vertical da comunidade, podendo-se estimar por meio dessa variável as espécies que apresentam maior importância ecológica, considerando-se esse tipo de estrutura.

Para estimativas de altura das árvores, existem tipos variados de equipamentos. As réguas telescópicas disponíveis no mercado possuem até 15 metros de altura, já para estimar a altura de árvores que ultrapassam 15 metros, torna-se necessário o uso de outros equipamentos. Os aparelhos utilizados para realizar a estimativa da altura de árvores são denominados de hipsômetros, sendo classificados de acordo com o seu princípio de construção: Princípio Geométrico, baseado na relação entre triângulos, e o Princípio Trigonométrico, que se baseia na relação entre ângulos e distâncias (SOARES *et al.*, 2006).

A estimativa da altura total das árvores em florestas naturais é muitas vezes difícil e pouco precisa, principalmente quando comparado à estimativa em povoamentos plantados, especialmente considerando-se árvores mais altas. Isto porque, segundo Couto e Bastos (1988), a densidade do povoamento pode prejudicar a

descoberta de um ponto ótimo de visão, dificultando o encontro do topo da árvore, uma vez que para estimar a altura total de uma árvore, seu topo e base devem ser visíveis simultaneamente após o posicionamento do observador para medi-la. A não visualização ou falta de nitidez do ápice da copa e da base da árvore, podem gerar erros nas estimações, causando super ou subestimativas, principalmente em florestas nativas (LINGNAU *et al.*, 2008).

Como existem no mercado réguas telescópicas com até 15 metros de altura, a grande maioria das árvores pode ser medida de forma direta com grande precisão, uma vez que em florestas nativas, o número de árvores de maior porte é bem reduzido em relação ao número das árvores de pequeno porte. Por exemplo, em inventários realizados em florestas estacionais semidecíduais no Espírito Santo e Minas Gerais (ARCHANJO, 2008; REDLING, 2007; ANDRADE; RODAL, 2004; PAULA *et al.*, 2004) as árvores apresentam altura total média próxima a 10 metros. Por outro lado, as árvores que possuem altura superior a 15 metros, apesar de ocorrerem em número reduzido, podem representar significativa área basal do povoamento, sendo que a área basal tem a vantagem de ser facilmente determinada.

Segundo Husch *et al.* (1963) a área basal está estreitamente relacionada com o volume, que por sua vez representa o parâmetro ideal para expressão da densidade, mas que tem em si a desvantagem de precisar ser estimado com o auxílio de mais de um parâmetro, por exemplo, o diâmetro e a altura, que devem ser considerados como variáveis independentes.

Objetivou-se caracterizar e avaliar a distribuição das árvores em termos de área basal, de acordo com a classe de altura a que pertencem, a fim de evidenciar a necessidade de medidas precisas de altura principalmente nas maiores classes, uma vez que a altura e a área basal estão estreitamente relacionadas ao volume.

MATERIAL E MÉTODOS

Área de estudo

Este trabalho foi desenvolvido em um fragmento florestal, conhecido como Floresta do Rosal, que pertence à Usina Hidrelétrica Rosal, localizado no Parque Natural Municipal de Guaçuí – ES, sendo esse fragmento coberto por Floresta Estacional Semidecidual (REZENDE *et al.*, 2009).

A Floresta do Rosal possui uma área de 52,04 hectares. As coordenadas geográficas de acesso à entrada são 20°53' latitude Sul e 41°42' de longitude Oeste, (SANSEVERO *et al.*, 2006) e distante do centro urbano do município de Guaçuí cerca de 19,4 km.

Coleta de dados

Foi realizado um inventário florestal da Floresta do Rosal por meio do método de amostragem de área fixa, sendo as parcelas distribuídas de forma sistemática no campo, com uma distância de 150 metros entre parcelas na linha e 200 metros entre linhas.

Foram distribuídas 16 parcelas de 20 x 30m (600 m²), em toda a extensão da Floresta, totalizando uma área amostrada de 0,96 hectares.

Após distribuição das parcelas definidas no inventário florestal, todos os indivíduos com DAPs (diâmetro a altura do peito, igual a 1,30 m de altura do solo) igual ou superior a 5 cm foram medidos com suas respectivas alturas. Nos casos de indivíduos perfilhados, as ramificações também foram consideradas, desde que estivessem vivas e enquadradas nos critérios de inclusão ($DAP \geq 5$ cm). Nesses casos, foram medidos todos os fustes.

O DAP foi medido com fita diamétrica e a altura total das árvores foi medida com régua telescópica de 15 metros de altura. Para as árvores com alturas maiores que 15 metros, foram escalados e medidos com auxílio de uma trena, todos os indivíduos a fim de obter sua altura real.

Análise descritiva da floresta

Com base no inventário descrito, uma análise descritiva dos dados de altura total foi realizada com o objetivo de entender melhor como as árvores se distribuem nas diferentes classes de altura. Assim, para árvores com até 10 metros de altura, árvores com até 15 metros de altura e para todas as árvores, foram calculadas: a altura média, o diâmetro médio aritmético e diâmetro médio quadrático, a percentagem de área basal em cada intervalo, percentagem de árvores bifurcadas, além do levantamento de informações como número de indivíduos amostrados, a percentagem de indivíduos em cada um dos intervalos e a média do número de indivíduos presentes por parcela de 600 m².

RESULTADOS E DISCUSSÃO

A análise descritiva dos valores para os intervalos de altura considerados estão apresentados na Tabela 1. Observando a tabela, nota-se que o número médio de indivíduos presentes nas parcelas do inventário (600 m²) foi

de 99,75. Para o referido inventário foram medidas 16 parcelas, assim o número total de indivíduos presentes na amostragem foi de 1.596. Porém, foi identificado e estimado um total de 1.656 fustes, de forma que 3,07% dos indivíduos presentes no inventário possuem bifurcações. Essa informação é considerada importante, já que a estimativa de altura de indivíduos bifurcados é mais onerosa, porém necessária. Para a realização de inventários para volumetria, por exemplo, há a necessidade de se estimar a altura dos fustes isoladamente.

Tabela 1 - Análise descritiva de dados de altura total

	Até 10 metros	Até 15 metros	Total
Número de indivíduos (%)	51,94	81,95	-
Área Basal (%)	14,29	37,82	-
Número de indivíduos amostrados	829	1308	1596
Número de fustes medidos	853	1332	1656
Árvores bifurcadas (%)	1,38	2,51	3,07
Número médio de indivíduos/parcela (600 m ²)	51,81	81,75	99,75
Altura média	7,57	9,29	11,03
Diâmetro médio aritmético	7,23	8,99	11,74
Diâmetro médio quadrático	7,58	9,82	14,45

Ainda avaliando a Tabela 1, observa-se que mais de 50% das árvores apresentaram altura total menor que 10 metros e aproximadamente 82% delas possuem altura menor que 15 metros. É possível notar ainda que as árvores com até 15 metros de altura representam apenas 37,82% da área basal do povoamento.

Como o número de indivíduos abaixo de 15 metros é alto, para a estimação de altura, as árvores podem ser medidas de forma direta, através do uso de régua telescópica, obtendo estimativas com boa precisão.

Porém, apesar do reduzido número de indivíduos presentes nas classes superiores a 15 metros (18,05% para este caso), a área basal associada a eles representa mais da metade da área basal do povoamento (62,18%). Assim, como a área basal possui forte correlação com o volume, a obtenção de dados confiáveis de altura para árvores mais altas ganham especial importância, pois estimativas equivocadas dessa variável podem, por exemplo, gerar erros consideráveis na obtenção do volume da floresta.

Considerando-se todos os indivíduos amostrados, verificou-se ainda (informação complementar à Tabela 1) que a altura total para a área de estudo variou de 2,00 m a 29,20 m, com média de 11,03 m, lembrando-se que a altura total foi obtida de forma direta. Já em estudos realizados em florestas estacionais semidecíduais no sul do Estado do Espírito Santo, de acordo com Archanjo (2008), a altura total dos indivíduos variou de 2,10 a 54,00 metros, e a média foi de 10,04 m. De acordo com Moreira (2009), a altura total dos indivíduos variou de 2,00 a 55,00 metros, sendo a altura média 12,90 metros, porém para ambos os casos, a altura total foi obtida de forma indireta.

Nota-se ainda que, assim como observado por Redling (2007) em Floresta Estacional Semidecidual no estado de Minas Gerais, Archanjo (2008) e Moreira (2009) em Floresta Estacional Semidecidual no sul do Estado do Espírito Santo, a altura média se situou em torno de 11 metros, sendo que a maioria dos indivíduos ocorreu nas menores classes de altura. Esse comportamento era esperado, uma vez que, similarmente à distribuição diamétrica em J - invertido, que é característica de floresta inequiana, as classes inferiores de altura total possuem maiores números de indivíduos (SOUZA *et al.*, 2003).

Tendo em vista que estudos de crescimento e produção em florestas tropicais necessitam de precisão nos dados coletados, torna-se imprescindível a identificação de metodologias e instrumentação que, apesar das dificuldades inerentes, possam gerar dados de boa qualidade (GONÇALVES *et al.*, 2009), reduzindo o tempo e a quantidade de recursos para sua obtenção (PIRES, 2005).

CONCLUSÕES

Na floresta em estudo, as árvores nas maiores classes de altura possuem baixa frequência, porém representam a maior parte da área basal do povoamento, levando à necessidade de considerar e avaliar métodos para estimar com precisão a altura de árvores mais altas em uma floresta natural.

REFERÊNCIAS

- ANDRADE, K. V. S. A.; RODAL, M. J. N. Fisionomia e estrutura de um remanescente de floresta estacional semidecidual de terras baixas no nordeste do Brasil. **Revista Brasileira Botânica**, v. 27, n. 3, p. 463-474, 2004.
- ARCHANJO, K. M. P. A. **Análise florística e fitossociológica de fragmentos florestais de Mata Atlântica no sul do estado do Espírito Santo**. 2008. 136 p. Dissertação (Mestrado em Produção Vegetal) – Programa de Pós-Graduação em Produção Vegetal, Universidade Federal do Espírito Santo, Alegre, 2008.
- COUTO, H. T. Z., BASTOS, N. L. M. Erros de medição de altura em povoamentos de Eucalyptus em região plana. **IPEF**, n. 39, p. 21-31, 1988.
- FREITAS, A. G.; WICHERT, M. C. P. Comparação entre instrumentos tradicionais de medição de diâmetro e altura com o criterion 400. **IPEF**, n. 188, 1998.
- GONÇALVES, D. A.; ELDIK, T. V.; POKORNY, B. O uso de dendrômetro a laser em florestas tropicais: aplicações para o manejo florestal na Amazônia. **Revista Floresta**. Curitiba, PR, v. 39, n. 1, p. 175-187, 2009.
- HUSCH, B.; MILLER, C. I.; BEERS, T. W. **Forest mensuration**. 3 ed. Malabar: Krieger Publishing Company, 402 p., 1963.
- LINGNAU, C., SILVA, M. N., SANTOS, D. S., MACHADO, A., LIMA, J. G. S. Mensuração de alturas de árvores individuais a partir de dados *laser* terrestre. **Ambiência**, Guarapuava, PR: Edição Especial, v. 4, p. 85-96, 2008.
- MOREIRA, L. N. **Fitossociologia em ambiente de borda de fragmento de floresta Estacional Semidecidual**. Dissertação (Mestrado em Produção Vegetal) - Programa de Pós-Graduação em Produção Vegetal, Universidade Federal do Espírito Santo, Alegre, 2009.
- PAULA, A.; SILVA, A. F.; MARCO JÚNIOR, P.; SANTOS, F. A. M.; SOUZA, A. L. Sucessão ecológica da vegetação arbórea em uma Floresta Estacional Semidecidual, Viçosa, MG, Brasil. **Revista Acta botânica brasileira**, v. 18, n. 3, p. 407-423, 2004.
- PIRES, J. M. **Uso do Lidar (Light Detection and Ranging) para estimação da altura de árvores em povoamentos de eucalipto**. 2005. Dissertação (Mestrado em Ciência Florestal) – Programa de Pós-Graduação em Ciência Florestal, Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2005.
- REDLING, J. S. H. **Comparação de amostragens em uma floresta estacional semidecidual no entorno do Parque Nacional do Caparaó - MG**. 2007. 104 p. Dissertação (Mestrado em Produção Vegetal) – Programa de Pós-Graduação em Produção Vegetal, Universidade Federal do Espírito Santo, Alegre, 2007.
- REZENDE, H. R.; SESSA, P. A.; FERREIRA, A. L.; SANTOS, C. B.; LEITE, G. R.; FALQUETO, A. Efeitos da implantação da Usina Hidrelétrica de Rosal, Rio Itabapoana, Estados do Espírito Santo e Rio de Janeiro, sobre anofelinos, planorbídeos e flebotomíneos. **Revista da Sociedade Brasileira de Medicina Tropical**. v. 42, n. 2, p. 160-164, 2009.
- SANSEVERO, J. B. B.; PIRES, J. P. A.; PEZZOPANE, J. E. M. Caracterização ambiental e enriquecimento da vegetação de áreas em diferentes estágios sucessionais (pasto, borda, clareira e floresta). **Revista Científica Eletrônica de Engenharia Florestal**. Publicação Científica da Faculdade de Agronomia e Engenharia Florestal de Garça/FAEF. Ano IV, n. 07, 2006.
- SOARES, C. P. B; PAULA NETO, F. DE, SOUZA, A. L. **Dendrometria e Inventário Florestal**. Viçosa, MG: UFV, 45 p., 2006.
- SOUZA, D. R., SOUZA, A. L., GAMA, J. R. V., LEITE, H. G. Emprego da análise multivariada para estratificação vertical de florestas ineqüiâneas. **Revista Árvore**, v. 27, n. 1, p. 59-63, 2003.
- SOUZA, A. L.; SOUZA D. R. Estratificação vertical em floresta ombrófila densa de terra firme não explorada, Amazônia Oriental. **Revista Árvore**, v. 28, n. 5, p. 691-698, 2004.

ÁREAS POTENCIAIS PARA O EXTRATIVISMO E COMPORTAMENTO DENDROMÉTRICO DA ESPÉCIE *Caryocar brasiliense* Cambess. NO BIOMA DO CERRADO DE MINAS GERAIS

Thiza Falqueto Altoé¹, Antônio Carlos Ferraz Filho², Henrique Ferraço Scolforo³, José Márcio de Mello², José Roberto Soares Scolforo²

¹Engenheira Florestal, Msc., Doutoranda do Programa de Pós-Graduação em Ciências Florestais, Universidade Federal de Lavras, Campus Universitário, CEP 37200-000, Lavras (MG). thiza.altoe@dcf.ufla.br,

²Engenheiro Florestal, Dr., Professor do Departamento de Ciências Florestais, Universidade Federal de Lavras, Campus Universitário, CEP 37200-000, Lavras (MG). antoniocarlos.ferraz@dcf.ufla.br, josemarcio@dcf.ufla.br, jscolforo@dcf.ufla.br,

³Engenheiro Florestal, Mestrando do Programa de Pós-Graduação em Ciências Florestais, Universidade Federal de Lavras, Campus Universitário, CEP 37200-000, Lavras (MG). henriquescolforo@hotmail.com.

Resumo

O objetivo deste estudo foi mapear a densidade (DA) e dominância absolutas (DoA) do pequi (*Caryocar brasiliense*) no Bioma Cerrado, em Minas Gerais, e descrever aspectos dendrométricos deste onde a sua DoA e a DA são altas, visando o manejo de seus frutos. Foram analisados 51 fragmentos do Inventário Florestal de Minas Gerais nos quais havia a presença da espécie. O comportamento do DAP e Ht foi observado para os 3 fragmentos com maior DoA e DA através de análise gráfica. Utilizou-se o programa ArcGIS para a elaboração dos mapas e ajustes dos semivariogramas (modelo exponencial). Verificou-se que as áreas de maior concentração de pequi estão situadas na região de Montes Claros, ao norte deste e na parte oeste da bacia do Rio Jequitinhonha. Tanto em relação às características dendrométricas como em termos da sua distribuição no Estado, conclui-se que há muitas áreas com potencial para o manejo do pequi.

Palavras-chave: Pequi; Densidade absoluta; Dominância absoluta; Fitossociologia; Geoestatística.

Abstract

Potential areas for extraction and dendrometric behavior of the specie Caryocar brasiliense Cambess. in the Cerrado Biome of Minas Gerais. The objective of this study was to map density (DA) and absolute dominance (DoA) of pequi (*Caryocar brasiliense*) in the Cerrado Biome of Minas Gerais, and describe dendrometric aspects where DA and DoA are high, for the management of its fruits. Were analyzed 51 forest remnants of the Forest Inventory of Minas Gerais. DBH and Ht behavior was observed graphically for the 3 remnants with the highest DA and DoA. ArcGIS was used for the preparation of maps and semivariogram fitting (exponential model). It was found that the areas of greatest concentration of pequi are situated in the region of Montes Claros, North of this and in the western part of the Jequitinhonha River basin. Both in terms of the dendrometric characteristics as in terms of its distribution in the State, it is concluded that there are many areas with potential for the management of pequi.

Keywords: Pequi; absolute density; absolute dominance; Phytossociology; Geostatistic.

INTRODUÇÃO

O extrativismo vegetal é um processo de exploração dos recursos vegetais nativos, onde os produtos de uma determinada região são coletados para o consumo humano. Embora a exploração de madeira seja a principal atividade extrativista no Brasil, a coleta de produtos não madeireiros também é significativa. Um exemplo de extrativismo muito tradicional que ocorre em Minas Gerais (principalmente na região norte) é a coleta de pequi, *Caryocar brasiliense* Cambess. O pequizeiro é uma planta nativa do Cerrado e da Amazônia, cujo fruto é muito rico em óleo e proteína, e bastante apreciado pelos povos que vivem nestes ecossistemas (SILVA *et al.* 2001).

Segundo o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE (2012) o pequi pode ser comercializado tanto para a produção de óleos e gorduras (a amêndoa do fruto) como para consumo humano na culinária. Em 2012, foi comercializado no Brasil cerca de 1000 toneladas de amêndoas do fruto, gerando um total de cerca de R\$ 2,5 milhões. No Estado de Minas Gerais, o pequi é comercializado principalmente como fruta para uso na culinária, atingindo valores de 1438 toneladas do fruto comercializado e gerando um total de cerca de R\$ 3 milhões no Estado em 2012.

Oliveira e Scariot (2010) descreve o extrativismo sustentável do pequi como sendo uma boa opção para gerar renda em comunidades rurais, especialmente quando ocorre a organização em cooperativas para beneficiamento do produto. Segundo estes autores, a coleta do pequi é realizada durante o período de dezembro a fevereiro, sendo que uma família (3 pessoas) consegue coletar até 60kg de caroços por dia, gerando uma renda de R\$ 450 por safra (cerca de 5,5% da renda anual da família).

Tendo em vista o potencial econômico e social que o extrativismo do pequi possui, o principal objetivo deste estudo é mapear a densidade absoluta (árvores por hectare) e a dominância absoluta (área basal por hectare) deste no Bioma Cerrado do Estado de Minas Gerais, bem como descrever aspectos dendrométricos da espécie (distribuição diamétrica e de altura) onde sua dominância e densidade são altas.

MATERIAL E MÉTODOS

Os dados para este estudo foram obtidos do Inventário Florestal de Minas Gerais (IFMG, SCOLFORO *et al.*, 2008). Dos 67 fragmentos de Cerrado amostrados no IFMG, utilizaram-se os 51 fragmentos em que havia a presença do pequi. Assim, das 1763 parcelas medidas no Cerrado, 632 continham a presença de pequi, totalizando 3178 árvores medidas.

Para estudar o comportamento da espécie no Bioma Cerrado, foram considerados o diâmetro a 1,30 m de altura do solo (DAP) e altura total (Ht) de todas as árvores dessa espécie assim como a densidade, dominância e frequência absolutas e relativas nos fragmentos que a mesma ocorreu. Indivíduos perfilados foram considerados como apenas um indivíduo neste estudo, atribuindo o diâmetro equivalente e a altura da maior bifurcação neste caso. A Tabela 1 traz os valores mínimos, médios e máximos dos parâmetros fitossociológicos dos 51 fragmentos estudados.

Tabela 1 - Valores mínimos, médios e máximos de área, diâmetro, altura, densidade, dominância e frequência absolutas e relativas do pequi em 51 fragmentos de Cerrado em Minas Gerais.

Parâmetros	Ar	DAP	Ht	DA	DR	DoA	DoR	FA	FR
Mínimo	16,0	5,0	1,3	0,67	0,06	0,02	0,12	5,23	0,15
Médio	346,9	15,8	5,6	18,60	2,04	0,43	5,44	50,12	2,35
Máximo	4045,8	83,5	12,3	95,56	7,14	1,49	18,38	96,67	5,07

Ar: área do fragmento (ha); DAP: diâmetro a altura do peito (cm); Ht: altura total (m); DA: Densidade Absoluta ($N \cdot ha^{-1}$); DR: Densidade Relativa (%); DoA: Dominância Absoluta ($m^2 \cdot ha^{-1}$); DoR: Dominância Relativa (%); FA: Frequência Absoluta (%) e FR: Frequência Relativa (%).

Foram selecionados os 3 fragmentos com maiores valores de DoA e DA, nesta ordem, já que um alto valor de DoA indica uma boa ocupação da área e associada a um alto valor de DA mostra que há um número elevado de indivíduos dessa espécie, sinalizando uma área com potencial para o manejo dos frutos do pequi. Para estes fragmentos foi realizada a análise gráfica da distribuição diamétrica e de altura das árvores de pequi, utilizando-se uma amplitude de classe de 5 cm e 3 m, respectivamente.

Para avaliar o comportamento da distribuição espacial (em densidade e dominância) da espécie em áreas de vegetação de cerrado, mapas de krigagem foram elaborados. A elaboração dos mapas e ajustes dos semivariogramas (modelo exponencial) foram feitos no programa ArcGIS.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

A Figura 1 mostra o comportamento da DA e DoA em função da FA. Para facilitar o extrativismo do pequi, áreas onde ocorre uma alta presença da espécie (em $N \cdot ha^{-1}$ ou $m^2 \cdot ha^{-1}$) são desejáveis. Outra característica interessante é que a espécie esteja agrupada em um local, facilitando a coleta de frutos.

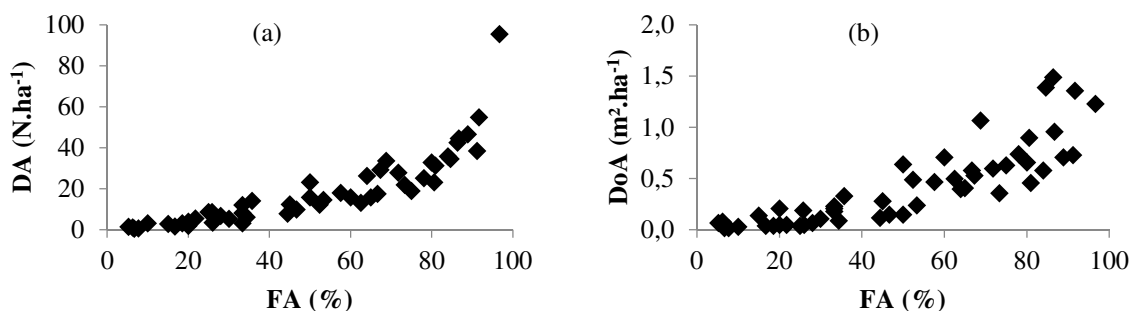


Figura 1 - Comportamento da densidade (a) e dominância (b) absolutas em a relação a frequência absoluta (FA) do pequi em 51 fragmentos de Cerrado em Minas Gerais.

A Figura 1 mostra que uma alta densidade implica em uma alta frequência da espécie, sugerindo forte correlação entre as variáveis. Embora o comportamento da DoA em relação à frequência também apresente alta correlação, este é mais variado do que o da DA, indicando a ocorrência de locais com alto valor de ocupação horizontal da espécie de maneira mais agrupada, ou seja, com baixa FA. Por exemplo, áreas variando de 0,5 a 1,0 m².ha⁻¹ possuem uma amplitude da frequência de 50 a 91,2%.

A Figura 2 mostra a distribuição de diâmetro e altura dos 3 fragmentos com maiores valores de DoA e DA. Estes fragmentos ocorreram nos municípios de Itacambira (F96; 307,3 ha), Curvelo (F42; 60,5 ha) e Coração de Jesus (F49; 66,9 ha), com valores de DA de 42,7; 55,0; 95,6 N.ha⁻¹ e de DoA de 1,49; 1,36; 1,23 m².ha⁻¹, respectivamente. De acordo com a Figura 1 a maior parte das árvores de pequi são relativamente baixas, atingindo até 7,5 m de altura (centro de classe igual a 6 m) e sua distribuição diamétrica tende a exponencial negativa (J-invertido), com exceção do fragmento 96 que apresenta sinais de perturbação nas três primeiras classes. Oliveira e Scariot (2010) citam que enquanto a produção média de uma árvore de pequi é de 110 frutos por planta, para árvores com diâmetro maior que 25 cm até 420 frutos por planta são possíveis. Assim, fragmentos como o 96 e 42 (Figura 2b e 2d) devem ser priorizados para a atividade de extrativismo, uma vez que possuem indivíduos de grande porte e consequentemente elevada produção de frutos.

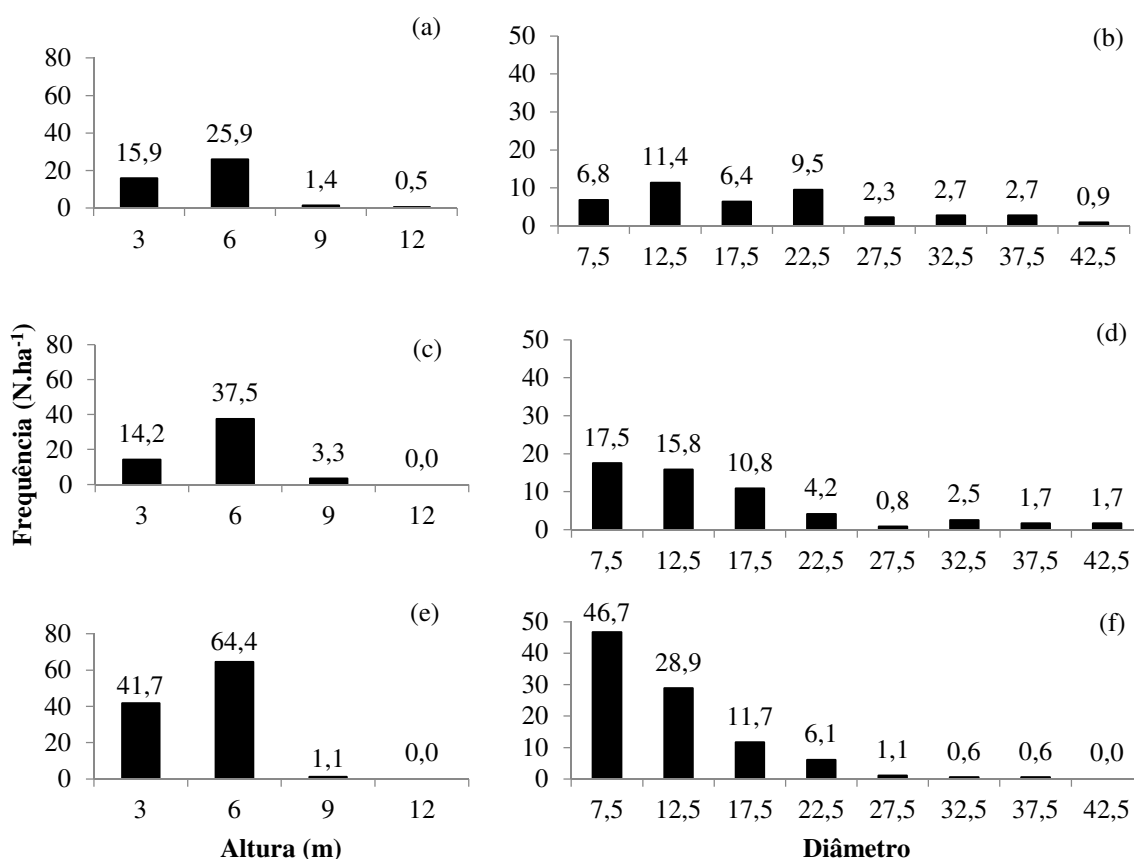


Figura 2 - Distribuição de altura e diâmetro dos indivíduos de pequi amostrados nos fragmentos 96 (a e b), 42 (c e d) e 49 (e e f), respectivamente.

O modelo utilizado para representar a semivariância se ajustou bem aos dados, gerando os coeficientes para efeito pepita, alcance, variância e patamar de: 155,1 N.ha⁻²; 181.953 m; 229,0 N.ha⁻²; 384,1 N.ha⁻² para DA e 0,0818 m⁴; 335.433 m; 0,1153 m⁴; 0,1972 m⁴ para DoA. Estes valores conferem um grau de dependência espacial de 59,6% e 58,5% para a DA e DoA, respectivamente, indicando que as variáveis possuem característica moderadamente estruturada no espaço. Os valores obtidos do ajuste do modelo exponencial foram utilizados para gerar o mapa de krigagem (Figura 3).

A interpretação dos mapas na Figura 3 mostra que o comportamento da DA e da DoA foram semelhantes, pois a presença de um elevado número de indivíduos leva a um elevado valor de ocupação horizontal. As áreas de maior concentração de pequi no Estado são situadas na região de Montes Claros (sub-bacia do Rio São Francisco SF6), ao norte de Montes Claros (SF9) e na parte oeste da bacia do Rio Jequitinhonha (JQ1). Estas áreas possuem

cerca de 50 N.ha⁻¹ e 1 m².ha⁻¹ de indivíduos de pequi, sendo portanto as de maior potencial para a aplicação de programas de extrativismo no Estado. Outra região com potencial para programas de extrativismo no estado é situada ao noroeste de Belo Horizonte, abrangendo as sub-bacias SF4 e SF5 e seus entornos. Estas áreas possuem cerca de 25 N.ha⁻¹ e 0,5 m².ha⁻¹ de indivíduos de pequi, que deve representar metade da capacidade produtiva de frutos comparada à região norte do Estado.

As regiões noroeste do Estado, o triângulo mineiro e o sul do Estado não apresentaram quantidade significativa da presença da espécie. No entanto, para um mapeamento mais definitivo da distribuição da espécie no Estado, uma grade sistemática de parcelas (como a que está sendo empregada no Inventário Florestal Nacional) deve ser adicionada na base de dados atual de estudo, por permitir uma amostragem espacial de maior abrangência.

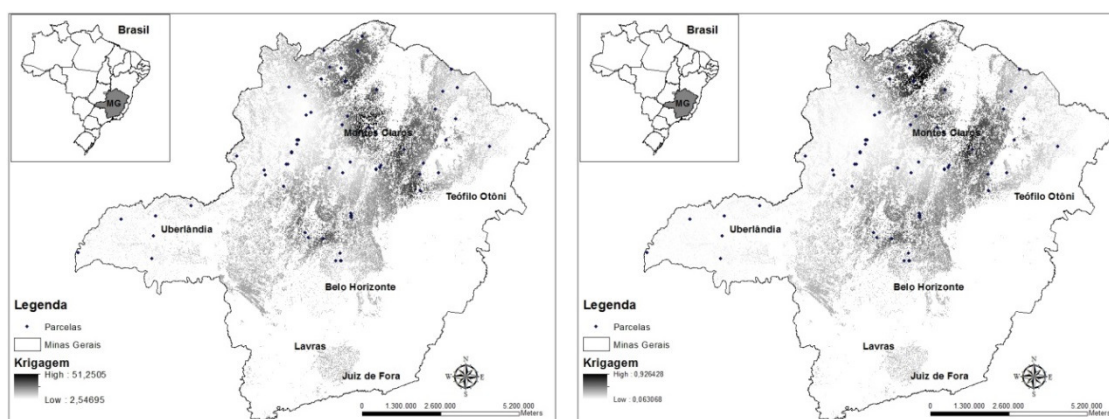


Figura 3 - Mapas de krigagem representando a densidade absoluta (a, N.ha⁻¹) e dominância absoluta (b, m².ha⁻¹) de indivíduos de pequi no Bioma do Cerrado no Estado de Minas Gerais.

CONCLUSÕES

Conclui-se que de acordo com o mapeamento da densidade e da dominância absolutas, bem como os aspectos dendrométricos da espécie onde a dominância e a densidade são altas, a espécie *Caryocar brasiliense* no Bioma Cerrado do Estado de Minas Gerais possui muitas áreas com potencial para o manejo visando a coleta do seu fruto.

REFERÊNCIAS

- IBGE. **Produção da Extração Vegetal e da Silvicultura**. Rio de Janeiro: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE, V. 27. 63 p. 2012
- OLIVEIRA, W. L.; SCARIOT, A. **Boas práticas de manejo para o extrativismo sustentável do pequi**. Brasília: Embrapa Recursos Genéticos e Biotecnologia, 2010. 84 p.
- SCOLFORO, J. R. S.; MELLO, J. M.; OLIVEIRA, A. D. **Inventário Florestal de Minas Gerais: Cerrado-Florística, Estrutura, Diversidade, Similaridade, Distribuição Diamétrica e de Altura, Volumetria, Tendências de Crescimento e Áreas aptas para Manejo Florestal**. Editora UFLA, Lavras, 2008, 816 p.
- SILVA, D. B.; JUNQUEIRA, N. T. V.; SILVA, J. A.; PEREIRA, A. V.; SALVIANO, A.; JUNQUEIRA, G. D. Avaliação do potencial de produção do “pequizeiro-anão” sob condições naturais na região sul do Estado de Minas Gerais. **Revista Brasileira de Fruticultura**, Jaboticabal, v. 23, n. 3, p. 726 – 729, 2001.

AValiação DE MODELOS DE TAPER PARA O CLONE GG100 NO SUL DO ESTADO DO TOCANTINS

Valdir Carlos Lima de Andrade¹, David Lucas Camargo Vieira Terra², Matheus Machado Guimarães²

¹ Engenheiro Florestal, Doutorado, Universidade Federal do Tocantins, Rua Badejos, Lote 7 - Chácaras 69/72, Caixa Postal 66, Gurupi-TO, CEP: 77.402-970, vclandradeuft@gmail.com.

² Acadêmicos de Engenharia Florestal, Universidade Federal do Tocantins, Rua Badejos, Lote 7 - Chácaras 69/72, Caixa Postal 66, Gurupi-TO, CEP: 77.402-970, davidlcv7@hotmail.com, matheus_ptu@hotmail.com.

Resumo

Este trabalho objetivou avaliar modelos de taper para o clone de eucalipto GG100 em um plantio comercial localizado no município de Dueré, estado do Tocantins. Foram cubadas rigorosamente 25 árvores-amostra pelo método de Huber, cujos dados se utilizou no ajuste 5 modelos de taper, sendo 3 representando os mais utilizados no Brasil e dois testados pela primeira vez neste país. Na avaliação destes, adotou-se os critérios estatísticos: erro padrão da estimativa, coeficiente de determinação ajustado, desvio médio, soma de quadrados do resíduo relativo, resíduo percentual e análise da distribuição de resíduos. Concluiu-se que o modelo de Kozak (2004) é mais adequado para descrever o perfil do tronco com e sem casca do clone GG100 na região Sul do Tocantins e, portanto, adequado para quantificar multiprodutos da sua madeira, tais como: carvão, mourões, varas para construção civil, dentre outros.

Palavras-Chave: Inventário Florestal, Dendrometria, taper, Clone GG100.

Abstract

Taper models evaluation for GG100 clone in southern state Tocantins. This study aimed to evaluate taper models for clone GG100 of *Eucalyptus* in a planting in the Dueré town, Tocantins State. Strictly 25 sample trees were cubed by the method of Huber, which, 5 taper models were used in order to adjust it, with 3 representing the most used in Brazil and two tested for the first time in this country. In evaluating of those, we adopted the statistical criteria: standard error of estimate, adjusted coefficient of determination, mean deviation, sum of squares of the residue relative percentage residue and analysis of the distribution of residue. It was concluded that the model of Kozak (2004) is suitable to describe the profile of the trunk with and unshelled clone GG100 in southern Tocantins and, thus, more suitable for quantifying multiproduct of its timber, such as coal, posts rods for construction, among others.

Keywords: Forest Inventory, Dendrometry, taper, Clone GG100.

INTRODUÇÃO

O eucalipto, de origem Australiana, foi trazido ao Brasil por apresentar bom desenvolvimento e ser de rápido crescimento. Inicialmente, seu uso era restrito para ferrovias e postes para energia elétrica, mas nas últimas décadas, o eucalipto passou a ser utilizado também na produção de painéis de madeira, serraria e construção civil. No estado do Tocantins a produção em larga escala de eucalipto teve maior crescimento durante os últimos 10 anos, em função desse estado possuir terras de baixo custo e boas propriedades do solo, mostrando-se adequado para plantios comerciais de eucalipto.

Atualmente, o Tocantins possui uma área plantada de eucalipto em torno de 109 mil ha (ABRAF, 2013). Como o desenvolvimento da cultura ainda é recente nesse estado da Federação, é essencial saber o estoque de diferentes usos madeireiros para delinear estratégias de manejo que visem otimizá-los. Para isso ser bem sucedido, se depende de equações de taper, as quais permitem quantificar o volume da madeira e o número de toras para diferentes usos e comprimentos de toragens (ANDRADE, 2001). Tais equações são geradas pelo emprego da análise de regressão em dados de cubagem rigorosa aplicadas em diferentes modelos estatísticos.

Muitos estudos sobre modelos de taper foram aplicados no Brasil e se nota uma predominância dos modelos de Demarechall (1973), Hradetzky (1976) e do polinômio do quinto grau, conforme se notam referenciados nos trabalhos de: Schneider *et al.* (1996), Figueiredo *et al.* (2006), Leite *et al.* (2006), Miguel *et al.* (2011), Soares *et al.* (2011), Lanssanova *et al.* (2013), dentre muitos outros.

Diante disso e dada à ausência de estudos sobre taper no estado do Tocantins, desenvolveu-se este trabalho com o objetivo de avaliar modelos de taper em plantios do clone GG110 localizados na região Sul do estado do Tocantins.

MATERIAL E MÉTODOS

O estudo foi desenvolvido com dados do clone GG100, que é um híbrido do *Eucalyptus urophylla* com *Eucalyptus grandis*. O plantio, feito no espaçamento de 6 x 1,5 m, tem 2,5 anos de idade e está localizado no município de Dueré, estado do Tocantins.

Foram cubadas rigorosamente 25 árvores-amostra pelo método de Huber, divididas em cinco classes de diâmetro (DAP) com amplitude de 2 cm cada. Nestas árvores se mediu o diâmetro ao longo do tronco nas posições: 0,20 m, 0,40 m, 0,70 m, 1,30 m, 2,70 m e, sucessivamente, de 2 em 2 metros até um diâmetro em torno de 3 cm com casca. Obteve-se o DAP mínimo de 3,3 cm e máximo de 12,7 cm, além de altura máxima de 16,7 m e mínima de 5,6 m.

Tomando-se como base a literatura sobre taper, selecionou-se os modelos mais avaliados e usuais no Brasil, conforme os trabalhos de: Finger *et al.* (1995), Schneider *et al.* (1996), Fischer *et al.* (2001), Figueiredo *et al.* (2006), Queiroz *et al.* (2006), Pires e Calegário (2007), Souza *et al.* (2008), Miguel *et al.* (2011), Silva *et al.* (2011), Soares *et al.* (2011) e Lanssanova *et al.* (2013). Assim, com base nestes trabalhos, selecionou-se três modelos que foram considerados usuais no Brasil, quais sejam já referenciados: modelos de Schöepfer, Demaerschalk e de Hradetzky. Também, para uma comparação com estes, se considerou os modelos de taper expoente-forma de Kozak (1988) e Kozak (2004), ambos modelos ainda não testados em povoamentos florestais brasileiros. Estes cinco modelos de taper avaliados são apresentados na Tabela 1.

Tabela 1 - Modelos de taper avaliados para o clone GG100 na região sul do Tocantins.

AUTOR	MODELO
(1) Demaerschalk (1973)	$\left(\frac{d_i}{d}\right) = (10)^{\beta_0} (d)^{(\beta_1-1)} (L)^{\beta_2} (h)^{\beta_3} + \varepsilon$
(2) Schöepfer (1966)	$\left(\frac{d_i}{d}\right) = [\beta_0 + \beta_1(z) + \beta_2(z)^2 + \beta_3(z)^3 + \beta_4(z)^4 + \beta_5(z)^5] + \varepsilon$
(3) Hradetzky (1976)	$\left(\frac{d_i}{d}\right) = \beta_0 + \beta_1(z)^{\beta_1} + \beta_2(z)^{\beta_2} + \dots + \beta_n(z)^{\beta_n} + \varepsilon$
(4) Kozak (1988)	$(d_i) = \beta_0 d^{\beta_1} \beta_2^{-d} \left[\frac{(1-\sqrt{z})}{(1-\sqrt{p})} \right]^{\left[\beta_3(z)^2 + \beta_4 \ln(z+0,001) + \beta_5 \sqrt{z} + \beta_6 e^z + \beta_7 \left(\frac{d_i}{h}\right) \right]} + \varepsilon$
(5) Kozak (2004)	$(d_i) = \beta_0 d^{\beta_1} h^{\beta_2} \left[\frac{1-(z)(\frac{1}{3})}{1-p(\frac{1}{3})} \right] \left\{ \beta_3(z)^4 + \beta_4 \left[\frac{1}{\exp(\frac{d_i}{h})} \right] + \beta_5 \left[\frac{1-(z)(\frac{1}{3})}{1-p(\frac{1}{3})} \right]^{0,1} + \beta_6 \left(\frac{1}{d} \right) + \beta_7 h \left[1-(z)(\frac{1}{3}) \right] + \beta_8 \left[\frac{1-(z)(\frac{1}{3})}{1-p(\frac{1}{3})} \right] \right\} + \varepsilon$

em que: d_i =diâmetro na altura h_i (cm), d =DAP(cm), h =altura total(m), h_i =altura no tronco onde se mediu d_i (m), $L = h - h_i$, $z = \left(\frac{h_i}{h}\right)$, β_i e p =parâmetros da regressão a serem estimados, ε = erro aleatório do modelo..

Para inferir sobre a precisão do ajuste dos modelos de taper da Tabela 1, foram adotados os critérios: erro padrão de estimativa, coeficiente de determinação ajustado e análise da distribuição de resíduos, conforme utilizados por: Finger *et al.* (1995), Leite *et al.* (2006), Queiroz *et al.* (2006), Miguel *et al.* (2011), Araújo *et al.* (2012) e Lanssanova *et al.* (2013). Com isso, se pode escolher, dentre os três modelos de taper usuais no Brasil, o mais preciso para ser confrontado com os modelos expoente-forma de Kozak (1988) e Kozak (2004). Nessa oportunidade, se avaliou a acuracidade por meio dos critérios: desvio absoluto médio, desvio padrão das diferenças, somatório dos quadrados dos resíduos relativos e resíduos percentuais, conforme utilizados por: Fischer *et al.* (2001), Figueiredo *et al.* (2006), Queiroz *et al.* (2006), Silva *et al.* (2011), Lanssanova *et al.* (2013) e Téó *et al.* (2013). Esses critérios são apresentados na Tabela 2.

Tabela 2 - Critérios utilizados para avaliar o melhor modelo usual e os modelos de Kozak (1988 e 2004).

Estatística	Formulação
Desvio Absoluto Médio	$D = \text{Diff} / n$
Desvio padrão das diferenças	$DPD = (\text{Diff} / d_i)^2 / (n-1)$
Somatório dos quadrados dos resíduos relativos	$SQRR = (\text{Diff} / d_i)^2$
Resíduos percentuais	$RP = (\text{Diff} / d_i) 100 / n$

Em que: $\text{Diff} = d_i - \hat{d}_i$ e n =número de dados observados.

No uso dos critérios estatísticos da Tabela 2, se procedeu à classificação de notas em cada um dos quatro critérios, sendo a nota 1 correspondente ao melhor modelo e a nota 3 para o pior modelo. Neste caso, o modelo de melhor acuracidade, foi definido como sendo aquele com o menor somatório de notas.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Na Tabela 3 apresentam-se os resultados obtidos para o clone GG100 na região Sul do estado do Tocantins apenas para o modelo usual, selecionado dentre os modelos de Schöepfer, Demaerschalk e de Hradetzky. Também, são apresentados os resultados dos modelos de Kozak (1988 e 2004) com e sem casca.

Dentre os modelos usuais no Brasil, o modelo de Demaerschalk (1973) foi o que obteve os melhores resultados. Ao comparar este com os modelos de Kozak (1988 e 2004), nota-se pelas estatísticas D, SQRR e RP que estes dois últimos superaram o modelo usual, pois resultaram em menor total.

Por outro lado, dentre os modelos de Kozak, o modelo 5 é o mais adequado para descrever o taper e quantificar multiprodutos da madeira do clone GG100 no Sul do Tocantins. Isto pode ser visto na Figura 1, onde se apresenta a distribuição de resíduos obtidos para estes três modelos de taper avaliados.

Tabela 3 - Estatísticas obtidas para o melhor modelo usual e modelos de Kozak (1988 e 2004) com e sem casca e sem casca para o clone GG100 no sul do Tocantins.

	Modelos de Taper					
	Com casca			Sem casca		
	1	4	5	1	4	5
b0	-0,058			-0,111		
b1	0,507	0,759	1,002	0,539	0,445	0,850
b2	0,891	0,855	0,425	0,871	0,821	0,480
b3	-0,360	1,013	0,603	-0,355	1,024	0,582
b4		-0,838	0,256		-0,888	0,298
b5		-0,034	1,363		-0,011	1,103
b6		-0,427	-0,319		-0,438	-0,163
b7		0,935	-0,251		0,921	-0,255
b8		-0,642	0,079		-0,438	0,071
b9			-0,026			-0,067
p		0,522	0,005		0,724	0,005
syx	0,081	0,441	0,4332	0,074	0,421	0,4186
syx%	8,88	5,71	5,61	8,85	6,02	5,99
R ² aj	0,918	0,984	0,985	0,916	0,985	0,986
D	0,024	0,001	0,008	0,019	-0,004	0,021
SQRR	1,257	0,634	0,616	1,180	0,697	0,690
RP	0,410	-0,274	-0,073	0,233	-0,422	0,119
D	3	1	2	2	1	3
SQRR	3	2	1	3	2	1
RP	3	2	1	2	3	1
Total	9	5	4	7	6	5

Syx=erro padrão, R²aj=coeficiente de determinação ajustado, demais já foram definidos anteriormente.

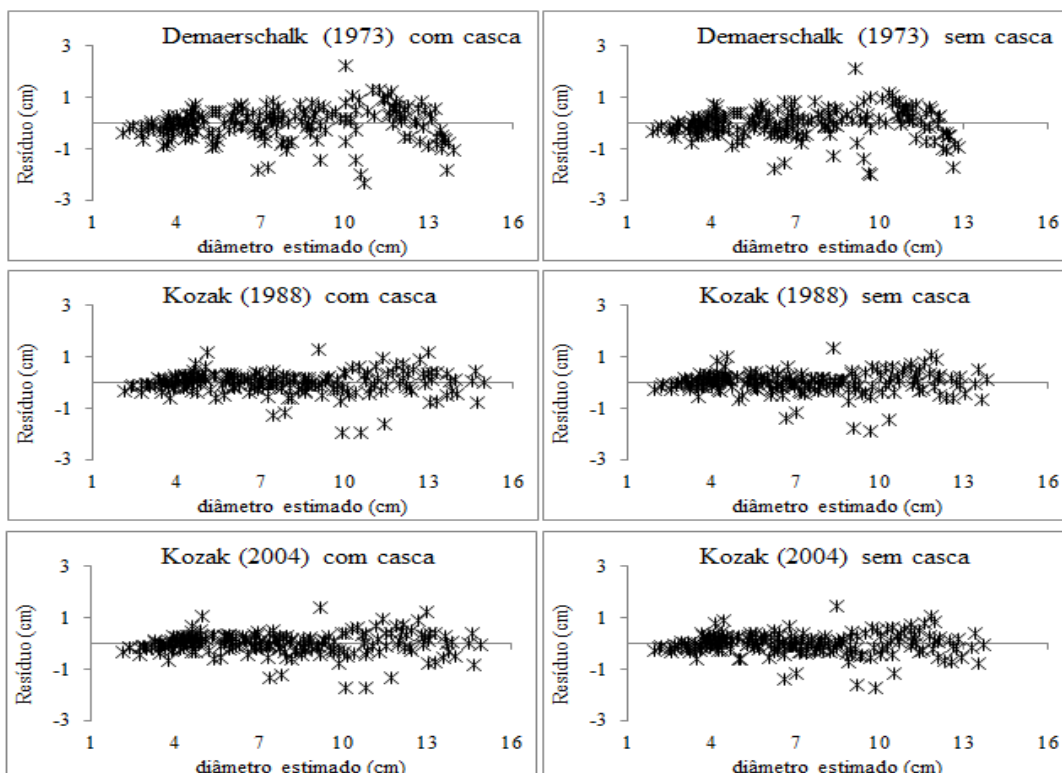


Figura 1 - Distribuição de resíduos obtidos para os modelos de taper avaliados para o clone GG100.

CONCLUSÃO

Diante dos resultados obtidos, o melhor modelo de taper usual é o de Demaerschalk (1973). Ao ser comparado com os modelos de Kozak (1988 e 2004), o melhor modelo de taper é o de Kozak (2004), sendo o mais adequado para descrever o taper de clone GG100 em plantios na região Sul do estado do Tocantins.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ABRAF. **Anuário Estatístico da ABRAF 2013**: ano base 2012. Brasília, DF, 2013. 29 p.

ANDRADE, V.C.L.; LEITE, H.G. Uso da geometria analítica para descrever o taper e quantificar do volume de árvores individuais. **Revista Árvore**, Viçosa - MG, v. 25, n.4, p. 481-486, 2001.

ARAÚJO, E. J. G.; PELISSARI, A. L.; DAVID, H. C.; MIRANDA, R. O. V.; NETTO, S. P.; MORAIS, V. A.; SCOLFORO, J. R. S. Relações dendrométricas em fragmentos de povoamentos de pinus em Minas Gerais. **Pesquisa florestal brasileira**, v. 32, p. 355-366, 2012.

FINGER, C. A. G.; ZANON, M. L. B.; SCHNEIDER, P. R.; KLEIN, J. E. M.; COELHO, M. C. B. Funções de forma para *Eucalyptus dunnii* maiden implantados na depressão central e encosta do sudeste do Rio Grande do Sul. **Ciência Rural**, v. 25, p. 399-403, 1995.

FIGUEIREDO, E. O.; SCOLFORO, J. R. S.; OLIVEIRA, A. D. Seleção de modelos polinomiais para representar o perfil e volume do fuste de *Tectona grandis* L. f. **Acta Amazonica**, v. 36, p. 465-482, 2006.

FISCHER, F.; SCOLFORO, J. R. S.; JÚNIOR, F. W. A.; MELLO, J. M.; MAESTRI, R. Exatidão dos modelos polinomiais não-segmentados e das razões entre volumes para representar o perfil do tronco de *Pinus taeda*. **Ciência Florestal**, v. 11, p. 167-188, 2001.

KOZAK A. My last words on taper equations. **Forestry Chronicle**, n.80, p. 507-514, 2004.

KOZAK, A. A variable-esponent taper equation. **Canadian Journal of Forest Research**. Ottawa, v18, p.1363-1368, 1988.

LANSSANOVA, L. R.; UBIALLI, J. A.; ARCE, J. E.; PELISSARI A. L.; FAVALESSA, C. M. C.; LEITE, H. G.; GAMA, J. R. V.; CRUZ, J. P.; SOUZA, A. L. Função de afilamento para *Virola surinamensis* (roll.) warb1. **Revista Árvore**, v. 30, p. 99-106, 2006.

MIGUEL, E. P.; MACHADO, S. A.; FILHO, A. F.; ARCE, J. E. Modelos polinomiais para representar o perfil e o volume do fuste de *Eucalyptus urophylla* na região norte do estado de Goiás. **Floresta**, v. 41, p. 355-368, 2011. PIRES, L. M.; CALEGARIO, N. Ajuste de modelos estocásticos lineares e não-lineares para a descrição do perfil longitudinal de árvores1. **Revista Árvore**, v. 31, p. 845-852, 2007.

QUEIROZ, D.; MACHADO, S. A.; FILHO, A. F.; ARCE, J. E.; KOEHLER, H. S. Avaliação e validação de funções de afilamento para *Mimosa scabrella* bentham em povoamentos da região metropolitana de Curitiba/PR, **Floresta**, v. 36, p. 183-199, 2006.

SCHNEIDER, P. R.; FINGER, C. A. G.; KLEIN, J. E. M.; TOTTI, J. A.; BAZZO, J. R.; Forma de tronco e sortimentos de madeira de *Eucalyptus grandis* Maiden para o estado do Rio Grande do Sul, **Ciência Florestal**, v. 6, p.79-88, 1996.

SILVA, F.; CORTE, A. P. D.; SANQUETTA, C. R.; Equações de afilamento para descrever o volume total do fuste de *Pinus caribaea* var. *hondurensis* na região do Triângulo Mineiro, **Scientia Forestalis**, v. 39, p. 367-376, 2011.

SOARES, C. P. B.; MARTINS, F. B.; JUNIOR, H. U. L.; SILVA, G. F.; FIGUEIREDO, L. T. M. Equações hipsométricas, volumétricas e de *taper* para onze espécies nativas1. **Revista Árvore**, v. 35, p. 1039-1051, 2011.

SOUZA, C. A. M.; SILVA, G. F.; XAVIER, A. C.; CHICHORRO, J. F.; SOARES, C. P. B.; SOUZA, A. L. Avaliação de modelos de afilamento segmentados na estimação da altura e volume comercial de fustes de *Eucalyptus* sp. **Revista Árvore**, v. 32, p. 453-463, 2008.

TÉO, S. J.; MARCON, A.; EHLERS, T.; BIANCHI, J. C.; PELOSO, A.; NAVA, P. R.; COSTA, R. H.; Modelos de afilamento para *Pinus elliottii* em diferentes idades, na região de Caçador, SC. **Floresta**, v. 43, p. 439-452, 2013.

AVALIAÇÃO DE MODELOS HIPSONÉTICOS LINEARES PARA O CLONE VM01 EM UM PLANTIO COMERCIAL SITUADO NO SUL DO ESTADO DO TOCANTINS

Valdir Carlos Lima de Andrade¹; Sara Bezerra Bandeira²; Ingridy Mikaelly Pereira Sousa²

1 Engenheiro Florestal, Doutorado, Universidade Federal do Tocantins, Rua Badejos, Lote 7 - Chácaras 69/72, Caixa Postal 66, Gurupi-TO, CEP: 77.402-970, vclandradeuft@gmail.com.

2 Acadêmicas de Engenharia Florestal, Universidade Federal do Tocantins, Rua Badejos, Lote 7 - Chácaras 69/72, Caixa Postal 66, Gurupi-TO, CEP: 77.402-970, sarabbandeira@uft.edu.br, ingridymikaelly@uft.edu.br.

Resumo

O objetivo deste trabalho foi avaliar modelos hipsométricos para o clone VM01 em um plantio comercial localizado no Sul do estado do Tocantins com 46,7 meses de idade. Os dados utilizados foram obtidos em 17 parcelas permanentes retangulares de 348 m² cada. Os critérios adotados de análise dos modelos foram: coeficiente de determinação ajustado, erro padrão da estimativa, erro médio absoluto, raiz quadrada do erro médio, soma de quadrado de resíduo, soma de quadrado de resíduo relativo e análise da distribuição dos resíduos. Concluiu-se que o modelo de melhor desempenho foi o da forma funcional: $\ln(h) = f(1/d; \ln h d)$, sendo o mais adequado para caracterizar a relação hipsométrica do clone VM01 no sul do Tocantins.

Palavras-Chave: Inventário Florestal, Dendrometria, Modelos hipsométricos, Clone VM01.

Abstract

Linear hypsometric models evaluation for VM01 clone in a commercial plantation located in southern state Tocantins. The objective of this study was to evaluate linear hypsometric models for clone VM01 in a commercial orchard located in the southern state Tocantins 46.7 months old. The data were obtained in 17 permanent rectangular plots of 348 m² each. The criteria adopted for analyzing the models were adjusted coefficient of determination, standard error of estimate, mean absolute error, root mean square error, sum of squared residue, sum of squared residue and analysis on the distribution of residuals. It was concluded that the model was the best performance of the functional form: $\ln(h) = f(1/d; \ln h d)$, and proved to be most appropriate to characterize the hypsometric relation clone VM01 in southern Tocantins.

Keywords: Forest Inventory, Dendrometry, hypsometric models, Clone VM01.

INTRODUÇÃO

A relação hipsométrica é uma relação entre a altura da árvore e o seu diâmetro medido a 1,30 m do solo, podendo-se incluir outras variáveis de fácil mensuração como a altura e o diâmetro de árvores dominantes, diâmetro médio quadrático, área basal, número de árvores, índice de local e idade, conforme se vê em Hosokawa *et al.* (2008), Imaña *et al.* (2002); Carvalho *et al.* (2006). Nota-se, então, que a relação hipsométrica é de grande significado prático e um aspecto importante a ser considerado no planejamento de inventários florestais, pois o tempo despendido em medir a altura das árvores representa parcela significativa no custo total de medição, dada à dificuldade que se tem em realizar tal operação. Assim, a partir do estabelecimento de uma relação hipsométrica, as alturas das árvores de um determinado povoamento florestal podem ser obtidas a partir do DAP e, ou, de outras variáveis de fácil mensuração (SILVA, 1980 apud AZEVEDO *et al.*, 1999).

Segundo Costa *et al.* (2006) a quantificação do estoque madeireiro dos povoamentos florestais é de fundamental importância quando se deseja obter informações que permitam elaborar um adequado plano de manejo. A partir disso os inventários florestais se tornam importantes, pois visam informar sobre os recursos florestais existentes em uma distinta área.

Ao se empregarem relações hipsométricas para estimar a altura das árvores, alguns cuidados devem ser tomados, a fim de evitar erros grosseiros de estimação. Para Machado *et al.* (1993) o uso de equações hipsométricas no inventário florestal tem sido cada vez mais frequente, tornando-o mais econômico. Apesar da eficiência de alguns modelos, nem sempre estes se ajustam a todas as espécies e condições, sendo recomendável testá-los por meio de estatísticas adequadas identificando o melhor para cada caso (THOMAS *et al.*, 2006). A escolha de equações é uma fase importante no trabalho do inventário florestal, já que qualquer erro de tendência na estimativa da população causa uma sub ou superavaliação da produção (CAMPOS *et al.*, 1985).

Nesse contexto, o objetivo do presente trabalho foi o de avaliar modelos hipsométricos para um plantio comercial do clone VM01 localizado na região Sul do estado do Tocantins.

MATERIAL E MÉTODOS

O estudo foi realizado em um plantio comercial situado no município de Dueré, localizado no sul do estado do Tocantins (Figura 1). Os dados utilizados neste trabalho foram obtidos de um total de 17 parcelas retangulares de 348 m², sendo medidos o DAP de todas as árvores, altura de oito primeiras árvores e das quatro de maior DAP, de um povoamento de clone VM01, com 46,7 meses de idade e espaçamento de plantio de 6 m x 1,5 m.

Para a realização deste trabalho foram escolhidos os modelos apresentados na Tabela 1, para ajuste por meio do Software R for Windows 3.1.1. Foram utilizadas 5 árvores de cada parcela para ajuste e 3 para aplicação dos melhores modelos encontrados.

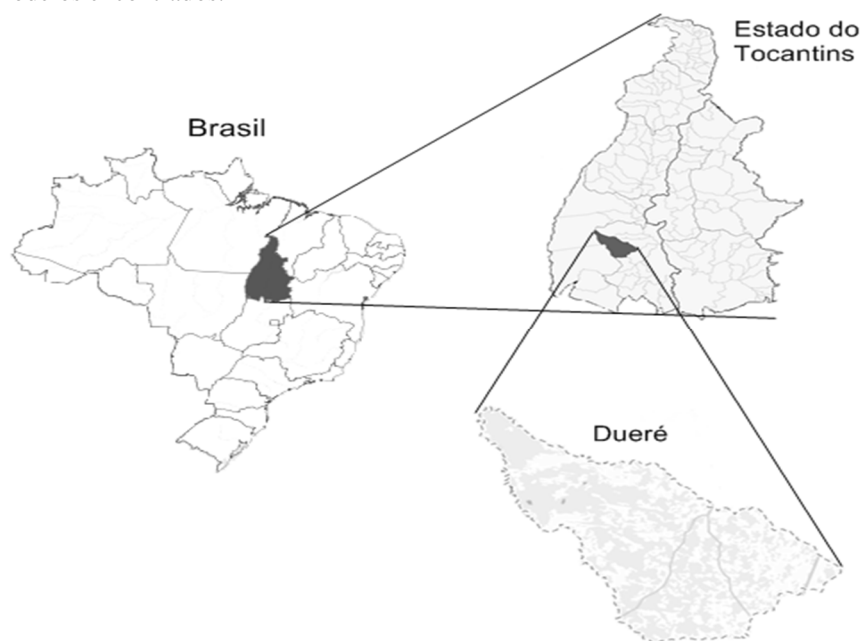


Figura 1 - Localização da área de estudo no município de Dueré, Tocantins, Brasil.

Tabela 1 - Modelos de relação hipsométrica ajustados para o clone VM01 no Sul do Tocantins.

nº	Modelo	Literatura
(1)	$\frac{1}{\sqrt{h}} = \beta_0 + \beta_1 \frac{1}{d^2} + \varepsilon_i$	Neto <i>et al.</i> (2010)
(2)	$\ln(h) = \beta_0 + \beta_1 \ln(d) + \varepsilon$	Rossi <i>et al.</i> (2011)
(3)	$\frac{1}{h} = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{1}{d}\right) + \beta_2 \left(\frac{1}{d^2}\right) + \varepsilon$	Neto <i>et al.</i> (2010)
(4)	$h = \beta_0 + \beta_1 \ln d + \varepsilon$	Santos <i>et al.</i> (2012)
(5)	$\frac{d}{\sqrt{h}} = \beta_0 + \beta_1 d$	Donadoni <i>et al.</i> (2010)
(6)	$\ln(h) = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{1}{d}\right) + \varepsilon$	Caldeira <i>et al.</i> (2002)
(7)	$\ln h = \beta_0 + \beta_1 d + \beta_2 d^2 + \varepsilon$	Barros <i>et al.</i> (2002)
(8)	$\frac{d}{\sqrt{h}} = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{1}{d}\right) + \beta_2 (d^2) + \varepsilon$	Oliveira <i>et al.</i> (2011)
(9)	$h = \beta_0 + \beta_1 (d) + \beta_2 (d^2) + \beta_3 (hd) + \varepsilon$	Barros <i>et al.</i> (2002)
(10)	$\ln(h) = \beta_0 + \beta_1 \frac{1}{d} + \beta_2 \ln(hd) + \varepsilon$	Hoffmann (2009)

Em que: h = altura total da árvore (m); d = diâmetro medido a 1,30 m do solo (cm); hd = altura dominante média de 100 árvores/há de maior d, (m); ε_i = erro associado ao modelo; β_0 , β_1 , β_2 , β_3 = parâmetros a serem estimados; Ln=Logaritmo neperiano.

Para uma seleção preliminar do melhor modelo, utilizando cinco árvores por parcela, foram observados os critérios estatísticos de coeficiente de determinação ajustado, erro padrão da estimativa e análise da distribuição

de resíduos. Já para uma decisão final e escolha de um único modelo hipsométrico, utilizando-se o restante de três árvores por parcela, foram adotadas as seguintes estatísticas:

$$EMA = \sum_{i=1}^n \frac{(hi - \hat{hi})}{n},$$

$$RQEM = \sqrt{\frac{SQR}{n}}$$

$$SQRR = \sum_{i=1}^n \left[\frac{(hi - \hat{hi})}{hi} \right]^2.$$

Em que: i=árvore, EMA=erro médio absoluto, RQEM=raiz quadrada do erro médio, SQRR=soma do quadrado do resíduo relativo, SQR=Soma dos quadrados dos resíduos, n=número de dados, hi=altura real medida pelo Hipsômetro Suunto, $\hat{hi}$ =altura predita por equação hipsométrica.

Quanto mais próximo de zero o valor para cada uma dessas estatísticas, melhor é o modelo avaliado. Para melhor análise através dessas estatísticas, foi atribuído uma sequência de notas de acordo com a classificação que, após o somatório, indicou a melhor equação hipsométrica pelo menor valor total.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Observa-se na Tabela 2 os resultados dos ajustes dos modelos locais, com seus respectivos parâmetros estatísticos de precisão. Para o coeficiente de determinação ajustado ($\bar{R}^2$), os maiores valores foram obtidos para os modelos 2, 6, 7 e 10. Estes modelos, também, apresentaram os menores valores de erros padrões da estimativa (Syx).

Tabela 2 - Estatísticas do ajuste de modelos hipsométricos a dados do clone VM01 no sul do Tocantins.

	Equação	R ²	$\bar{R}^2$	Syx	Syx%
(1)	$\hat{h} = \left(\frac{1}{0.2403 + 3.5132 \frac{1}{d^2}} \right)^2$	0.6241	0.6196	1.3112	9.14
(2)	$\hat{h} = e^{1.1916 + 0.5799 \ln(d)}$	0.879	0.8775	0.744	5.19
(3)	$\hat{h} = \frac{1}{0.03955 + 0.29321 \left(\frac{1}{d} \right) + 1.06242 \left(\frac{1}{d^2} \right)}$	0.4979	0.4919	1.5246	10.63
(4)	$\hat{h} = -2.311 + 6.628 \ln(d^2)$	0.5719	0.5667	1.399	9.75
(5)	$\hat{h} = \left(\frac{d}{0.7635 + 0.2030 d} \right)^2$	0.6563	0.6521	1.2538	8.74
(6)	$\hat{h} = e^{(3.127 + (-5.712 \left(\frac{1}{d} \right)))}$	0.8736	0.8721	0.761	5.30
(7)	$\hat{h} = e^{(1.154719 + 0.204871 d - 0.006581 d^2)}$	0.8888	0.8861	0.7175	5.00
(8)	$\hat{h} = \left(\frac{d}{2.458357 - 3.792683 \left(\frac{1}{d} \right) + 0.007137(d^2)} \right)^2$	0.7192	0.7124	1.1401	7.95
(9)	$h = -8.23194 + 2.15853(d) - 0.06733(d^2) + 0.40563(hd)$	0.6197	0.6056	1.335	9.31
(10)	$\hat{h} = e^{(2.0579 - 5.7123 \left(\frac{1}{d} \right) + 0.3857 \ln(hd))}$	0.8923	0.8897	0.7061	4.92

Foi observado que, com exceção dos modelos 3 e 4, todos apresentaram $\bar{R}^2$ superiores a 0,60. Com destaque aos modelos 2, 6, 7 e 10, que obtiveram $\bar{R}^2$ iguais a 0.8775; 0.8721; 0.8861 e 0.8897, respectivamente, correspondendo aos modelos com melhor ajuste (Tabela 3). Estes modelos, também apresentaram Syx inferiores à 11%, com o maior valor sendo observado no modelo 3 (10,63%), e os menores nos modelos 7 e 10, com 5,00% e 4,92%, respectivamente. Assim, para os modelos 2, 6, 7 e 10 procedeu-se a análise gráfica dos resíduos e a avaliação por meio das estatísticas: EMA, RQEM e SQRR.

Na Tabela 3, nota-se que a menor somatória foi apresentada pelo modelo regional 10 seguido do melhor modelo local 7, ambos com 6 e 7 pontos, respectivamente. Também, se observou esta superioridade na análise da distribuição de resíduos.

Tabela 3 - Critérios estatísticos para avaliar a predição de 4 modelos hipsométricos selecionados para o clone VM01 no sul do Tocantins.

Equação	EMA	RQEM	SQRR	Total
2	-0,05053 (1)	1,573931 (4)	0,973355 (3)	8
6	-0,15603 (2)	1,55643 (3)	1,027915 (4)	9
7	-0,21533 (4)	1,518787 (2)	0,929001 (1)	7
10	-0,16631 (3)	1,501589 (1)	0,972029 (2)	6

CONCLUSÃO

Com base nas análises estatísticas realizadas, pode-se concluir que as equações hipsométricas geradas pelo ajuste dos modelos 7 e 10 apresentam os melhores ajustes para o clone VM01 no Sul do Tocantins. Dentre esses modelos, o modelo 10 é o mais adequado. Isto, também, permite concluir que modelos hipsométricos regionais são melhores que modelos hipsométricos locais.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AZEVEDO, C. P.; MUROYA, K.; GARCIA, L. C.; LIMA, R. M. B.; MOURA, J. B.; NEVES, E. J. M. Relação hipsométrica para quatro espécies florestais em plantio homogêneo e em diferentes idades na Amazônia ocidental. **Boletim de Pesquisa Florestal**, Colombo, n. 39, p. 5-29, 1999.
- BARROS, D. A. de; MACHADO, S. A.; JÚNIOR, F. W. A.; SCOLFORO, J. R. Comportamento de Modelos Hipsométricos Tradicionais e Genéricos para Plantações de *Pinus oocarpa* em Diferentes Tratamentos. **Boletim de Pesquisa Florestal**, Colombo, n. 45, p. 3-28, 2002.
- CALDEIRA, M. V. W.; SCHUMACHER, M. V.; SCHEEREN, L. W.; BARICHELLO, L. R.; WATZLAWICK, L. F. Relação Hipsométrica para *Acacia mearnsii* com Diferentes Idades. **Boletim de Pesquisa Florestal**, Colombo, n. 45, p. 57-68, 2002.
- CAMPOS, J. C. C.; TREVIZOL, T. L. J.; PAULA, N. F. Ainda, sobre a seleção de equações de volume. **Revista Árvore**, v. 9, n. 2, p. 115-126, 1985.
- CARVALHO, L. M. T.; SCOLFORO, J. R.; OLIVEIRA, A. D. de; MELLO, J. M. de; OLIVEIRA, L. T. de; JUNIOR, F. W. A.; CAVALCANTI, H. C.; Filho, R. V. Projeto monitoramento 2005. In: SCOLFORO, J. R.; CARVALHO, L. M. T. (Ed.). **Mapeamento e Inventário da Flora e dos Reflorestamentos de Minas Gerais**. Lavras: UFLA, 2006. cap. 3, p. 58-62.
- COSTA, M. P.; SOUZA, C. A. M.; ALMEIDA, A. Q.; NAPPO, M. E. Estudo da relação hipsométrica para a espécie *Joannesia princeps* Vell. estabelecida em plantio misto. In: X Encontro latino Americano de iniciação científica e VI Encontro latino Americano de Pós-Graduação – UNIVAP. **Anais...** São José dos Campos, 2006.
- DONADONI, A. X.; PELISSARI, A. L.; DRESCHER, R.; ROSA, G. D. da. Relação hipsométrica para *Pinus caribaea* var. *hondurensis* e *Pinus tecunumanii* em povoamento homogêneo no Estado de Rondônia. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 40, n. 12, p. 2499-2504, 2010.
- HOFFMANN, R. G. **Caracterização dendrométrica e avaliação do rendimento em laminação de madeira em plantios de Paricá (*Schizolobium amazonicum* Huber ex. Ducke) na região de Paragominas, PA**. 97 f. Dissertação (mestrado) – Universidade Federal do Espírito Santo, Centro de Ciências Agrárias, Jerônimo Monteiro, 2009.
- HOSOKAWA, R. T.; MOURA, J. B.; CUNHA, U. S. **Introdução ao manejo e economia de florestas**. Curitiba: Ed da UFPR, 2008. 164 p.
- IMAÑA ENCINAS, J.; SILVA, G. F.; TICCHETTI, I. **Variáveis dendrométricas**. Brasília: Departamento de Engenharia Florestal, UNB, v. 4, n. 1, 2002. 102 p.

MACHADO, S. A.; BASSO, S. F.; BEVILACQUA JUNIOR, V. G. Teste de modelos matemáticos para o ajuste da relação hipsométrica em diferentes sítios e idades para plantações de *Pinus elliottii* no Estado do Paraná. In: CONGRESSO FLORESTAL BRASILEIRO, 7., 1993, Curitiba. **Anais...** São Paulo: Sociedade Brasileira de Silvicultura, 1993. v. 2, p. 553-556.

NETO, S. P. de M.; PULROLNIK, K.; VILELA, L.; MUNHOZ, D. J. de M.; JÚNIOR, R. G.; MARCHÃO, R. L.. **Modelos Hipsométricos para *Eucalyptus cloeziana* e *Eucalyptus urophylla* x *Eucalyptus grandis* em Sistema Agrossilvipastoril**. Planaltina, DF: Embrapa Cerrados, 2009, 33 p.

OLIVEIRA, F. G. R. B. de; SOUSA, G. T. de O.; AZEVEDO, G. B. de; BARRETO, P. A. B. Desempenho de modelos hipsométricos para um povoamento de *Eucalyptus urophylla* no município de Jaguaquara, Bahia. **Enciclopédia Biosfera**, Goiânia, v.7, n. 13, p. 331-338, 2011.

ROSSI, A. S.; DRESCHER, R.; PELISSARI, A. L.; LANSSANOVA, L. R.. Relação hipsométrica e crescimento de *Tectona grandis* L.f. no município de Monte Dourado, Pará. **Scientia Forestalis**, Piracicaba, v. 39, n. 91, p. 301-307, 2011.

SANTOS, A. T. dos; MATTOS, P. P. de; BRAZ, E. M.; ROSOT, N. C.. Equação de volume e relação hipsométrica em plantio de *Ocotea porosa*. **Pesquisa Florestal Brasileira**, Colombo, v. 32, n. 69, p. 13-21, 2012.

THOMAS, C.; ANDRADE, C. M.; SCHNEIDER, P. R.; FINGER, C. A. J. Comparação de equações volumétricas ajustadas com dados de cubagem e análise de tronco. **Ciência Florestal**, v.16, n.3, p.319-327, 2006.

AVALIAÇÃO DE MODELOS HIPSONÉTICOS PARA CLONES DE EUCALIPTO NA REGIÃO SUL DO ESTADO DO TOCANTINS

Valdir Carlos Lima de Andrade¹, Thaís Schmitt², Daniel Henrique Breda Binoti³, Mayra Luiza Marques da Silva Binoti⁴, Helio Garcia Leite³

1 Engenheiro Florestal, Doutorado, Universidade Federal do Tocantins, Rua Badejos, Lote 7 - Chácara 69/72, Caixa Postal 66, Gurupi-TO, CEP: 77.402-970, vclandradeuft@gmail.com.

2 Acadêmica em Engenharia Florestal, Universidade Federal do Tocantins, Rua Badejos, Lote 7 - Chácara 69/72, Caixa Postal 66, Gurupi-TO, CEP: 77.402-970, thais_schmitt@uft.edu.br.

3 Engenheiro Florestal, Doutorado, Universidade Federal de Viçosa, Avenida Peter Henry Rolfs, s/n, Campus Universitário, Viçosa - MG, CEP: 36570-900, danielhbbinoti@gmail.com, hgleite@gmail.com.

4 Engenheira Florestal, Doutorado, Universidade Federal dos Vales do Jequitinhonha e Mucuri, Rodovia MGT 367 - Km 583, nº 5000, Alto da Jacuba, Diamantina - MG, CEP 39100-000, mayrabinoti@gmail.com.

Resumo

Neste trabalho se objetivou avaliar modelos hipsométricos para um plantio clonal de eucalipto com 25% de *Eucalyptus camaldulensis* e 75% do híbrido *Eucalyptus urophylla* e *Eucalyptus alba* (E1277). Os dados foram obtidos em 11 parcelas retangulares de 348 m² cada, onde se avaliou o nível de ajuste de 15 modelos hipsométricos por meio do coeficiente de determinação ajustado, erro padrão residual e análise da distribuição de resíduos. Os modelos mais precisos foram submetidos à avaliação de sua acurácia na predição da altura através de validação cruzada. Para isso, se adotou: soma do quadrado do resíduo relativo, erro médio e raiz do quadrado médio. Nessa avaliação, houve destaque para os modelos 7 e 14, sendo esse último de ajuste não linear e de característica biomatemática, o mais adequado para os plantios clonais de eucalipto na região Sul do Tocantins.

Palavras-Chave: Inventário Florestal, Relação altura-diâmetro, eucalipto

Abstract

Evaluation of hypsometric models for clones of eucalyptus in southern state Tocantins. His work aimed to evaluate hypsometric models for clonal eucalyptus stands with 25% of *Eucalyptus camaldulensis* and 75% of hybrid *Eucalyptus urophylla* and *Eucalyptus alba* (E1277). The data were obtained in 11 rectangular plots of 348m² each, which evaluated the level adjustment 15 hypsometric models through the adjusted coefficient of determination, residual standard error and analysis of the residue distribution. The most accurate models were evaluated for their accuracy in predicting the time by cross-validation. For this, we adopted: sum of the square of the relative residue, mean error and root mean square. In this evaluation, there was emphasis on models 7 and 14, the latter, nonlinear fitting and biomathematics feature, being the most suitable for clonal eucalyptus stands in southern Tocantins State.

Keywords: Forest Inventory, height-diameter, eucalyptus

INTRODUÇÃO

O *Eucalyptus camaldulensis* Dehn (EC) é uma árvore originária da Austrália, em um local com predominância de clima subtropical e temperado e altitudes que vão de 30 à 600 m, sendo uma espécie que possui elevada resistência contra seca. Já o *Eucalyptus urophylla* ST Blake (EU), é uma espécie nativa da Indonésia e de outras ilhas ao Norte do continente australiano. É encontrado com maior frequência em altitudes de 500 m, podendo ocorrer em locais de até 3.000 m de altitude, em locais de clima tropical a subtropical úmido. Enquanto o *Eucalyptus alba* Reinw (EA), originário da Austrália, de regiões com clima quente e semi-árido, subúmido ou úmido, com altitudes variando desde o nível do mar até 1.000 m. Essas espécies tem-se adaptado de forma satisfatória na região Norte do Brasil, a qual o estado do Tocantins está inserido com plantios clonais de EC juntamente com o clone híbrido entre *Eucalyptus urophylla* e *Eucalyptus Alba* (HUROA).

Deve-se dar atenção à quantificação da produção de madeira, visto que é essencial a elaboração de planos de manejo adequados, o que exige conduzir inventários florestais confiáveis para quantificar o volume de madeira em estoque. Por conseguinte, também, se exige à medição da altura das árvores das parcelas de inventário, pois, na maioria dos casos, se empregam equações volumétricas de dupla entrada.

Ocorre que a medição da altura de árvores, por ser um processo lento e sujeito a erros, se caracteriza em uma atividade onerosa. Por isso, se pratica a medição da altura de parte das árvores e, em aquelas árvores onde não se realizou medições da altura, se obtém por meio de modelos hipsométricos. Na literatura florestal se encontram muitos modelos hipsométricos, intensivamente avaliados para eucalipto e adequados para estimar de forma confiável a altura média das árvores, conforme se vê em: Batista *et al.* (2001), Barros *et al.* (2002), Donadoni *et al.* (2010), Rossi *et al.* (2011), dentre outros.

Diante disso e da ausência de trabalhos sobre relação hipsométrica no estado do Tocantins, este trabalho foi desenvolvido com o objetivo de avaliar alguns modelos de relação hipsométrica para plantios clonais de EC e HUOA, localizados na região Sul do estado do Tocantins.

MATERIAL E MÉTODOS

Os dados foram obtidos em um plantio clonal de eucalipto com 25% de EC e 75% de HUOA (E1277), localizado em Dueré, estado do Tocantins. Foram utilizados 11 parcelas retangulares e permanentes de 348 m² cada, instaladas num povoamento de E1277 implantado com espaçamento de 6 x 1,5 m e tendo 2,5 anos de idade. Nessas parcelas se mediu o diâmetro de todas as árvores e a altura total de oito primeiras árvores, cujos dados, conforme Batista *et al.* (2001), foram divididos em dois lotes para se proceder à validação cruzada. Na tabela 1 são apresentados os modelos hipsométricos avaliados, os quais foram ajustados por meio do *software* R for Windows 3.1.1.

Tabela 1 - Modelos hipsométricos avaliados em um povoamento do clone E1277 localizado no Sul do Tocantins.

nº	Modelo	Literatura
1	$H = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{1}{d}\right) + \varepsilon$	Batista <i>et al.</i> (2001) e Barros <i>et al.</i> (2002).
2	$H = \beta_0 + \beta_1 \text{Lnd} + \varepsilon$	Barros <i>et al.</i> (2002) e Araujo <i>et al.</i> (2012).
3	$\text{LnH} = \beta_0 + \beta_1 \text{Lnd} + \varepsilon$	Batista <i>et al.</i> (2001) e Araujo <i>et al.</i> (2012).
4	$\text{LnH} = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{1}{d}\right) + \varepsilon$	Batista <i>et al.</i> (2001).
5	$\frac{1}{H} = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{1}{d}\right) + \varepsilon$	Donadoni <i>et al.</i> (2010) e Araujo <i>et al.</i> (2012).
6	$\frac{d^2}{H} = \beta_0 + \beta_1 d + \beta_2 d^2 + \varepsilon$	Araujo <i>et al.</i> (2012) e Batista <i>et al.</i> (2001)
7	$\frac{d^2}{H} = \beta_0 + \beta_1 d^2 + \varepsilon$	Araujo <i>et al.</i> (2012).
8	$\frac{1}{\sqrt{H}} = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{1}{d}\right) + \varepsilon$	Batista <i>et al.</i> (2001) e Rossi <i>et al.</i> (2011).
9	$\frac{1}{\sqrt{H}} = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{1}{d}\right) + \beta_2 \left(\frac{1}{d}\right)^2 + \varepsilon$	Batista <i>et al.</i> (2001) e Rossi <i>et al.</i> (2011).
10	$\frac{1}{H} = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{1}{d}\right)^2 + \varepsilon$	Batista <i>et al.</i> (2001).
11	$\text{LnH} = \beta_0 + \beta_1 \text{Ln}[d/(1 + d)] + \varepsilon$	Batista <i>et al.</i> (2001).
12	$H = [1/(\beta_0 + \beta_1 d^{-1})] + \varepsilon$	Donadoni <i>et al.</i> (2010).
13	$H = \beta_0 \exp\left(\frac{\beta_1}{d}\right) + \varepsilon$	Ribeiro <i>et al.</i> (2010).
14	$H = \beta_0 [1 - \exp(-\beta_1 d)]^{\beta_2} + \varepsilon$	Batista <i>et al.</i> (2001).
15	$H = \beta_0 / [1 + \exp(\beta_1 - d)] + \varepsilon$	Batista <i>et al.</i> (2001).

Em que: H=altura total(m), d=diâmetro situado à 1,3 do terreno(cm), β_0 , β_1 , β_2 =parâmetros à serem estimados, Ln=logaritmo neperiano, exp=inverso de Ln, ε =erro do modelo.

Para a escolha do melhor modelo hipsométrico, inicialmente, se avaliou o nível de precisão do ajuste por meio do coeficiente de determinação ajustado e do erro padrão da estimativa, conforme utilizados por Batista *et al.* (2001), Machado *et al.* (2002) e Araujo *et al.* (2012). No caso de se precisar fazer o recálculo destas estatísticas, se aplicou as seguintes fórmulas:

$$R_{aj} = \left[1 - \left(\frac{n-1}{n-p} \right) (1 - R^2) \right], R^2 = 1 - \frac{SQR}{SQT}, Syx = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (h_i - \hat{h}_i)^2}{n-p}} \text{ e } Syx\% = \left(\frac{Syx}{\bar{h}} \right) 100.$$

Em que: i=i-ésima árvore, R_{aj} =coeficiente de determinação ajustado, R^2 =coeficiente de determinação, n=número de árvores utilizadas no ajuste dos modelos, p=número de parâmetros do modelo, SQR=soma de quadrados do resíduo, SQT=soma de quadrados total, h_i =altura observada pelo Hipsômetro Sunnto, $\hat{h}_i$ =altura estimada, syx=erro padrão da estimativa, $\bar{y}$ =média aritmética da altura observada.

Aliado aos critérios de R_{aj} e S_{yx} , se realizou também a análise da distribuição de resíduos, a qual em um ajuste de regressão, é determinante como critério de escolha de um modelo, mesmo que as estimativas de precisão apresentem (MACHADO *et al.*, 2008).

Na validação cruzada foi avaliada a acurácia, ou seja, a diferença entre o valor predito e o real por meio dos seguintes critérios estatísticos, conforme utilizados por Scolforo *et al.* (1998) e Batista *et al.* (2001):

$$EM = \frac{\sum_{i=1}^n ei}{n}, RQM = \sqrt{QM_i}, QM_i = ei^2 + var \text{ e } SQRR = \sum_{i=1}^n \left[\frac{(hi-hi)}{hi} \right]^2.$$

Em que: i=i-ésima árvore, EM=erro médio, ei=diferença entre altura real e predita, n=número de árvores utilizadas na predição, RQM=raiz do quadrado médio, QM_i=quadrado médio, var=variância dos erros, SSRR=soma do quadrado do resíduo relativo, hi=altura observada pelo Hipsômetro Sunnto e $\hat{h}_i$ =altura predita.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Utilizando os dois sub-conjuntos de dados, lotes 1 e 2, se avaliou a precisão do ajuste dos modelos hipsométricos, cujos resultados dos melhores modelos, são apresentados na Tabela 2.

Tabela 2 - Coeficientes e parâmetros estatísticos obtidos dos modelos hipsométricos avaliados em um povoamento de eucalipto E1277 localizado na região Sul do Tocantins.

Modelos	$\hat{\beta}_0$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	R_{aj}^2	S_{yx} (m)	S_{yx} (%)	TOTAL
Lote de dados 1							
md1	26,15	-110,98	-	0,5232	0,9386	6,22	10
md4	3,473	-7,66	-	0,5054	0,956	6,34	16
md7	2,375	0,043	-	0,5127	0,9488	6,29	12
md9	0,485	-5,702	34,045	0,5673	0,8823	5,85	3
md13	30,567	-7,104	-	0,5091	0,9524	6,31	14
md14	16,729	0,848	433,1	0,5671	0,8943	5,93	5
Lote de dados 2							
md1	23,26	-84,62	-	0,5036	0,9365	6,13	14
md4	3,27	-5,797	-	0,4986	0,8917	5,88	8
md7	1,924	0,048	-	0,5016	0,889	5,86	3
md9	0,244	-0,457	6,131	0,4957	0,8944	5,90	20
md13	25,966	-5,641	-	0,4994	0,8924	5,89	11
md14	17,38	0,371	6,36	0,4978	0,8923	5,90	14

A fim de determinar de um modo geral, qual modelo em média foi mais adequado para se estimar a altura, foi confeccionado um ordenamento (ranking). Como observado na tabela 2, dos 15 modelos avaliados (Tabela 1), os modelos mais precisos foram: 1, 4, 7, 9, 14 e 15 por apresentarem R_{aj}^2 mais próximos de 1, variando de 0,4957 à 0,5673 e, valores relativamente baixos S_{yx} , variando de 0,882 à 0,956m³ (5,85 à 6,34%). Os valores não muito elevados de coeficientes de R_{aj}^2 demonstram a não existência de uma relação dendrométrica muito forte entre a altura total e o DAP das árvores, corroborando resultados já encontrados com diversas espécies florestais em condições de plantio, tais como: Bartoszeck *et al.* (2004) e Batista *et al.* (2001).

Em se tratando de equações hipsométricas, o R_{aj} para os referidos modelos testados podem ser consideradas medianas. Barros *et al.* (2002) obteve resultados semelhantes em um povoamento florestal, em que 14 modelos testados tiveram R_{aj} , variando de 0,5408 a 0,6633 e S_{yx} inferior a 7%.

Após a obtenção dos modelos mais precisos, foi realizada o teste de acuracidade para os 6 melhores, tendo sido realizado um ranking com base nas estatísticas de EM, RQM e SSRR. Os resultados são apresentados na Tabela 3.

De maneira geral, por ter o menor TG, ficou clara a superioridade do modelo 7 que obteve uma somatória de 11 pontos. Batista *et al.* (2001) obteve resultados semelhantes para os modelos lineares ao avaliar o desempenho de modelos hipsométricos em três tipos de florestas, sendo uma delas de eucalipto. No entanto, o modelo 14 ficou em segundo lugar com 16 pontos e, por ser de característica biomatemática e de ajuste não linear, decidiu-se por este modelo como sendo o mais adequado para uso em plantios do clone E1277 localizados na região Sul do Tocantins. Esta escolha foi confirmada pela análise da distribuição de resíduos.

Tabela 3. Valores dos critérios de desempenho dos modelos hipsométricos 1, 4, 7, 9, 13 e 14 para E1277.

Equação	EM	RQM	SSRR	Total	TG
Equações ajustadas com lote de dados 1 e aplicadas no lote de dados 2					
(1) $\hat{h} = 26,150 - 110,98/d$	-0,36530 ⁴	0,99139 ³	0,21213 ³	10	27
(4) $\hat{h} = \exp[3,473 - (7,660/d)]$	-0,37090 ⁶	1,01604 ⁴	0,21856 ⁴	14	30
(7) $\hat{h} = d^2/[2,375 + 0,043(d^2)]$	-0,30302 ²	0,95917 ¹	0,19740 ¹	4	11
(9) $\hat{h} = 1/[0,485 - (5,702/d) + (34,045/d^2)]^2$	-0,31980 ³	1,04666 ⁶	0,25118 ⁶	15	21
(13) $\hat{h} = 30,567 \exp(-7,104/d)$	-0,36716 ⁵	0,98817 ²	0,20998 ²	9	21
(14) $\hat{h} = 16,729[1 - \exp(-0,848d)]^{433,1}$	-0,23526 ¹	1,03813 ⁵	0,24859 ⁵	11	16

Equações ajustadas com lote de dados 2 e aplicadas no lote de dados 1				
(1) $\hat{h} = 23,20 - 84,62/d$	0,32006 ⁶	1,00833 ⁶	0,20096 ⁵	17
(4) $\hat{h} = \exp[3,270-(5,797/d)]$	0,30213 ⁵	1,00734 ⁵	0,20152 ⁶	16
(7) $\hat{h} = d^2/[1,924+0,048(d^2)]$	0,18171 ¹	0,97440 ³	0,19744 ³	7
(9) $\hat{h} = 1/[0,244-(0,457/d)+(6,131/d^2)]^2$	0,24512 ²	0,97435 ²	0,19245 ²	6
(13) $\hat{h} = 25,966 \exp(-5,641/d)$	0,26862 ⁴	1,00184 ⁴	0,20236 ⁴	12
(14) $\hat{h} = 17,380[1-\exp(-0,371d)]^{6,36}$	0,25464 ³	0,97300 ¹	0,19143 ¹	5

nº sobrescrito refere-se as posições das equações no ranking das estatísticas de acurácia utilizadas.

CONCLUSÕES

O modelo biomatemático 14, da forma $H = \beta_0[1 - \exp(-\beta_1 d)]^{\beta_2} + \varepsilon$, é mais apropriado para a caracterização da relação hipsométrica do clone de eucalipto E1277 na região Sul do estado do Tocantins.

REFERÊNCIAS

- ARAÚJO, E. J. G.; PELISSARI, A. L.; DAVID, H. C.; SCOLFORO, J. R. S.; NETTO, S. P.; MORAIS, V. A. Relação hipsométrica para candeia (*Eremanthus erythropappus*) com diferentes espaçamentos de plantio em Minas Gerais, Brasil. **Pesquisa Florestal Brasileira**, v. 32, n. 71, p. 257-268, 2012.
- BATISTA, J. L. F.; COUTO, H. T. Z.; MARQUESINI, M. Desempenho de modelos de relações hipsométricas: estudo em três tipos de floresta. **Scientia Forestalis**, n. 60, p. 143-163, 2001.
- DONADONI, A. X.; PELISSARI, A. L.; DRESCHEN, R.; ROSA, G. D. Relação hipsométrica para *Pinnus caribea* var. *hondurensis* e *Pinnus tecunumanii* em povoamento homogêneo no Estado de Rondônia. **Ciência rural**, v. 40, n. 12, p. 2499-2504, 2010.
- MACHADO, S. A.; NASCIMENTO, R. G. M.; AUGUSTYNCZIK, A. L. D.; SILVA, L. C. R.; FIGURA, M. A.; PEREIRA, E. M.; TÊO, S. J. Comportamento da Relação Hipsométrica de *Araucaria Angustifolia* no Capão da Engenharia Florestal da UFPR. **Pesquisa Florestal Brasileira**, n. 56, p. 5-16, 2008.
- RIBEIRO, A.; FILHO, A. C. F.; MELLO, J. M.; FERREIRA, M. Z.; LISBOA, P. M. M.; SCOLFORO, J. R. S. Estratégias e metodologias de ajuste de modelos hipsométricos em plantios de *Eucalyptus sp.* **Cerne**, Lavras, v. 16, n. 1, p. 22-31, 2010.
- ROSSI, A. S.; DRESCHER, R.; PELISSARI, A. L.; LANSSANOVA, L. R. Relação hipsométrica e crescimento de *Tectona grandis* L.f. no município de Monte Dourado, PA: **Scientia Forestalis**, v. 39, n. 91, p. 301-307, 2011.
- SCOLFORO, J. R. S.; RIOS, M. S.; OLIVEIRA, A. D.; MELLO, J. M.; MAESTRE, R. Acuracidade de equações de afilamento para representar o perfil do fuste de *Pinus elliottii*. **Cerne**, v. 4, n. 1, p. 100-122, 1998.

AVALIAÇÃO DE MODELOS VOLUMÉTRICOS PARA POVOAMENTO CLONAL DE EUCALIPTO NA REGIÃO SUL DO ESTADO DO TOCANTINS

Valdir Carlos Lima de Andrade¹, Murilo Azevedo Glória Junior², Afonso Figueiredo Filho³

1 Engenheiro Florestal, Doutorado, Universidade Federal do Tocantins, Rua Badejos, Lote 7 - Chácaras 69/72, Caixa Postal 66, Gurupi-TO, CEP: 77.402-970, vclandradeuft@gmail.com.

2 Acadêmico em Engenharia Florestal, Universidade Federal do Tocantins, Rua Badejos, Lote 7 - Chácaras 69/72, Caixa Postal 66, Gurupi-TO, CEP: 77.402-970, murilo-junior@hotmail.com.

3 Engenheiro Florestal, PhD, Universidade Federal do Paraná, Rua Av. Pref. Lothário Meissner, 900, Jardim Botânico, Curitiba-PR, CEP:80210-170, afigfilho@gmail.com.

Resumo

Este trabalho teve como objetivo avaliar modelos volumétricos de dupla entrada para o clone GG100, híbrido entre *Eucalyptus urophylla* e *Eucalyptus grandis* (Urogran GG100) em um plantio comercial localizado no município de Dueré, estado do Tocantins. Foram utilizados dados da cubagem rigorosa de 25 árvores-amostra distribuídas em cinco classes diamétricas com amplitude de 2 cm cada. Para a avaliação dos modelos volumétricos, adotou-se os critérios: coeficiente de determinação ajustado, erro padrão da estimativa, análise da distribuição de resíduos, soma do quadrado do resíduo relativo, erro médio e raiz do quadrado médio. Os modelos de Naslund, Meyer e Schumacher e Hall se mostraram os mais confiáveis para quantificar volume do clone Urogran GG100. Dentre esses, o modelo Naslund foi mais adequado para o clone GG100 na região Sul do estado do Tocantins. Palavras-Chave: Inventário Florestal, Modelos volumétricos, eucalipto, Clone GG100.

Abstract

Evaluation of volumetric models for eucalyptus settlement in southern state Tocantins. This work aimed to evaluate volumetric dual-input models for clone GG100, hybrid between *Eucalyptus urophylla* and *Eucalyptus grandis* (Urogran GG100) in a commercial plantation located in the Dueré town, State Tocantins. We analyzed data from 25 trees distributed into five diameter classes with an amplitude of 2 cm each. For evaluation of volumetric models, we adopted the criteria: adjusted coefficient of determination, standard error of the estimate, analysis of the residual distribution, sum of square of relative mean error and root mean square. Models Naslund, Meyer and Schumacher-Hall were the most reliable for quantifying volume of clone Urogran GG100. Among these, the model Naslund, was more suitable for this clone in the Southern Region of the Tocantins State.

Keywords: Forest Inventory, volumetric equation, eucalypt, Clone GG100.

INTRODUÇÃO

Devido à redução na oferta de madeira de espécies nativas, tem-se direcionado esforços na implantação de florestas para atender às demandas das indústrias florestais brasileiras. Nesse sentido, conforme Conceição (2004), as espécies do gênero *Eucalyptus* têm expressiva importância em programas de reflorestamento no Brasil, mesmo porque, além de ganhos em produtividade, devido à tecnologia silvicultural e fatores ambientais, o eucalipto encontra no Brasil menor rotação, o que propicia diminuição dos custos de produção.

Grandes maciços florestais estão distribuídos por todas as regiões do Brasil, cuja área de florestas plantadas em 2012 totalizou cerca de 7,2 milhões de hectares. Desse total, cerca de 5,1 milhões correspondem à plantios com eucalipto, onde Minas Gerais é o estado com maior área plantada tendo cerca de 1,49 milhões de hectares (22,38 %). O Tocantins, conforme ABRAF (2013), encontra-se em 10º lugar, com 109 mil hectares (1,65%), apresentando o maior crescimento percentual de área plantada do país, cerca de 39,9%. Com esse crescente aumento de plantios no estado tocantinense, estima-se que até 2017 tenham-se cerca de 783,3 mil hectares de eucalipto plantado em diferentes regiões desse estado da Federação (SEAGRO, 2012).

Diante disso, a avaliação quantitativa de estoques florestais é de fundamental importância para melhor direcionar a produção florestal e isso depende da variável volume, que fornece um ponto de partida para avaliação do potencial madeireiro de povoamentos florestais. Por isso, a importância de se realizar estudos sobre volumetria em plantios no Tocantins, pois irão gerar informações essenciais à tomada decisões importantes para a economia local, garantindo uma administração adequada do seu potencial produtivo.

Segundo Machado *et al.* (2002) e Conceição (2004), o procedimento de maior uso na quantificação do volume de árvores é o emprego de modelos, onde este volume é a variável dependente associado à variáveis independentes de fácil medição. Por isso, muitos modelos foram criados e testados para o ajuste de equações de volume, conforme pode ser notado nos trabalhos de Schneider *et al.* (1997), Couto e Vettorazzo (1999), Veiga *et al.* (2000), Machado *et al.* (2002), Rezende *et al.* (2006), Thomas *et al.* (2006), Imaña-Encinas *et al.* (2009), Rufini *et al.* (2010), Azevedo *et al.* (2011a), Miguel *et al.* (2011), Pelissari *et al.* (2011), dentre outros.

Devido à ausência no estado do Tocantins de estudos com enfoque em volumetria do tronco de árvores, desenvolveu-se esse trabalho com o objetivo de avaliar modelos volumétricos de dupla entrada para um povoamento clonal de GG 100 localizado na região Sul do estado do Tocantins.

MATERIAL E MÉTODOS

Os dados utilizados neste trabalho foram obtidos em um plantio clonal hibridizado de *Eucalyptus urophylla* X *Eucalyptus grandis* (GG100), com espaçamento de 6 x 1,5 m e tendo 2,5 anos de idade. A área se localiza no município de Dueré, região Sul do estado do Tocantins (Figura 1), onde o clima, segundo a classificação de Köppen, enquadra-se no tipo Aw com duas estações bem definidas: seca no inverno, iniciando no mês de maio, estendendo-se até o fim de setembro e úmida no verão, que tem início em outubro indo até o mês de abril.

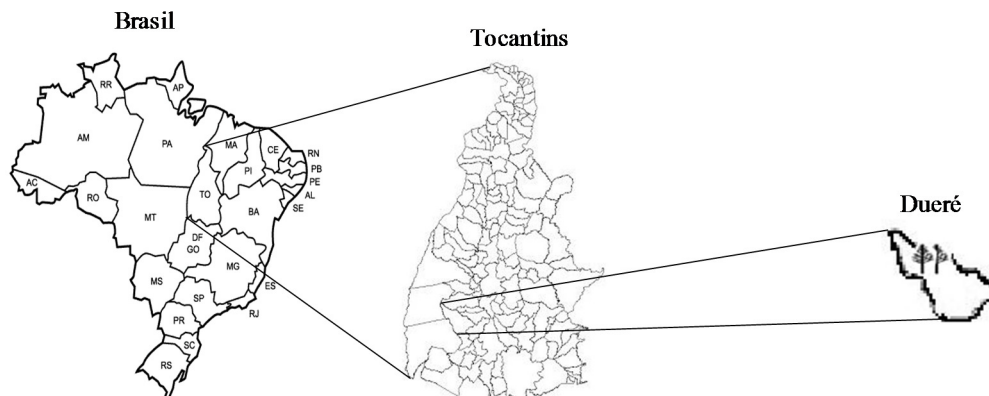


Figura 1 - Local onde se coletou os dados utilizados neste trabalho.

Foram cubadas rigorosamente pelo método de Huber, 25 árvores-amostra com medições de diâmetros ao longo do tronco nas posições: 0,20 m, 0,40 m, 0,70 m, 1,30 m, 2,70 m, 4,70 m e, sucessivamente, até um diâmetro em torno de 4 cm com casca. Em seguida, obteve-se o volume total de cada árvore para ajustar os modelos volumétricos apresentados na Tabela 1. Tais modelos estatísticos, foram os que melhores resultados apresentaram dentre muitos trabalhos realizados, notadamente, por: Couto e Vettorazzo (1999), Veiga *et al.* (2000), Thomas *et al.* (2006), Azevedo *et al.* (2011) e Silva *et al.* (2009).

Tabela 1 - Modelos volumétricos avaliados em um plantio clonal de eucalipto GG100, com 2,5 anos de idade localizado na região Sul do Tocantins.

Modelo	Literatura
(1) $v = \beta_0 + \beta_1 d + \beta_2 d^2 + \beta_3 d^3 + \beta_4 d^4 + \epsilon$	Veiga <i>et al.</i> (2000) e Thomas <i>et al.</i> (2006).
(2) $\ln(v) = \beta_0 + \beta_1 \ln(d) + \beta_2 \ln(h) + \ln(\epsilon)$	Pelissari <i>et al.</i> (2011), Silva <i>et al.</i> (2009).
(3) $v = \frac{d^2 h}{\beta_0 + \beta_1 d} + \epsilon$	Miguel e Leal (2012).
(4) $v = \beta_0 + \beta_1 d^2 + \beta_2 \ln(d^2 h) + \beta_3 (d^2 h^2) + \beta_4 h^2 + \epsilon$	Veiga <i>et al.</i> (2000), Thomas <i>et al.</i> (2006), Pelissari <i>et al.</i> (2011) e Miguel e Leal (2012).
(5) $v = \beta_0 + \beta_1 (d^2 h) + \epsilon$	Thomas <i>et al.</i> (2006), Pelissari <i>et al.</i> (2011) e Miguel e Leal (2012).
(6) $\ln(v) = \beta_0 + \beta_1 \ln(d^2 h) + \ln(\epsilon)$	Thomas <i>et al.</i> (2006), Azevedo <i>et al.</i> (2011b), Pelissari <i>et al.</i> (2011) e Miguel e Leal (2012).

Em que: d=DAP (cm), h=altura (m), $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4$ =Coeficientes a serem estimados, ϵ =Erro, Ln=Logaritmo neperiano, e v=volume (m³).

A seleção do melhor modelo volumétrico, com e sem casca, foi baseada em critérios estatísticos que refletem a precisão do ajuste e, também, que refletem o grau de acurácia, quais sejam os seguintes:

$$syx = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (v_i - \hat{v}_i)^2}{n-p}}, \quad syx(\%) = \left(\frac{syx}{\bar{v}}\right) 100, \quad R_{aj}^2 = 1 - \left(\frac{n-1}{n-p}\right) \left(\frac{SQ R}{SQ T}\right), \quad MDA = \sum_{i=1}^n \frac{(\sum Diff_i)}{n}, \quad SQRR = \sum_{i=1}^n \left(\frac{Diff_i}{v_i}\right)^2,$$

$$SD = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n \left[Diff_i^2 - \left(\frac{\sum_{i=1}^n Diff_i}{n}\right)^2 \right]}{(n-1)}} \quad \text{e} \quad MDP = \frac{\left[\sum_{i=1}^n \left(\frac{Diff_i}{v_i}\right)\right] 100}{n}.$$

Em que: Syx=erro padrão da estimativa (m³) e (%), R_{aj}^2 = coeficiente de determinação ajustado, MDA=média das diferenças absolutas (m³), SD=desvio padrão das diferenças (m³), SQRR=somatório de quadrado dos resíduos relativos em (m³), MDP=média dos resíduos percentuais (%), v_i =volume observado (m³), $\hat{v}_i$ =volume estimado (m³), n=número de dados observados, p=número de coeficientes do modelo, $\bar{v}$ =média dos volumes observados (m³), SQR=Soma de quadrado do resíduo, SQT=Soma de quadrado total, $Diff_i = v_i - \hat{v}_i$.

Numa primeira análise, fez-se inferências quanto à precisão do ajuste dos modelos considerando R_{aj}^2 e Syx, conforme Machado *et al.* (2002), Rezende *et al.* (2006), Thomas *et al.* (2006), Rufini *et al.* (2010), Azevedo *et al.* (2011a) e Pelissari *et al.* (2011). Na sequência, a análise se concentrou na avaliação do nível de acurácia dos modelos volumétricos avaliados, conforme Pelissari *et al.* (2011), que trabalharam com *Pinus* tropicais e, também, Souza *et al.* (2008) e Lamsanova *et al.* (2013) na avaliação de modelos de taper. Para isso, utilizou-se as estatísticas: MDA, SD, SQRR e MDP onde se atribuiu notas de 1 a 6, sendo 1 para o modelo de menor valor e 6 para o de maior valor. A classificação do melhor modelo foi obtida pela somatória das notas, onde o modelo que apresentou menor soma, foi classificado com 1º lugar. Aliado à estes critérios, considerou-se ainda, a distribuição dos resíduos pelo relacionamento destes com o DAP e volume estimado (m³).

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Na Tabela 2 são apresentados os coeficientes estimados e as estatísticas de precisão e de acurácia dos três melhores modelos avaliados. Notou-se que todos os modelos volumétricos se ajustaram bem à base de dados, possuindo R_{aj}^2 maior que 95% e Syx entre 8 e 17%, semelhantes aos resultados obtidos por Thomas *et al.* (2006) e Pelissari *et al.* (2011), os quais encontraram valores de Syx entre 8 e 16% e de R_{aj}^2 entre 96% e 99,7%. Observou-se, também, que o modelo 4 apresentou o melhor ajuste seguido dos modelo 1 e 2, respectivamente. Quanto às estatísticas de acurácia, verificou-se que os modelos 1, 2 e 4 apresentaram a menor nota (menor somatório TG). Ressalta-se que as piores estatísticas foram obtidas com os modelos 3, 5 e 6, não sendo adequados para uso em plantios do clone GG100 na situação avaliada neste trabalho.

Tabela 2 - Parâmetros estimados e estatísticas de avaliação dos modelos volumétricos, com e sem casca, ajustados para o clone GG100 na região Sul do Tocantins.

	$\hat{\beta}_0$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\beta}_3$	$\hat{\beta}_4$	R_{aj}^2	Syx	Syx%	T	TG
VOLUME COM CASCA										
1	0,0474200	-0,0245800	0,0015080	0,0013220	-0,0000629	0,9802	0,00442	11,48%	12	24
2	-11,1280000	1,0930000	2,1010000			0,9760	0,00487	12,64%	11	22
4	0,1217000	0,0017290	-0,0384400	-0,0000814	0,0010070	0,9888	0,00332	8,62%	12	23
VOLUME SEM CASCA										
1	0,0397600	-0,0205600	0,0011780	0,0011310	-0,0000487	0,9817	0,00368	11,12%	12	
2	-11,4020000	1,1050000	2,1350000			0,9765	0,00417	12,62%	11	
4	0,1004000	0,0013770	-0,0315600	-0,0000632	0,0008169	0,9894	0,00281	8,49%	11	

T e TG=total e total geral das notas para volume com e sem casca, respectivamente, considerando as estatísticas MDA, SD, SQRR e MDP.

Diante disso, nota-se que os modelos 1, 2 e 4 são as melhores opções, cuja decisão foi tomada pela análise da distribuição de resíduos (Figura 1). Observa-se que o modelo 4 apresentou a melhor distribuição em torno do eixo zero, o que indica ser este o modelo mais adequado para o clone GG100 no Sul do Tocantins.

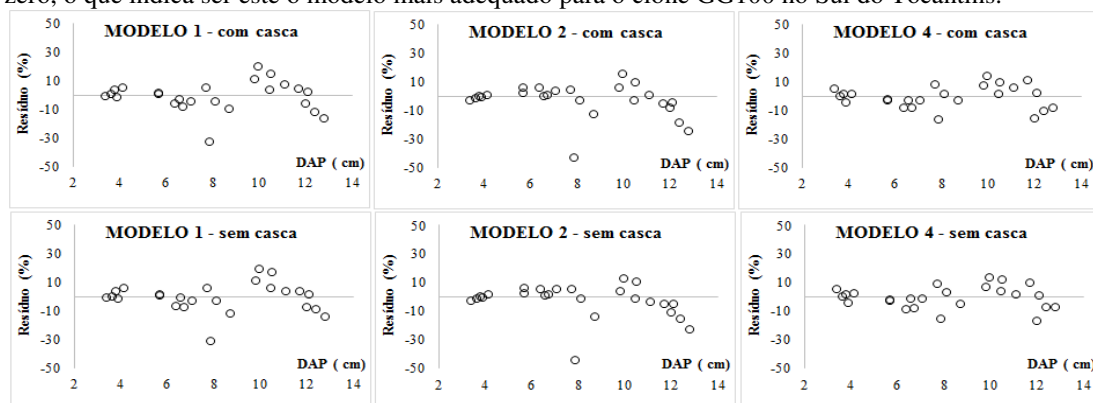


Figura 1 - Distribuição dos resíduos para volume com e sem casca 1, 2 e 4.

CONCLUSÃO

Os modelos 1, 2 e 4 apresentam as melhores estatísticas, porém, o modelo 4 se mostra mais confiável e adequado para ser usado na quantificação do volume total do tronco de árvores do clone GG100 em plantios na região Sul do estado do Tocantins.

REFERÊNCIAS

- ABRAF – Associação Brasileira de Produtores de Florestas Plantadas. **Anuário estatístico ABRAF 2013 ano base 2012**. 2013. Disponível em: <<http://www.abraflor.org.br/estatisticas.asp>>. Acesso em: 30/05/2014.
- AZEVEDO, T. L.; MELLO, A. A.; FERREIRA, R. A.; SANQUETTA, C. R.; NAKAJIMA, N. Y. Equações hipsométricas e volumétricas para um povoamento de *Eucalyptus sp.* localizado na FLONA do Ibura, Sergipe. **Revista Brasileira de Ciências Agrárias**, Recife, v. 6, p. 105-112, 2011a.
- AZEVEDO, G. B.; SOUSA, G. T. O.; BARRETO, P. A. B.; JUNIOR, V. C. Estimativas volumétricas em povoamentos de Eucalipto sob regime de alto fuste e talhadia no sudoeste da Bahia. **Pesquisa Florestal Brasileira**, v. 31, p. 309-318, 2011b.
- CONCEIÇÃO, M. B. **Comparação de métodos de estimativa de volume em diferentes idades em plantações de *Eucalyptus grandis* hill ex – Maiden**. 166 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) – Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2004.
- COUTO, H. T. Z.; VETTORAZZO, S.C. Seleção de equações de volume e peso seco comercial para *Pinus taeda*. **Cerne**, Piracicaba, v. 5, p. 069-080, 1999.
- LANSSANOVA, L. R.; UBIALLI, J. A.; ARCE, J. E.; PELISSARI, A. L.; FAVALESSA, C. M. C.; DRESCHER, R. Avaliação de funções de afilamento para a estimativa de diâmetro de espécies florestais comerciais do bioma amazônico mato-grossense. **Floresta**, v. 43, p. 215 - 224, 2013.
- MACHADO, S. A.; CONCEIÇÃO, M. B.; FIGUEIREDO, D. J. Modelagem do volume individual para diferentes idades e regimes de desbaste em plantações de *Pinus oocarpa*. **Revista Ciências Exatas e Naturais**, Curitiba, v. 4, p. 185-197, 2002.
- MIGUEL, E. P.; LEAL, F. A. Seleção de equações volumétricas para a predição do volume total de *Eucalyptus urophylla* s. t. blake na região norte do Estado de Goiás. **Enciclopédia Biosfera**, v. 8, p. 1372-1386, 2012.
- MIGUEL, E. P.; MACHADO, S. A.; FILHO, A. F.; ARCE, J. E. Modelos polinomiais para representar o perfil e o volume do fuste de *Eucalyptus urophylla* na região norte do estado de Goiás. **Floresta**, v. 41, p. 355-368, 2011.
- PELISSARI, A. L.; LANSSANOVA, L. R.; DRESCHER, R. Modelos volumétricos para *Pinus tropicais*, em povoamento homogêneo, no Estado de Rondônia. **Pesquisa Florestal Brasileira**, Colombo, v. 31, p. 173-181, 2011.
- REZENDE, A. V.; VALE, A. T.; SANQUETTA, C. R.; FILHO, A. F.; FELFILI, J. M. Comparação de modelos matemáticos para estimativa do volume, biomassa e estoque de carbono da vegetação lenhosa de um cerrado sensu stricto em Brasília, DF. **Scientia Forestalis**, Brasília, p. 65-76, 2006.
- RUFINI, A. L.; SCOLFORO, J. R. S.; OLIVEIRA, A. D.; MELLO, J. M. Equações volumétricas para o cerrado sensu stricto, em Minas Gerais. **Cerne**, Lavras, v. 16, p. 1-11, 2010.
- SEAGRO – Secretária da Agricultura, da Pecuária e do Desenvolvimento Agrário. Diagnóstico: Florestas Plantadas no Estado do Tocantins. (Impresso), Palmas. 2012. 40 p.
- SCHNEIDER, P. R.; COELHO, M. C. B.; ZANON, M. L.; FINGER, C. A. G.; KLEIN, J. E. M. Equações de volume para *Eucalyptus dunnii* Maden, determinadas para depressão central do estado do Rio Grande do Sul. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 27, p. 425-428, 1997.
- SILVA, M.L.M.; BINOTI, D. H. B.; GLERIANI, J. M.; LEITE, H. G. Ajuste do modelo de Schumacher e Hall e aplicação de redes neurais artificiais para estimar volume de árvores de eucalipto. **Revista Árvore**, Viçosa, v.33, p.1133-1139, 2009.
- SOUZA, C. A. M.; SILVA, G. F.; XAVIER, A. C.; CHICHORRO, J. F.; SOARES, C. P. B.; SOUZA, A. L. Avaliação de modelos de afilamento segmentados na estimação da altura e volume comercial de fustes de *Eucalyptus sp.* **Revista Árvore**, v. 32, p. 453-463, 2008.

THOMAS, C.; ANDRADE, C. M.; SCHNEIDER, P. R.; FINGER, C. A. G. Comparação de equações volumétricas ajustadas com dados de cubagem e análise de tronco. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 16, p. 319-327, 2006.

VEIGA, R. A. A.; CARVALHO, C. M.; BRASIL, M. A. M. Determinação de equações de volume para árvores de *Acacia mangium* Willd. **Cerne**, v. 6, p. 103-107, 2000.

AValiação DE Modelos Volumétricos Para Povoamento Seminal DE Eucalipto Na Região Sul DO Estado DO Tocantins

Valdir Carlos Lima de Andrade¹ e Brenno Cunha Freitas².

¹ Engenheiro Florestal, Doutorado, Universidade Federal do Tocantins, Rua Badejos, Lote 7 - Chácaras 69/72, Caixa Postal 66, Gurupi-TO, CEP: 77.402-970, vclandradeuft@gmail.com.

² Acadêmico em Engenharia Florestal, Universidade Federal do Tocantins, Rua Badejos, Lote 7 - Chácaras 69/72, Caixa Postal 66, Gurupi-TO, CEP: 77.402-970, brennofreitas_10@hotmail.com.

Resumo

Este trabalho teve como objetivo avaliar modelos volumétricos para *Corymbia citriodora* em um povoamento com 5 anos de idade localizado no município de Dueré, estado do Tocantins. Para a coleta de dados foram cubadas rigorosamente por Huber, 24 árvores-amostra distribuídas em oito classes diamétricas com 2 cm de amplitude cada. Os critérios de avaliação dos modelos adotados foram: erro padrão da estimativa, coeficiente de determinação ajustado, média dos desvios absolutos, desvio padrão das diferenças, soma de quadrados do resíduo relativo, média dos desvios percentuais e análise da distribuição de resíduos. O modelo de Naslund modificado foi o que apresentou os melhores resultados para ser utilizado em povoamentos de *Corymbia citriodora* localizados no Sul do Tocantins.

Palavras-Chave: Inventário Florestal, Modelos volumétricos, citriodora.

Abstract

Evaluation of volumetric model for seminal settlement of eucalyptus in southern state Tocantins. This work aimed to evaluate volumetric models for *Corymbia citriodora* in a settlement with five years of age in the Dueré town, Tocantins State. To collect data rigorously scaled by Huber, 24 sample trees distributed at eight diameter classes with 2 cm width each. The criteria of evaluation of the models adopted were: standard error of estimate, adjusted coefficient of determination, the average absolute deviation, standard deviation of differences, sum of squares of the residue relative average percentage deviations and analysis of the distribution of residue. The modified model Naslund showed the best results for use in stands of *Corymbia citriodora* located in southern Tocantins.

Keywords: Forest Inventory, volumetric models, citriodora.

INTRODUÇÃO

Os plantios com eucalipto no Brasil começaram há mais de um século, quando Navarro de Andrade trouxe mudas em 1903 para plantios visando atender demandas de dormentes. Atualmente a área plantada com eucalipto no Brasil está em torno de 5,2 milhões de hectares distribuídos, principalmente, nas regiões Sul e Sudeste e se espalhando às regiões Centro-Oeste, Nordeste e Norte, a qual pertence o estado do Tocantins com uma área plantada em torno de 109 mil ha (ABRAF, 2013).

O gênero *Eucalyptus* tem sido muito utilizado para energia, carvão vegetal, celulose, painéis de madeira, construção civil e óleos essenciais, onde se destaca o *Corymbia citriodora*, conhecido como eucalipto citriodora. Esta espécie, originária do continente Australiano, tem suas folhas persistentes, finas, com formato lanceolado e possuidoras de muitas glândulas que segregam óleo, dando assim a principal finalidade a qual ela é destinada. Sua madeira pode ser utilizada para construção civil, postes, mourões, fabricação de móveis e celulose. Portanto, saber o volume de madeira em estoque nos plantios de eucalipto citriodora no Tocantins, é essencial para delinear decisões com o objetivo de otimizar a sua produção florestal.

O volume constitui-se em uma das informações de maior importância para o conhecimento do potencial produtivo de um povoamento florestal. Para obtê-lo em árvores individuais, se utiliza da análise de regressão relacionando-se este com a altura e diâmetro, gerando-se equações volumétricas. Segundo Guimarães e Leite (1996), a aplicação destas equações é o procedimento mais eficiente para a quantificação da produção de uma floresta plantada, e neste caso, se inserem povoamentos de eucalipto citriodora.

Muitas equações volumétricas foram desenvolvidas para a estimação de volume de povoamentos florestais, sendo o modelo de Schumacher e Hall (1933) uma das principais, conforme é observado nos estudos de Veiga *et al.* (2000), Thomas *et al.* (2006), Oliveira *et al.* (2009), Azevedo *et al.* (2011a) e Azevedo *et al.* (2011b). No entanto, como modelos eficientes às vezes não são adequados à todas as espécies e condições, se recomenda sempre identificar o mais indicado para cada situação de aplicação (THOMAS *et al.*, 2006). Por isso, conforme Campos *et al.* (1985), a avaliação de equações volumétricas é uma fase fundamental em inventários florestais, pois qualquer erro na estimativa do volume de árvores, prejudicará a estimativa populacional. Outros modelos volumétricos também são encontrados com maior frequência, por exemplo, nos trabalhos de Veiga *et al.* (2000), Thomas *et al.* (2006) e Pelissari *et al.* (2011).

Diante disso e considerando a ausência de estudos sobre volumetria na região do estado do Tocantins, bem como a importância em quantificar o estoque volumétrico de eucalipto nesta região, este trabalho objetivou avaliar modelos volumétricos para eucalipto citriodora em um povoamento localizado no município de Dueré, Região Sul do estado do Tocantins.

MATERIAL E MÉTODOS

O estudo foi desenvolvido em um povoamento de eucalipto citriodora localizado no município de Dueré, estado do Tocantins com espaçamento de 3 x 1,5 m e tendo 5 anos de idade. Foram derrubadas de 24 árvores-amostra distribuídas em oito classes de diâmetro, onde se procedeu à cubagem rigorosa por Huber com medição de diâmetros ao longo do tronco nas posições: 0,2m, 0,4m, 0,7m, 1,3m, 2,7m, e 2 em 2 metros até em torno de 4 cm com casca. A altura das árvores cubadas variou de 2,6 à 22 m, e de 4,3 à 17,7 cm para DAP.

Em razão da ausência de estudos no estado do Tocantins sobre volumetria de eucalipto, os modelos utilizados neste estudo foram selecionados em trabalhos e estudos relacionados à volumetria de eucalipto nas mais diversas regiões do país, utilizando-se daqueles com melhores resultados para estimação de volume. Assim, foram ajustados seis modelos volumétricos (Tabela 1).

Tabela 1 - Modelos volumétricos avaliados para eucalipto citriodora com 5 anos de idade em Dueré, estado do Tocantins.

Modelo	Literatura
(1) $\text{Ln}(v) = \beta_0 + \beta_1 \text{Ln}(d) + \beta_2 \text{Ln}(h) + E$	Ferreira <i>et al.</i> (2011) e Oliveira <i>et al.</i> (2009).
(2) $v = \beta_0 + \beta_1(d^2h) + E$	Couto e Vettorazzo (1999), Schneider <i>et al.</i> (1997) e Azevedo <i>et al.</i> (2011a)
(3) $\text{Ln}(v) = \beta_0 + \beta_1 \text{Ln}(d^2h) + E$	Azevedo <i>et al.</i> (2011b) e Thomas <i>et al.</i> (2006).
(4) $v = \beta_0 + \beta_1(d) + \beta_2(d^2) + \beta_3(dh) + \beta_4(d^2h) + E$	Veiga <i>et al.</i> (2000).
(5) $v = d^2h/\beta_0 + \beta_1(\text{DAP}) + E$	Miguel <i>et al.</i> (2011).
(6) $v = \beta_0 + \beta_1(d^2) + \beta_2\text{Ln}(d^2h) + \beta_3(dh^2) + \beta_4(h^2) + E$	Pelissari <i>et al.</i> (2011) e Santos <i>et al.</i> (2006).

em que: v=volume(m³), d=DAP(cm), h=altura (m), Ln=logaritmo neperiano, β_0 à β_4 =coeficientes de regressão, E=erro aleatório.

A seleção do melhor modelo volumétrico, com e sem, foi baseada em critérios estatísticos que refletem à precisão do ajuste e, também, que refletem o grau de acurácia, conforme feito por Campos *et al.* (1985), Guimarães e Leite (1996), Couto e Vettorazzo (1999), Oliveira *et al.* (2009), quais sejam:

$$\text{syx} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (v_i - \hat{v}_i)^2}{n-p}}, \text{syx}(\%) = \left(\frac{\text{Syx}}{\bar{v}}\right) 100, \bar{R}^2 = 1 - \left(\frac{n-1}{n-p}\right) \left(\frac{\text{SQR}}{\text{SQT}}\right), \text{MDA} = \sum_{i=1}^n \frac{(\sum \text{Diff}_i)}{n}, \text{SQRR} = \sum_{i=1}^n \left(\frac{\text{Diff}_i}{v_i}\right)^2,$$

$$\text{SD} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n \left[\text{Diff}_i^2 - \left(\frac{\sum_{i=1}^n \text{Diff}_i^2}{n}\right) \right]}{(n-1)}} \text{ e } \text{MDP} = \frac{\left[\sum_{i=1}^n \left(\frac{\text{Diff}_i}{v_i}\right) 100 \right]}{n}.$$

Em que: syx=erro padrão da estimativa (m³) e (%), $\bar{R}^2$ = coeficiente de determinação ajustado, MDA=média das diferenças absolutas (m³), SD=desvio padrão das diferenças (m³), SQRR=somatório de quadrado dos resíduos relativos em (m³), MDP=média dos resíduos percentuais (%), v_i =volume observado (m³), $\hat{v}_i$ =volume estimado (m³), n=número de dados observados, p=número de coeficientes do modelo, $\bar{v}$ =média dos volumes observados (m³), SQR=Soma de quadrado do resíduo, SQT=Soma de quadrado total, $\text{Diff}_i = v_i - \hat{v}_i$.

Ressalta-se que, com os valores de acurácia obtidos, foi elaborada uma classificação atribuindo-se notas que variaram de 1 a 6, sendo atribuído nota 1 a equação que apresentou melhor acuracidade, nota 2 a equação em segundo lugar e, assim, até a pior colocação de acuracidade. A classificação foi definida pelo menor somatório, indicando o modelo mais adequado para quantificar volume total de árvores de eucalipto citriodora em plantios localizados na região Sul do Tocantins.

Para a seleção dos modelos mais adequados também foi levado em consideração à distribuição dos resíduos, que permite verificar a presença de tendenciosidades para a estimação dos volumes e, conjuntamente, com as estatísticas de precisão e acuracidade, proporciona melhor base para a seleção de modelos volumétricos.

RESULTADO E DISCUSSÃO

Na Tabela 2 são apresentados os coeficientes estimados e as estatísticas de precisão dos seis modelos volumétricos avaliados para eucalipto citriodora no Sul do Tocantins.

De modo geral, foram observados bons valores de $\bar{R}^2$ e $\text{syx}\%$ para todos os modelos, o que os coloca como adequados para estimarem o volume com e sem casca para a eucalipto citriodora no Sul do Tocantins. O ajuste dos seis modelos forneceram syx variando de 7,15 a 11,94% para volume com casca e de 6,74 a 10,05% para volume sem casca, sendo os modelos 4 e 6 os de menores valores para ambos os casos. Os maiores valores de $\bar{R}^2$ para volume com casca foi obtido pelo modelo 4, com 0,9929 seguido do modelo 6 com 0,9925. Para volume sem casca, o maior valor de $\bar{R}^2$ foi obtido pelo modelo 6 com 0,9940 seguido do modelo 4 com 0,9939.

Tabela 2 - Parâmetros estimados e estatísticas de precisão dos modelos volumétricos ajustados para eucalipto citriodora no Sul do Tocantins.

Modelo	$\hat{\beta}_0$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\beta}_3$	$\hat{\beta}_4$	$\bar{R}^2$	$\text{syx (m}^3\text{)}$	$\text{syx (\%)}$
Volume com casca								
1	-10,625	2,086	1,061			0,9801	0,01143	11,94
2	1,98E-03	3,54E-05				0,9878	0,00894	9,34
3	-10,605	1,047				0,981	0,01118	11,67
4	0,05599	-0,02877	1,97E-03	1,12E-03	-5,30E-05	0,9929	0,00685	7,15
5	21972,4	374,9				0,9901	0,00808	8,44
6	0,04273	0,0007396	-0,01247	1,22E-06	1,31E-04	0,9925	0,00700	7,31
Volume sem casca								
1	-10,982	2,143	1,059			0,9867	0,00783	10,05
2	-5,96E-04	2,97E-05				0,9913	0,00632	8,11
3	-10,997	1,069				0,9872	0,00765	9,82
4	0,0424	-0,02068	1,42E-03	7,33E-04	-3,05E-05	0,9939	0,00531	6,82
5	31613,9	142,8				0,9915	0,00625	8,03
6	0,05514	6,58E-04	-0,01442	7,125E-07	1,21E-04	0,9940	0,00525	6,74

Os modelos 1, 2 e 3, mais comuns e frequentes nos estudos de volumetria de florestas, conforme os trabalhos de Schneider *et al.* (1997), Couto e Vettorazzo (1999), Thomas *et al.* (2006), Azevedo *et al.* (2011a) e Azevedo *et al.* (2011b), apresentaram-se aceitáveis, embora não resultarem nos melhores valores de $\bar{R}^2$ e syx . Vale-se ressaltar que, para ambas as situações, os modelos 4 e 6 obtiveram as melhores estatísticas de precisão, podendo assim serem considerados os modelos mais precisos dentre os demais. Na Tabela 3, se apresentam as estatísticas que se referem à acuracidade dos modelos volumétricos avaliados, além da classificação destes com o somatório de notas.

Tabela 3 - Estatísticas de acuracidade e classificação dos modelos volumétricos.

Modelo	MDA	SD	SQRR	MDP	Somatório	TG
Volume com casca						
1	-0,00111 ⁶	0,01086 ⁶	0,00874 ¹	0,38945 ¹	14	27
2	0,00000 ¹	0,00874 ⁴	2,87317 ⁴	-7,06268 ⁴	13	26
3	-0,00107 ⁵	0,01084 ⁵	0,01096 ²	0,43623 ²	14	27
4	-0,00001 ²	0,00621 ¹	4,35805 ⁶	8,69831 ⁶	15	30
5	-0,00096 ⁴	0,00784 ³	3,86249 ⁵	-8,18884 ⁵	17	38
6	0,00002 ³	0,00637 ²	0,40054 ³	2,63702 ³	11	20
Volume sem casca						
1	-0,00047 ⁴	0,00745 ⁵	0,00907 ²	0,39684 ²	13	
2	1,05E-05 ¹	0,00618 ⁴	0,50892 ⁴	-2,97244 ⁴	13	
3	-0,00059 ⁵	0,00751 ⁶	0,00426 ¹	0,27224 ¹	13	
4	5,54E-05 ³	0,00481 ²	1,83294 ⁵	5,64109 ⁵	15	
5	-0,00068 ⁶	0,00607 ³	3,07372 ⁶	-7,30501 ⁶	21	
6	-2,68E-05 ²	0,00477 ¹	0,11283 ³	1,39960 ³	9	

Valores dos expoentes são notas de cada modelo e TG=total geral das notas incluindo volume com e sem casca.

Com base nos resultados das estatísticas complementares (Tabela 3), foi constatado que o modelo 6 teve menor o somatório geral (TG) e, conseqüentemente, é o modelo mais adequado para eucalipto citriodora em

plantios localizados no Sul do Tocantins. Neste caso, se apresenta a distribuição de resíduos na Figura 1, onde se constatou a melhor distribuição dentre todos os modelos avaliados.

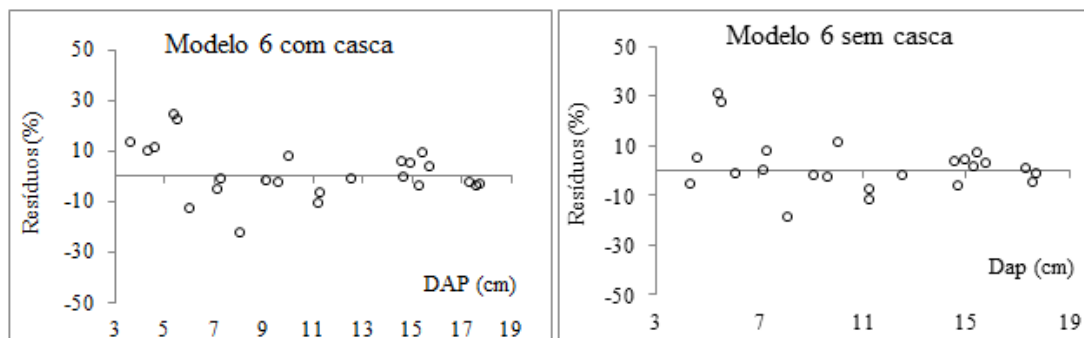


Figura 1 - Distribuição de resíduos do modelo 6 para volume com e sem casca.

CONCLUSÃO

O modelo 6, conhecido como modelo de Naslund modificado, apresenta as melhores estatísticas, sendo mais confiável e adequado para ser usado na quantificação do volume total do tronco de árvores de eucalipto citriodora localizado em plantios no Sul do Tocantins.

REFERÊNCIAS

- ABRAF – Associação Brasileira de Produtores de Florestas Plantadas. **Anuário estatístico ABRAF 2013 ano base 2012**. Disponível em: <<http://www.abraflor.org.br/estatisticas.asp>>. Acesso em: 30/05/2014.
- AZEVEDO, G. B.; SOUSA, G. T. O.; BARRETO, P. A. B.; CONCEICAO JUNIOR, V. Estimativas volumétricas em povoamentos de Eucalipto sob regime de alto fuste e talhadia no sudoeste da Bahia. **Pesquisa Florestal Brasileira**, v. 31, p. 309 - 318, 2011b.
- AZEVEDO, T. L.; MELLO, A. A.; FERREIRA, R. A.; SANQUETTA, C. R.; Nakajima, N. Equações hipsométricas e volumétricas para um povoamento de *Eucalyptus* sp. localizado na FLONA do Ibura, Sergipe. **Revista Brasileira de Ciências Agrárias**, v. 6, p. 105 - 112, 2011a.
- CAMPOS, J. C. C.; TREVIZOL JÚNIOR, T.L.; PAULA NETO, F. Ainda, sobre seleções de equações de volume. **Revista árvore**, Viçosa, v. 9, p. 115 – 126, 1985.
- COUTO, H. T. Z.; VETTORAZZO, S. C. Seleção de equações de volume e peso seco comercial para *Pinus taeda*. **CERNE**, Lavras, v. 05, p. 69 - 80, 1999.
- FERREIRA, J. C. S.; SILVA, J. A. A.; MIGUEL, E. P.; ENCIMAS, J. I.; TAVARES, J. A. Eficiência relativa de modelos volumétricos com e sem a variável altura das árvores. **Acta Tecnológica**, v. 6, p. 90 - 102, 2011.
- GUIMARÃES, D. P.; LEITE, H. G. Influência do número de árvores na determinação de equação volumétrica para *Eucalyptus grandis*. **Scientia Forestalis**, v. 50, p. 37 - 42, 1996.
- MIGUEL, E. P.; MACHADO, S. A.; FIGUEIREDO F. A.; ARCE, J. E. Modelos polinomiais para representar o perfil e o volume do fuste de *Eucalyptus urophylla* na região norte do estado de Goiás. **Floresta**, v. 41, p. 355 - 368, 2011.
- OLIVEIRA, M. L. R.; LEITE, H. G.; GARCIA, S. L. R.; CAMPOS, J. C. C.; SOARES, C. P. B.; SANTANA, R. C. Estimação do volume de árvores de clones de eucalipto pelo método da similaridade de perfis. **Revista Árvore**, v. 33, p. 133 - 141, 2009.
- PELISSARI, A. L.; LANSSANOVA, L. R.; DRESCHER, R. Modelos volumétricos para *Pinus* tropicais, em povoamento homogêneo, no estado de Rondônia. **Pesquisa Florestal Brasileira**, v. 2011, p. 173 – 181, 2011.
- SANTOS, K.; SANQUETTA, C. R.; EISFELD, R. L.; WATZLAWICK, L. F.; ZILIOOTTO, M. A. B. Equações volumétricas por classe diamétrica para algumas espécies folhosas da Floresta Ombrófila Mista no Paraná, Brasil. **Revista de Ciências Exatas e Naturais**, v. 8, p. 99 - 112, 2006.

SCHNEIDER, P. R.; COELHO, M. C. B.; ZANON, M. L. B.; FINGER, C. A. G.; KLEIN, J. E. M. Equações de volume para *Eucalyptus dunnii* Maiden, determinadas para a Depressão Central do estado do Rio Grande do Sul. **Ciência Rural**, v. 27, p. 425 – 428, 1997.

THOMAS, C.; ANDRADE, C.M.; SCHNEIDER, P.R.; FINGER, C.A.G. Comparação de equações volumétricas ajustadas com dados de cubagem e análise de tronco. **Ciência Florestal**, v. 16, p. 319 - 327, 2006.

VEIGA, R. A. A.; CARVALHO, C. M.; BRASIL, M. A. M. Determinação de equações de volume para árvores de *Acacia mangium* Wild. **CERNE**, v. 6, p. 103 - 107, 2000.

COMPARAÇÃO DE DIFERENTES EQUIPAMENTOS PARA MEDIÇÃO DA ALTURA DE ÁRVORES EM PLANTIO DE EUCALIPTO

Edilson Urbano¹; Patrick Rodrigues Pereira²; Filipe Valadão do Prado Cacau³

¹Engenheiro Florestal, Mestre, Universidade Estadual do Mato Grosso do Sul, edurbano2@gmail.com

²Engenheiro Florestal, Graduando, Universidade Estadual do Mato Grosso do Sul, patrickpereira@florestal.eng.br

³Engenheiro Florestal, Mestre, Universidade Estadual do Mato Grosso do Sul, filipecacau@gmail.com

Endereço: Rodovia Aquidauana-UEMS, Km 12 – Zona Rural – Caixa Postal 25 – Aquidauana – MS – CEP 79200-000

Resumo

Este trabalho tem como objetivo comparar tecnologias de medição de altura de árvores de eucalipto plantados na fazenda experimental da Universidade Estadual do Mato Grosso do Sul / Aquidauana. Compararam-se 49 alturas estimadas com o clinômetro Haglof e o aplicativo Smart Tools para smartphones contra as alturas diretas obtidas de após o corte com uma trena. O teste de t mostrou que não existe diferença entre as medidas obtidas com a trena e as obtidas com o clinômetro e com o aplicativo, com 95% de probabilidade. O erro padrão da estimativa percentual do clinômetro foi de 11,72% e do aplicativo foi de 12,32%, ambos apresentando superestimativa para DAP's menores que 10cm e leve subestimativa para os maiores. Desta forma, considerando-se a precisão e a igualdade com a trena, é vantajoso o uso do aplicativo em inventários florestais, pois possui custo de aquisição muito baixo quando comparado com o clinômetro.

Palavras-chave: Clinômetro, hipsômetros, Smart Tools.

Abstract

Comparison of different equipments for measurements of heights of trees in eucalyptus planting. This work aims to compare height measurement technology of eucalyptus trees planted in the experimental farm of the Universidade Estadual do Mato Grosso do Sul/Aquidauana. Compared to 49 times estimated on the clinometer Haglof and Smart Tools app for smartphones against direct heights obtained from after cutting with a measuring tape. The t test showed that there is no difference between the measurements obtained with the measuring tape and those obtained with the clinometer and with the app, with 95% probability. The standard error in percentage of the clinometer was 11.72% and the app was of 12.32%, both featuring overestimate to DAP's smaller than 10 cm and light to the biggest underestimate. In this way, considering the accuracy and equality with the measuring tape, it is advantageous to use the app in forest inventories, because it has very low acquisition cost when compared with the clinometer.

Keywords: Clinometer, hypsometers, Smart Tools.

INTRODUÇÃO

A altura de uma árvore ou porção dela é a distância linear ao longo de seu eixo principal, partindo do solo até o topo ou até outro ponto referencial, sempre em conformidade com o tipo de altura que se procura medir. Ela serve essencialmente para a obtenção do volume e para o cálculo de incrementos hipsométricos e volumétricos. Nos métodos estimativos, a altura também entra como uma segunda variável independente nas equações de volume, funções de afilamento e em outras relações dendrométricas (MACHADO; FIGUEIREDO FILHO, 2009).

A altura e o diâmetro são as duas variáveis mais utilizadas para a realização de inventários florestais, sendo usadas para o cálculo da área basal e do volume de madeira existentes em uma floresta, além de possibilitar a análise da estrutura vertical e qualidade de sítio (FREITAS; WICHERT, 1998 e SCHNEIDER; SCHNEIDER, 2008).

Para medição da altura de árvores, existem medidas diretas (tomadas sobre a árvore abatida) e medidas indiretas (tomadas com o auxílio de instrumentos) feitas sem que haja contato direto do operador com a árvore. No processo de medição indireta das alturas das árvores, geralmente a distância recomendada do operador à árvore equivale à altura a ser medida (COUTO; BASTOS, 1988).

Os aparelhos de medidas indiretas da altura podem ser de dois princípios: o geométrico, em que a gradação é obtida a partir da relação entre lados de triângulos semelhantes; e o trigonométrico, o qual é fundamentado em relações angulares de triângulos retângulos.

Segundo Campos e Leite (2009), recentemente tem surgido uma nova geração de hipsômetros contendo dispositivos eletrônicos, que agilizam as leituras e permitem a medição das distâncias inclinadas e corrigida para a horizontal, entre o observador e a árvore, dispensando o uso da trena para medição da distância.

De acordo com Machado e Figueiredo Filho (2009), dentre vários aparelhos de medição, aquele que apresenta o menor erro padrão ao medir repetidas vezes um mesmo objeto é considerado como sendo o mais preciso. Precisão deve ser entendida como um termo estatístico e, embora esteja ligado à exatidão, refere-se ao

erro padrão, o qual é calculado medindo um indivíduo várias vezes. A precisão em mensuração florestal, em geral, expressa o grau de concordância entre valores numa série de medidas (HUSCH *et al.*, 1972).

Couto e Bastos (1988) realizaram uma pesquisa para comparar a precisão de cinco aparelhos hipsométricos na medição da altura de um povoamento de *Eucalyptus grandis* em região plana no estado de São Paulo. Os hipsômetros testados foram Blume-Leiss, Haga, Suunto e Weise, incluindo ainda o clinômetro Haglof. O aparelho que apresentou menor percentual médio de erro, quando comparada com a altura da árvore abatida medida com a trena, foi o hipsômetro de Haga.

O clinômetro eletrônico Haglof, de fabricação sueca, com dimensões de 20 x 63 x 44mm, pesando apenas 50 gramas, incluindo a bateria. Este aparelho possibilita medidas acuradas de alturas e ângulos de maneira fácil e rápida a partir de uma distância qualquer definida pelo usuário. As leituras são apresentadas diretamente no visor em formato digital eliminando-se assim erros de leitura ou de somas de alturas resultantes de visadas para a base e para o topo de árvores (CAMPOS; LEITE, 2009 e MACHADO; FIGUEIREDO FILHO, 2009).

O aplicativo Smart Tools – Ferramentas v.1.7 (GOOGLE PLAY, 2014) é um conjunto de ferramentas de uma coleção de 6 pacotes, que têm 16 ferramentas (Comprimento, Ângulo, Inclinação, Distância, **Altura**, Largura, Área, Bússola, Detector de metais, GPS, Medidor de nível de som, Vibrômetro, Lanterna, Lupa, Espelho e Conversor de Unidades). O Smart Tools para smartphone utiliza sensores de inclinação encontrados no aparelho, sendo muito sensíveis ao movimento de inclinação e de ótima qualidade, o que pode proporcionar mensurações com maior precisão. O aplicativo mostra a mensuração no display do aparelho, possui recursos como Zoon óptico para melhor visualização da copa da árvore, e congelamento da imagem na tela do aparelho com a mensuração efetuada, eliminando erros de leitura. Como o uso de smartphones tem se popularizado, seu uso torna-se uma opção para diminuição dos custos de inventários florestais, principalmente para profissionais autônomos ou pequenas empresas, desde que se tenha comprovado a eficiência do uso do aplicativo nestes aparelhos, particularmente, para medição de alturas.

Diante do exposto, o objetivo foi comparar a precisão nas determinações de alturas de árvores usando o clinômetro Haglof e o aplicativo Smart Tools para smartphone, tendo como referência alturas medidas com uma trena de árvores abatidas.

MATERIAL E MÉTODOS

Local da pesquisa

Essa pesquisa foi realizada em um talhão de quatro hectares de eucalipto plantados na fazenda da Universidade Estadual de Mato Grosso do Sul (UEMS), unidade de Aquidauana. Este povoamento sofreu corte raso em 2007 e suas brotações não foram manejadas, tornando a estrutura da floresta semelhante ao encontrado em florestas nativas, ou seja, assemelha-se a uma distribuição diamétrica do tipo J invertido, no caso, com grande número de indivíduos com DAP's menores e pequena quantidade de indivíduos com DAP's maiores (LIMA, 2013).

O clima da região caracteriza-se por invernos secos e verões chuvosos, recebendo a classificação Aw. No município de Aquidauana, a temperatura média anual é de 23,3°C e a precipitação pluviométrica de 1.323 mm (ZARONI *et al.*, 2011). A topografia é de suavemente ondulada a plana e seu solo é caracterizado como argissolo vermelho distrófico; com o pH variando de 4,2 a 6,5, cujas coordenadas geográficas são: latitude 20°27'13.90" S; longitude 55°40'03.15" W e altitude média de 190 m (SCHIAVO *et al.*, 2010).

Obtenção de dados

Foram amostradas 49 árvores distribuídas em 7 classes diamétricas (7 árvores por classe) com amplitude variando de 5,09 cm a 26,63 cm, em que as mesmas tiveram suas alturas estimadas a partir do clinômetro Haglof e do aplicativo Smart Tools, instalado em um smartphone. Posteriormente, estas árvores foram derrubadas e suas alturas verdadeiras foram medidas com uma trena, essas alturas variaram de 7,9 m a 22,9 m.

O aplicativo foi utilizado seguindo o mesmo método de operação do clinômetro Haglof, pois trabalham com princípios semelhantes, baseando-se na inclinação e angulação do aparelho, sendo calibrado de acordo com a distância utilizada.

Análise dos dados

A análise dos dados foi feita utilizando-se de um teste de t para amostras pareadas, e regressão linear. No teste t foram comparadas as alturas do clinômetro com as alturas da trena e as alturas do aplicativo Smart Tolls com as alturas da trena. Com a regressão obteve-se a precisão dos equipamentos em relação ao valor verdadeiro (Syx – Erro padrão da estimativa) e análise gráfica dos resíduos.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

A Tabela 1 apresenta os resultados obtidos com o teste t e com a análise de regressão para os dados.

Tabela 1 - Valores obtidos com o Teste t e precisão dos equipamentos na análise de regressão.

Comparações	Teste de t (amostras pareadas)				Regressão			
	Média	Variância	Valor t	Valor p	R ² aj	R	Syx	Syx %
Clinômetro	15,81	18,27	0,567 ^{ns}	0,573	0,799	0,896	1,834	11,72
Trena	15,66	16,72						
Aplicativo	16,09	20,26	1,440 ^{ns}	0,156	0,777	0,884	1,929	12,32
Trena	15,66	16,72						

ns = não significativo com 95% de probabilidade; R²aj = Coeficiente de determinação ajustado; R = coeficiente de correlação; Syx = erro padrão da estimativa.

O resultado do teste de t, tabela 1, mostrou que na medição de alturas das árvores não existe diferença (valor $p > 0,05$) entre os valores obtidos com o clinômetro e a trena e entre o aplicativo e a trena. Assim, ambos os aparelhos podem ser utilizados nas medições de alturas de árvores com confiabilidade.

Quando comparado erro padrão na tabela 1 observa-se que o clinômetro é sensivelmente mais preciso que o aplicativo, com um valor 0,6% menor. Os gráficos de resíduos da figura 1 mostram que houve uma tendência de superestimar as árvores de diâmetro menor que 10 cm, seguindo para os maiores com leve tendência de subestimativa. Também trabalhando com floresta plantada, Couto; Bastos (1988) observaram que os maiores erros percentuais foram obtidos nas menores alturas reais (árvore menores que 10 m), com variação percentual de -19,59 a +14,75.

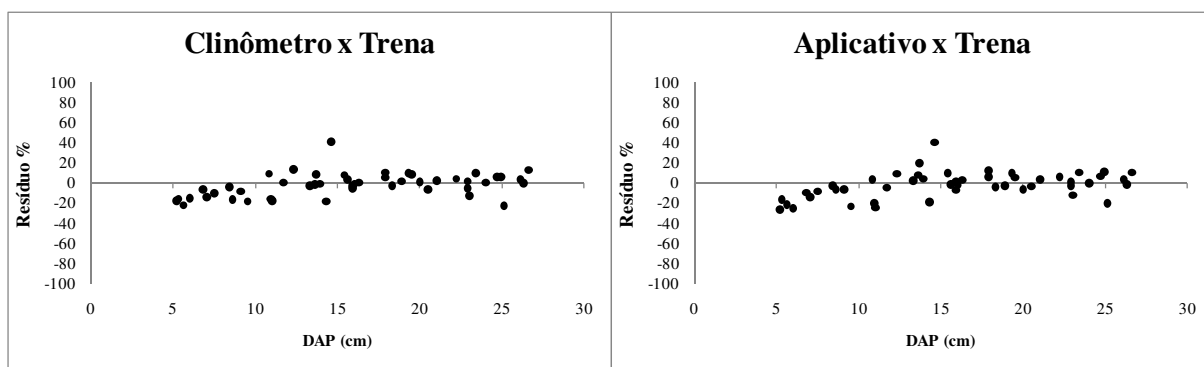


Figura 1 - Gráficos de resíduos das alturas estimadas.

Resultado semelhante foi encontrado por David *et al.* (2012), testando o clinômetro Haglof para medição da altura de árvores em uma floresta nativa no Estado do Espírito Santo, onde observou que a dispersão dos erros variou, em média, aproximadamente $\pm 1,0$ m ou 11,15%, e o R² encontrado foi de 0,85.

CONCLUSÕES

Não existe diferença estatística para a medição de altura de árvores quando se usa o clinômetro ou o aplicativo Smart Tools em um smartphone. O clinômetro mostrou-se sensivelmente mais preciso quando comparado ao aplicativo. Porém o aplicativo é de custo de aquisição muito baixo (cerca de 6,00 reais, sem considerar o valor do smartphone), tornando vantajoso seu uso em inventários florestais.

REFERÊNCIAS

- CAMPOS, J. C. C.; LEITE, H.G. 2009. **Mensuração florestal: perguntas e respostas**. 3ª edição. Viçosa, MG: Editora UFV. 548p.
- COUTO, H.T.Z.; BASTOS, N.L.M. Erros na medição das alturas em povoamentos de *Eucalyptus* em região plana. Piracicaba: IPEF – Instituto de Pesquisas e Estudos Florestais. n°.39, p21-31. 1988.

DAVID, H. C.; ARAÚJO, E. J. G.; PELISSARI, A. L.; MIRANDA, R. O. V.; EBLING, Â. A. Avaliação do clinômetro digital para medição da altura de árvores em uma floresta nativa no Estado do Espírito Santo. Curitiba-PR, 2012. In **Anais...** 4º Congresso Florestal Paranaense, 2012. Disponível em: <
http://malinovski.com.br/CongressoFlorestal/Trabalhos/03-Manejo_Nativas/MFNativas-Artigo_05.pdf >
Acessado em 05/06/2014.

FREITAS, A. G. de; WICHERT, M.C.P. Comparação entre instrumentos tradicionais de medição de diâmetro e altura com o Criterion 400. **IPEF**, n. 188, 1998.

GOOGLE PLAY. **Smart Tools – ferramentas, versão 1.7**. Desenvolvido por Android boy's Lab, 2014. Disponível em: <https://play.google.com/store/apps/details?id=kr.aboy.tools> Acessado em 06/06/2014.

HUSCH, B.; MILLER, C.I.; BEERS, T.E. **Forest Mensuration**, 2ª.Edição. New York: Ronald Press. 410p. 1972.

LIMA, E.M. **Comparação de métodos de estimativa de volume para inventário florestal em um povoamento de eucalipto**. Aquidauana, 2013. Graduação (Trabalho de Conclusão de Curso em Engenharia Florestal) - Universidade Estadual de Mato grosso do Sul, Unidade Universitária de Aquidauana. 21 p.

MACHADO, S. A.; FIGUEIREDO FILHO, A. **Dendrometria**. 2ª Edição. Guarapuava: UNICENTRO, 2009. 316p.

SCHIAVO, J. A.; PEREIRA, M. G.; MIRANDA, L. P. M.; DIAS NETO, A. H.; FONTANA, A. Caracterização e classificação de solos desenvolvidos de arenitos da formação Aquidauana-MS. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 34, n.3, p. 881-889, 2010.

SCHNEIDER, P. R.; SCHNEIDER, P. S. P. **Introdução ao Manejo Florestal**. Santa Maria: UFSM. 566p. 2008.

ZARONI, M. J.; AMARAL, F. C. S.; SILVA, E. F.; COELHO, M. R.; JUNIOR, W. C.; BHERING, S. B.; CHAGAS, C. S.; PEREIRA, N. R.; GONÇALVES, A. O.; DART, R. O.; AGLIO, M. L. D.; LOPES, C. H. L.; TAKAGI, J. S.; EARP, C. G. D. **Zoneamento Agroecológico do Município de Aquidauana – MS**. Rio de Janeiro, 2011: Embrapa Solos, 2011. (Boletim de Pesquisa e Desenvolvimento 185).

COMPARAÇÃO DE MÉTODOS DE CUBAGEM NA DETERMINAÇÃO DO VOLUME DE ÁRVORES DE *Eucalyptus urophylla* x *Eucalyptus grandis*

Mariana Manoela Carvalho¹ Marcela Mello Rosa² Gean Carlos Paia Lima³ Henrique Soares Koehler⁴ Raul Silvestre⁵ Mauro Eloi Nappo⁶

¹Graduanda em Engenharia Florestal, Universidade do Estado de Santa Catarina - Av. Luiz de Camões, 2090, CEP: 88520-000, Lages/SC (m4ricarvalho@hotmail.com)

²Engenheira Florestal, Campus da UnB, Faculdade de Tecnologia, Departamento de Engenharia Florestal Asa Norte CEP: 90910-900 - Brasília, DF – Brasil, (marcela.mrosa@hotmail.com)

³Engenheiro Florestal, Mestrando em Produção Florestal, Universidade do Estado de Santa Catarina - Av. Luiz de Camões, 2090, CEP: 88520-000, Lages/SC (geanpagio@gmail.com)

⁴Engenheiro Florestal, Prof. Dr. da Universidade Federal do Paraná - Rua dos Funcionários s/nº, CEP: 80035050, Curitiba/PR (koheler@ufpr.br)

⁵Engenheiro Florestal, Prof. Dr. da Universidade do Estado de Santa Catarina - Av. Luiz de Camões, 2090, CEP: 88520-000, Lages/SC (silvestrefloresta@yahoo.com.br)

⁶Engenheiro Florestal Prof. Dr. do Departamento de Engenharia Florestal, Campus da UnB, Faculdade de Tecnologia, Asa Norte CEP: 90910-900 - Brasília, DF – Brasil (mauronappo@yahoo.com.br)

Resumo

O estudo teve por objetivo comparar diferentes métodos de cubagem com o volume considerado verdadeiro determinado pelo xilômetro. Os dados foram coletados em plantio de *Eucalyptus urograndis* com 42 meses de idade, localizado na Fazenda Água Limpa da UnB-DF. Primeiro, realizou-se o inventário florestal do povoamento. Em seguida foram cubadas 32 árvores com DAP variando de 5 a 16,7 cm. O volume do fuste de cada árvore foi determinado pelos métodos absolutos: Newton, Huber, e Smalian e pelos métodos relativos: hohendahl 10 e 5 seções. Após, as toras foram colocadas no xilômetro, obtendo o volume real da árvore. Posteriormente, empregou-se a análise de variância (Anova) para verificar a existência de diferença estatística entre os tratamentos. Aplicou-se o teste de Tukey a 5% de significância para o teste de média. Apenas o volume determinado pelo método de Hohenadl 5 seções diferiu do volume obtido pelo xilômetro. Smalian foi o mais preciso.

Palavras-chave: Xilômetro, Cubagem rigorosa, Volumetria, Dendrometria.

Abstract

Comparison of cubing methods for determination of trees volume of Eucalyptus urophylla x Eucalyptus grandis. The study had for objective compare different approaches of cubage with the determined true bulk considered by the xylometer. The facts were collected in plantation of *Eucalyptus urograndis* with 42 months of age, located in the Farm Water Clears of the UnB-Federal District. First, it carried out itself the forest inventory of the colony. Right away were cubadas 32 trees with DAP varying of 5 a 16,7 cm. The bulk of the bole of each tree was determined by the absolute approaches: Newton, Huber, and Smalian and by the relative approaches: hohendahl 10 and 5 sections. After, the logs were put in the xylometer, obtaining the real volume of the tree. Subsequently, it employed itself the analysis of variance (Anova) for verify the existence of statistical difference between the handlings. Applied the test of Tukey to 5 and significance for the test of medium. But the bulk determined for the method of Hohenadl 5 sections differed from the bulk gotten for xilômetro. Smalian was most necessary.

Key words: Xylometer, Cubic measurement, Volumetry, Dendrometry.

INTRODUÇÃO

A determinação do volume de árvores é, na maioria dos casos, o principal objetivo dos levantamentos florestais quando se trata de povoamentos designados a fins comerciais. Portanto, o emprego de métodos de cubagem adequados, que garantam melhor precisão na determinação do volume individual de árvores, diminuirão o tempo e custo de trabalho.

De acordo com Machado e Figueiredo Filho (2009), sendo a árvore um sólido irregular, seu volume pode ser determinado mais precisamente analiticamente, através de cubagem rigorosa (divisão do tronco em pequenas seções ou toras), onde podem ser utilizados os métodos de Smalian, Huber, Newton, Hohenadl 10 e 5 seções bem como pelo deslocamento de água, método em que se utiliza um xilômetro, ou ainda por meio de seu peso.

O método mais acurado para obter volume real é o xilômetro, que consiste de um recipiente com água no qual as toras de madeira são mergulhadas. O volume das toras corresponde ao volume de água deslocado é medido

com uma régua graduada (SOARES *et al.*, 2006). Desta forma, ao serem colocadas toras de madeira dentro do xilômetro, o volume de água deslocado corresponde ao volume da tora de madeira.

O presente estudo visa identificar diferenças de resultados volumétricos entre métodos de cubagem, considerando o volume verdadeiro determinado por meio do xilômetro.

MATERIAL E MÉTODOS

O presente estudo foi desenvolvido na Fazenda Água Limpa, da Universidade de Brasília (FAL – UnB), localizada na latitude 15°56'S e longitude 47°56'W e altitude média de 1.080 m. O clima da região é do tipo Aw, segundo a classificação de Koppen (NIMER, 1989), com temperatura máxima de 28,5°C mínima de 12°C. A umidade relativa entre maio e setembro é abaixo de 70% e a umidade mínima ocorre em agosto, com média de 47%, mas pode cair a 15%. A precipitação média anual é de 1600 mm, com pronunciada estação seca de julho a setembro.

O solo é classificado, segundo o Sistema Brasileiro de Classificação de Solos (Embrapa, 1999), como Latossolo Vermelho-Amarelo distrófico típico, horizonte A moderado, textura muito argilosa, fase Cerrado tropical subcaducifólio relevo plano.

Por meio de censo florestal realizado na área de estudo, com aproximadamente 1,7 ha, determinou-se a distribuição diamétrica do povoamento e pelo método empírico proposto por Scolforo e Thiersch (2004), foram cubadas 32 árvores distribuídas ao longo do povoamento, de forma a representar 6 classes diamétricas, com amplitude de 2 cm, sendo cubadas entre 4 e 6 árvores por classe.

Após a derrubada de cada árvore, foram empregados 5 métodos de cubagem (Smalian, Newton, Huber, Hohenadl 10 e 5 seções) para determinação do volume individual das mesmas.

Nos métodos absolutos as medidas dos diâmetros a diferentes alturas foram tomadas da seguinte forma:

No método de Smalian foram medidos diâmetros a 0,1 m, 1,3 m, 3,3 m e assim sucessivamente de 2 em 2 m até a última seção do fuste de cada árvore.

No método de Newton foram medidos a 0,1 m, 0,7 m, 1,3 m, 2,3 m, e assim sucessivamente de 1,0 em 1,0 m até comprimento total do fuste de árvore.

No método de Huber os diâmetros foram medidos a 0,7 m, 1,3 m, 2,3 m, 4,30 e assim sucessivamente, de 2 em 2 metros até o comprimento total do fuste de cada árvore.

Já nos métodos relativos às medições foram feita da seguinte forma:

No método de Hohenadl, utilizando 5 seções, após a medição total do fuste de cada árvore, foram calculadas a percentagem da altura total da árvore a 15%, 35%, 55%, 75% e 95% em seguida as medições dos diâmetros eram tomadas nas respectivas alturas.

Da mesma forma foram feitas para o método de Hohenadl a 10 seções, a diferença é que os diâmetros medidos foram feitos a 5%, 15%, 25%, 35%, 45% e assim sucessivamente até 95% da altura total da árvore.

Para a determinação do volume individual das árvores pelo método do xilômetro, utilizou-se um tambor de plástico com capacidade de 200 litros de água.

Primeiramente foi registrado o volume inicial sem as toras. Depois, o fuste de cada árvore era depositado no interior do xilômetro. Esperava-se a estabilização do balanço da água e posteriormente era feita a segunda leitura, verificando o quanto a água se deslocou em função do volume da árvore e, assim, pela diferença de deslocamento da água foi possível determinar o volume individual de cada uma das 32 árvores derrubadas e xilometradas.

De posse dos volumes individuais de cada árvore, obtidos pelos cinco métodos de cubagem analíticos (Smalian, Huber, Newton, Hohenadl 10 e 5 seções respectivamente) e pelo xilômetro, foram calculados os desvios em porcentagem como medida da precisão dos métodos de cubagem analíticos. Os desvios foram calculados tendo como base o volume obtido pelo xilômetro.

Sendo assim, os desvios negativos indicarão superestimativas e os desvios positivos indicarão subestimativas em relação ao volume determinado por meio do xilômetro.

O delineamento estatístico da pesquisa para o volume foi o de blocos ao acaso (DBC), sendo que as 32 árvores configuraram as repetições e, os tratamentos considerados foram os diferentes métodos de cubagem.

Quando analisado o volume estimado, os tratamentos considerados foram os métodos de cubagem pelo Xilômetro, Smalian, Huber, Newton, Hohenadl 10 e 5 seções.

Para determinar se as variâncias das variáveis em análise possuem um padrão homogêneo de variabilidade, para o volume, empregou-se o teste de Bartlett.

Posteriormente procedeu-se a análise de variância (ANOVA) do delineamento em DBC para determinar possíveis diferenças significativas entre os tratamentos.

Após as análises de variância, foi empregado o teste de Tukey para comparação das médias e verificação de qual dos métodos era mais adequado em função da precisão, para realizações de cubagem rigorosa de árvores de *Eucalyptus urophylla* x *Eucalyptus grandis*.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

A partir do censo realizado na área, foi possível determinar o número de árvores por hectare, DAP médio, área basal por hectare e altura média do povoamento e, a partir do volume médio das árvores determinado por meio de xilômetro foi possível estimar o volume por hectare (Tabela 1).

Tabela 1 - Variáveis dendrométricas do povoamento de *Eucalyptus urograndis*, Fazenda Água Limpa da UnB-DF

Idade (meses)	N/ha	DAP médio (cm)	G(m ² /ha)	Ht média (m)	Volume médio (m ³ /ha)
42	1502	11,12	14,8641	16,98	132,548

Os erros percentuais de cada método em relação aos volumes total obtidos pelo xilômetro podem ser visualizados nos gráficos apresentados na Figura 1.

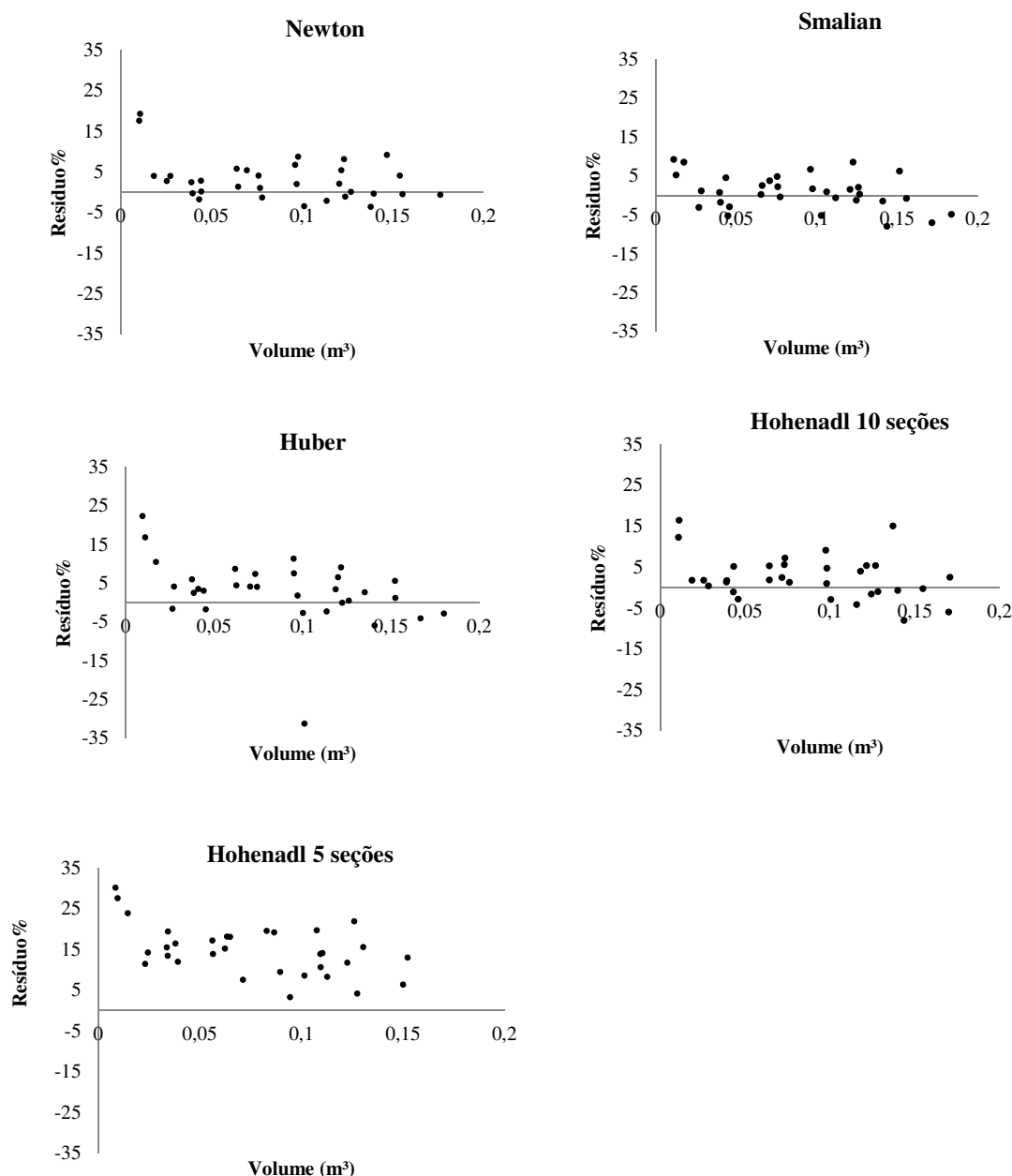


Figura 1 - Resíduos percentuais gerados a partir da comparação volumétrica entre o Xilômetro e os demais métodos empregados.

Pela distribuição gráfica de resíduos, nota-se que os métodos de Newton, Huber e Hohenadl 10 tendem a subestimar a maioria dos volumes individuais em relação ao xilômetro. Na distribuição dos resíduos para o método de Hohenadl 5 seções observa-se que todos os valores se encontram acima do eixo zero, demonstrando que este método subestima os volumes. Já o método de Smalian apresenta distribuição dos resíduos mais homogênea em relação aos demais, demonstrando ser o mais preciso na estimativa do volume para o povoamento em questão.

Por meio da Anova (Tabela 2) é possível verificar que houve diferença significativa entre os tratamentos para o Delineamento em Blocos ao Acaso, pois o valor de F calculado foi maior que o valor de F tabelado.

Tabela 2 - Anova para verificação da existência de diferença significativa entre os tratamentos, caracterizados pelos diferentes métodos de cubagem.

ANOVA					
Fontes de variação	Graus de liberdade	Soma de Quadrados	Quadrado Médio	F Calculado	F Tabelado
Blocos	31	0,4114	0,013272	797,0927	1,525473
Tratamentos	5	0,0032	0,000643	38,61963	2,272517
Erro Experimental	155	0,0026	1,67E-05		
Total	191	0,4172			

O teste de Tukey foi aplicado ao nível de significância de 5% (Tabela 3). Constatou-se que apenas o tratamento referente ao método de cubagem por Hohenadl 5 seções difere de todos os demais métodos. Desta forma, observa-se na Tabela 3 que os métodos representados pela mesma letra não diferem significativamente suas médias entre si.

Tabela 3 - Teste de comparação de médias dos tratamentos em relação ao volume calculado.

Tratamento	Média do volume (m³)	Tukey a 5%
Newton	0,0862	A
Smalian	0,0881	A
Huber	0,0868	A
Hohenadl 10 seções	0,0865	A
Hohenadl 5 seções	0,0764	B
Xilômetro	0,0884	A

No entanto, quando comparados os volumes médios calculados, observa-se que o método de Smalian, com média de 0,0881m³, é o que obteve o valor mais próximo do valor determinado por meio do xilômetro, com média de 0,0884 m³.

Este resultado pode ser confirmado por meio da Figura 1, na qual, observa-se que o volume determinado por meio do método de smalian apresentou maior homogeneidade dos erros percentuais em relação aos demais métodos empregados, quando comparados com o volume determinado por meio do Xilômetro.

CONCLUSÃO

Apesar de apenas o método de Hohenadl 5 seções ter diferido estatisticamente do volume determinado por meio do Xilômetro, é possível verificar por meio dos erros percentuais que o método de Smalian, apresentou resultados mais precisos na determinação volumétrica para o presente estudo.

Considerando que os troncos das árvores assumem várias formas de sólidos de revolução, e são altamente influenciadas pelos tratamentos culturais de manejo e por fatores edáficos e climáticos, verifica-se a necessidade da realização de estudos desta natureza nos mais distintos locais e tipos de reflorestamento, pois assim, pode-se chegar a conclusão de qual ou quais métodos de cubagem são mais precisos para cada situação.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA – EMBRAPA. Centro Nacional de Pesquisa de Solos. **Sistema brasileiro de classificação de solos**. Rio de Janeiro, 1999. 412p

MACHADO, S. A.; FIGUEIREDO FILHO, A. **Dendrometria**. 2. ed. Guarapuava: UNICENTRO, 2009.

NIMER, E. **Climatologia do Brasil**. Rio de Janeiro: IBGE, 1989. 180p.

SCOLFORO, J.R.S.; THIERSCH, C.R. **Biometria florestal: medição, volumetria e gravimetria**. UFLA/FAEPE, Lavras, 2004.

SOARES, C. P. B., NETO, F. P., SOUZA, A. L. **Dendrometria e inventário florestal**. Viçosa. Ed. UFV, 2006. 276p.

DETERMINAÇÃO DA ÁREA DE COPA DE *Luehea divaricata* Mart. & Zucc POR MEIO DE DIFERENTES MÉTODOS

Sandra Mara Krefta¹, Luana Maria dos Santos¹, Sandiane Carla Krefta¹, Veridiana Padoin Weber²

¹ Acadêmicas do curso de Engenharia Florestal da Universidade Tecnológica Federal do Paraná – Campus Dois Vizinhos. Email: sandra_krefta@hotmail.com

² Prof^a. Dr. do curso de Engenharia Florestal da Universidade Tecnológica Federal do Paraná – Campus Dois Vizinhos. Email: veridianapadoin@utfpr.edu.br

Resumo

O objetivo deste trabalho foi avaliar a existência de diferença significativa entre os métodos de obtenção da área de copa, para *Luehea divaricata*, em uma floresta plantada em Dois Vizinhos, Paraná. Para o levantamento de dados mediram-se 130 árvores, com diâmetro à altura do peito maior que 4,5 cm. Foram testados sete métodos, para a determinação da área de copa na forma elíptica e circular, considerando a medição de dois, quatro, seis e oito raios de copa. Para verificar a diferença entre os métodos de obtenção da área de copa foi utilizada a análise da variância pelo teste F de Fischer, e em seguida foi estimada a área de copa em função do diâmetro à altura do peito, por meio da curva de regressão média do Microsoft Excel. Entre os métodos avaliados, a área de copa obtida por oito raios foi a que apresentou melhor estimativa e menor variância.

Palavras-chave: Projeção de copa, Métodos de Mensuração, Açoita-cavalo.

Abstract

Determination of the canopy area of Luehea divaricata Mart. & Zucc through different methods. The objective of this study was to evaluate the existence of a significant difference between the methods of obtaining the crown area for *Luehea divaricata*, in a forest planted in Dois Vizinhos, Paraná. For the survey data were measured 130 trees with diameter to height greater than 4.5 cm chest. Seven methods were tested to determine the canopy area in elliptical and circular, considering the measurement of two, four, six and eight rays copa. Para check the difference between the methods of obtaining the crown area analysis was used of variance by F Fischer test, and then was estimated canopy area by diameter at breast height, through the medium of Microsoft Excel regression curve. Among the methods evaluated, the canopy area obtained by eight rays showed the best estimate and lower variance.

Keywords: Tree projection, Methods of Measurement, Açoita-horse.

INTRODUÇÃO

Pertencente à família Malvaceae e popularmente conhecida como Açoita-cavalo, a *Luehea divaricata* Mart. & Zucc é uma planta decídua, heliófita e seletiva higrófila, podendo atingir até 25 metros de altura e 60 cm de diâmetro. No território brasileiro esta espécie é encontrada em Alagoas, Bahia, Distrito Federal, Espírito Santo, Goiás, Minas Gerais, Mato Grosso, São Paulo, Rio de Janeiro, Mato Grosso do Sul, Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul (CARVALHO, 2008).

Reitz *et al.*, (1988) relata que a madeira de *Luehea divaricata* é moderadamente pesada, e amplamente utilizada para construção de móveis, caixas, peças torneadas, e também na construção civil, sendo recomendada para ripas, molduras, entre outros.

O conhecimento das dimensões de copa das árvores é essencial para a modelagem da concorrência do crescimento de povoamentos florestais, além disso, através da projeção de copa é possível conhecer o espaço ocupado por uma árvore e, estimar a densidade adequada, assim como a produtividade para determinado povoamento. Isso demonstra que através das informações obtidas com a morfometria de copa as técnicas de manejo florestal podem ser aprimoradas, visando melhor condução do plantio e consequentemente maior retorno econômico (DURLO, 2001).

De acordo com Durlo e Denardi (1998), a área de copa das espécies florestais pode ser obtida através da mensuração dos raios da projeção de copa, que variam em número de dois a oito. Evidencia-se que a análise sobre número e posição cardinal dos raios, é de suma importância, pois por meio da mesma, erros de subestimativa ou superestimativa podem ser minimizados.

O objetivo do presente trabalho foi avaliar a existência de diferença significativa entre os métodos de obtenção da área de copa, para *Luehea divaricata*, em uma floresta plantada em Dois Vizinhos, Paraná.

MATERIAL E MÉTODOS

A área de estudo localiza-se no município de Dois Vizinhos, região do Terceiro Planalto Paranaense. Essa área, pertencente à Universidade Tecnológica Federal do Paraná, e encontra-se nas coordenadas geográficas de 25° 41' 53,9" de Latitude Sul e 53° 05' 57,3" de Longitude Oeste, com altitude de, aproximadamente, 520 m.

Conforme a classificação de Köppen, a região está sob clima Cfa, apresentando precipitação média anual entre 2000 e 2500 mm e temperaturas médias anuais entre 19°C e 20°C (IAPAR, 2012). O solo predominante na região é do tipo Nitossolo Vermelho distroférrico (EMBRAPA, 2006).

A pesquisa foi realizada em um plantio de Açoita-cavalo com 10 anos, em uma área de meio hectare, com espaçamento de 1,5 x 1,0 m. Os dados do presente trabalho foram obtidos através da mensuração de 130 árvores, com diâmetro à altura do peito (dap) superior a 4,5 cm.

Com o auxílio de uma bússola e da função Distance Measuring Equipment (DME) do hipsômetro Vertex IV, obtiveram-se os valores dos raios de copa do Açoita-cavalo, sendo que os mesmos foram mensurados a partir da posição Norte (N) e nas demais posições cardeais, sendo estas: Noroeste (NO), Oeste (O), Sudoeste (SO), Sul (S), Sudeste (SE), Leste (L) e Nordeste (NE), totalizando então 8 raios com ângulo fixo. Para o cálculo da área de projeção de copa, foram testados 7 métodos, que podem ser observados na tabela abaixo (Tabela 1):

Tabela 1 – Métodos para a obtenção do cálculo da área de copa de Açoita-cavalo (*Luehea divaricata*). Dois Vizinhos, 2014.

Métodos	Fórmulas
Área de Copa Elíptica	$ACE = \pi * (a * b)$
Área de Copa Circular com dois raios (N, S)	$ACC2-A = \pi * rc^2_2$
Área de Copa Circular com dois raios (L,O)	$ACC2-B = \pi * rc^2_2$
Área de Copa Circular com quatro raios (N,S,L,O)	$ACC4 = \pi * rc^2_4$
Área de Copa Circular com seis raios (N, S, L, O, SO, NE)	$ACC6-A = \pi * rc^2_6$
Área de Copa Circular com seis raios (N, S, L, O, NO, SE)	$ACC6-B = \pi * rc^2_6$
Área de Copa Circular com oito raios (N, S, L, O, NO, NE, SE, SO)	$ACC8 = \pi * rc^2_8$

Para obtenção da área de copa elíptica (ACE) foram considerados dois raios de copa (rc), o maior e o menor de cada árvore. A área de copa circular com dois raios (ACC2-A) foi obtida através dos raios Norte e Sul de cada indivíduo. Já para a área de copa circular B, também com dois raios (ACC2-B) foram considerados os raios Leste e Oeste de cada indivíduo. O método de obtenção para a área de copa circular com quatro raios (ACC4) foi consistiu na mensuração dos seguintes raios: Norte, Sul, Leste e Oeste de cada árvore. Para a área de copa circular com seis raios (ACC6-A) foram considerados os raios: Norte, Sul, Leste, Oeste, Sudoeste e Nordeste de cada indivíduo. Já para a área de copa circular B, também com seis raios (ACC6-B), considerou-se os raios Norte, Sul, Leste, Oeste, Noroeste e Sudeste de cada indivíduo. Por fim, para a área de copa circular com oito raios (ACC8) foram considerados todos os pontos cardeais de cada indivíduo.

A análise estatística dos dados foi realizada pela análise da variância, com o seguinte modelo: $AC_{ij} = m + t_i + e_{ij}$, sendo AC_{ij} : valor observado da área de copa que recebeu o tratamento i, repetição j; m: efeito geral da média; t_i : efeito do tratamento i; e_{ij} : erro aleatório. Após a análise de variância foi realizado o teste de comparação de médias de Tukey a 1% de significância.

Visando escolher o melhor método, os dados de área de copa foram plotados em função do diâmetro à altura do peito para verificar a tendência observada e estimada. Para a área de copa estimada utilizou-se curvas de regressão média do Microsoft Excel.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os métodos de obtenção de área de copa para Açoita-cavalo diferenciaram-se significativamente (Tabela 2) pelo teste F. Em seguida houve diferença pelo teste de Tukey (Tabela 3), onde pode-se verificar que o método elíptico apresentou o maior valor para área de copa, não se diferenciando estatisticamente do método de área circular com dois raios (L,O). Observando-se os valores obtidos com estes dois métodos, nota-se que os mesmos superestimaram os valores de área de copa em relação aos demais tratamentos e por isso eles não devem ser utilizados, pois se a superestimativa da variável área de copa for empregada em estimativas do número de árvores por hectare ou outras variáveis, pode descaracterizar a produção do povoamento.

O método de área de copa circular com dois raios (N,S) apresentou o menor valor de área de copa para o Açoita-cavalo, contudo o mesmo não diferiu dos métodos de copa circular com quatro raios, com seis raios e com oito raios.

Estudos de Nutto *et al.*, (2001) com *Pinus elliottii* Engelm., compararam a precisão da estimativa da área de copa, através de métodos com quatro e oito raios e chegaram à conclusão que a diferença entre os dois métodos foi grande. Logo, percebe-se que isso não ocorreu para o Açaita-cavalo, demonstrando que o mesmo possui copa mais uniforme que o *Pinus elliottii*.

Tabela 2 – Análise da variância para verificar o efeito dos métodos de medição de área de copa para *Luehea divaricata*, Dois Vizinhos, 2014.

Fonte de variação	Graus de Liberdade	Soma dos Quadrados	Quadrado Médio	F- crítico	Valor de F
Tratamentos	6	2540,62125	423,43688	2,802	9,2982 **
Resíduo	1673	76187,91092	45,53970		
Total	1679	78728,53217			

** significativo ao nível de 1% de probabilidade ($p < 0,01$).

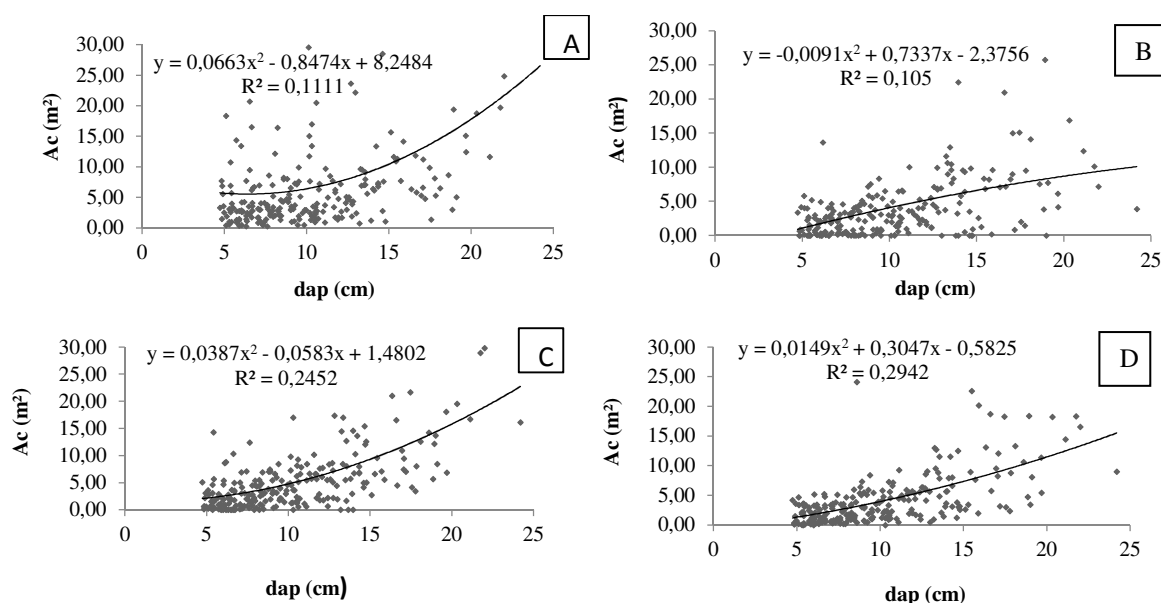
Tabela 3 – Valores médios calculados para área e copa de *Luehea divaricata* através de diferentes métodos, Dois Vizinhos, 2014.

Métodos para calcular área de copa	Área de copa
Área de Copa Elíptica	7,53 a*
Área de Copa Circular com dois raios (N, S)	3,96 c
Área de Copa Circular com dois raios (L,O)	5,81 ab
Área de Copa Circular com quatro raios (N,S,L,O)	4,35 bc
Área de Copa Circular com seis raios (N, S, L, O, SO, NE)	4,10 bc
Área de Copa Circular com seis raios (N, S, L, O, NO, SE)	4,31 bc
Área de Copa Circular com oito raios (N, S, L, O, NO, NE, SE, SO)	4,10 bc
Média	4,88

*médias seguidas pela mesma letra não diferem significativamente entre si pelo teste de Tukey, a 1 % de probabilidade de erro.

Apesar de alguns métodos não apresentarem diferença estatística, a área de copa calculada com oito raios foi a que apresentou melhor ajuste em função do diâmetro, com coeficiente de determinação igual a 0,437. Isso ocorreu, pois quanto maior o número de raios utilizados para a determinação da área de copa, menor será a variância encontrada para a área de copa em função do diâmetro à altura do peito, principalmente nas primeiras classes diamétricas (Figura 1).

Nota-se que de maneira geral os coeficientes de determinação encontrados foram baixos (Figura 1), o que pode ser explicado pelo alto valor da soma de quadrados dos resíduos, evidenciado pela considerável variância dos dados observados.



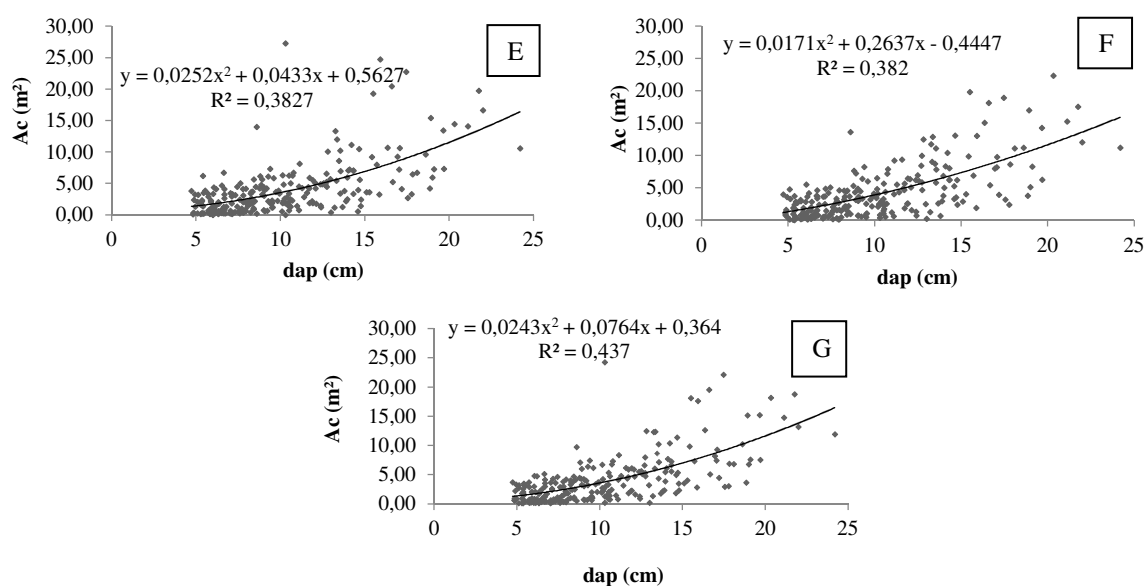


Figura 1 – Ajuste e dispersão da área de copa (Ac) em função do diâmetro a altura do peito (dap) nos diferentes modelos: (A) ACE. (B) ACC2-A. (C) ACC2-B. (D) ACC4. (E) ACC6-A. (F) ACC6-B. (G) ACC8.

Percebe-se em todos os métodos, que a variância a partir de 10 cm de dap aumenta, pois, a partir desse diâmetro ocorreu severa concorrência no povoamento, fazendo com que o desenvolvimento das copas ocorresse de forma diferente até encontrar maior luminosidade. Entretanto, para o método elíptico essa variância também aparece em diâmetros menores que 10 cm, o que demonstra que o uso do mesmo não é adequado.

CONCLUSÕES

O método com oito raios apresentou-se como o melhor método para obtenção de área de copa para *Luehea divaricata*.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- CARVALHO, P. E. R. Açoita-Cavalo (*Luehea divaricata*). **Circular Técnica 147**. Embrapa Florestas: Colombo. p: 1-9. 2008.
- EMBRAPA. EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA. **Sistema brasileiro de classificação de solos**. 2ª ed. Embrapa: Rio de Janeiro, 2006. 306 p.
- DURLO, M. A. Relações morfométricas para *Cabralea canjerana* (Well.) Mart. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 11, p. 141-149, 2001.
- DURLO, M. A.; DENARDI, L. Morfometria de *Cabralea canjerana*, em mata secundária nativa do Rio Grande do Sul. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 8, p. 55-56, 1998.
- INSTITUTO AGRONÔMICO DO PARANÁ - IAPAR. **Cartas Climáticas do Paraná**. 2012. Disponível em <http://200.201.27.14/Sma/Cartas_Climaticas/Classificacao_Climatica.htm>. Acesso em: 03 de maio de 2014.
- NUTTO, L.; TONINI, H.; BORSOI, G. A.; MOSKOVICH, F. A. SPATHELF, P. Utilização dos parâmetros da copa para avaliar o espaço vital em povoamentos de *Pinus elliottii* Engelm. **Boletim de Pesquisa Florestal**, Colombo, n. 42, p. 123-138, 2001.
- REITZ, R.; KLEIN, R. M.; REIS, A. **Projeto madeira do Rio Grande do Sul**. Herbário Barbosa Rodrigues; Secretaria da Agricultura e Abastecimento-DRNR, 1988. 525 p.

DETERMINAÇÃO DE FATORES DE CONVERSÃO DO VOLUME SÓLIDO PARA MASSA EM TORAS DE *Pinus taeda* L.

Marcelo Bonazza¹ Raul Silvestre² Flávio Augusto Rolim³ Henrique Soares Koehler⁴ Marcio Carlos Navroski⁵ Andre Leonardo da Silva⁶

¹Engenheiro Florestal, Mestrando em Produção Florestal, Universidade do Estado de Santa Catarina - Av. Luiz de Camões, 2090, CEP: 88520-000, Lages/SC (marcelo.bonazza@hotmail.com)

²Engenheiro Florestal, Prof. Dr. da Universidade do Estado de Santa Catarina - Av. Luiz de Camões, 2090, CEP: 88520-000, Lages/SC (silvestrefloresta@yahoo.com.br)

³Engenheiro Florestal Mestre em Ciências Florestais, Florestal Rio Marombas S/A, Rodovia 116, Km 161, CEP: 89535-000, Ponte Alta do Norte/SC (flavio.rolim@gerdau.com.br)

⁴Engenheiro Florestal, Prof. Dr. da Universidade Federal do Paraná - Rua dos Funcionários s/nº, CEP: 80035050, Curitiba/PR (koheler@ufpr.br)

⁵Engenheiro Florestal, Prof. Dr. da Universidade do Estado de Santa Catarina - Av. Luiz de Camões, 2090, CEP: 88520-000, Lages/SC (navroski@cav.udesc.br) ⁶Engenheiro Florestal, Universidade do Estado de Santa Catarina - Av. Luiz de Camões, 2090, CEP: 88520-000, Lages/SC (andreleofloresta@gmail.com)

Resumo

O objetivo do presente estudo foi determinar fatores de conversão de volume sólido para massa (Fcv-m) em toras destinadas à fabricação de celulose e, verificar se a estocagem das mesmas à beira do talhão exerceu influência significativa sobre os Fcv-m, relacionando-os às condições ambientais vigentes no local. Para tal, utilizou-se o delineamento em blocos ao acaso, onde foram estocadas a beira do talhão toras de *Pinus taeda* L., com idade de aproximadamente 20 anos. As toras foram pesadas e cubadas pelo método de Smalian no momento do corte e semanalmente por um período de 28 dias. Procedeu-se com a análise de variância por regressão linear simples entre Fcv-m e os períodos de estocagem e correlação de Pearson entre Fcv-m e as variáveis atmosféricas coletadas. Verificou-se que há variação significativa ($p < 0,01$) nos Fcv-m durante a estocagem e os mesmos tiveram correlação positiva com a precipitação semanal.

Palavras-chave: perda de massa, tempo de estocagem, comercialização de toras.

Abstract

Determination of conversion factor of solid volume for mass in Pinus Taeda L. Logs. The aim of this study was to determine conversion's factors of solid volume for mass (Fcv-m) into logs destined for the pulp manufacture and, check if the storage of the same to the brink stand had significant influence on the Fcv-m, relating them to the atmospheric conditions at the site. For this, was used the experimental design in randomized blocks, where *Pinus taeda* L. logs with about 20 years old were stored to the brink stand. The logs were weighted and measuring the volume by the Smalian's method at the time of logging and weekly for 28 days. Was carried out with the variance analysis for simple linear regression between Fcv-m and storage periods followed Pearson's correlation between Fcv-m and atmospheric variables collected. It was found that there is a significant change ($p < 0.01$) in Fcv-m during storage and they had a positive correlation with weekly precipitation.

Keywords: loss of mass, storage time, commercialization of logs.

INTRODUÇÃO

Os plantios de *Pinus* e eucalipto ganharam ênfase na década de 60 por meio de incentivos fiscais, já que os mesmos são espécies de rápido crescimento e com grande potencial industrial. No ano de 2012, o gênero *Pinus* foi o segundo mais cultivado (23,4% do total das áreas destinadas a plantios florestais) no país, totalizando cerca de 1,56 milhões de hectares plantados, representando ainda 84,7% das áreas florestais da região sul devido às condições edafoclimáticas e localização dos principais centros processadores (ABRAF, 2013).

Por meio dessas informações, pode-se verificar a expressividade dos plantios comerciais do gênero *Pinus* no Brasil. Nesse sentido, faz-se necessário o conhecimento de técnicas eficazes de quantificação da matéria-prima a ser comercializada, seja por volume sólido, estéreo ou por meio de pesagens. Na última década, as empresas florestais vêm adotando a pesagem da madeira como prática de quantificação para venda da mesma, já que essa é amparada pelo Sistema Internacional de Unidades e Medidas (SI). Esse método é conhecido como medida da produção de madeira por massa ou biomassa e, sendo a madeira um produto sólido, o Sistema Internacional recomenda que a massa seja utilizada como forma de medida, cuja unidade é o quilograma (kg) ou a tonelada, ainda que o controle produtivo da madeira em pé seja dado em volume (m³) por meio de inventários florestais (BATISTA; COUTO, 2002).

O armazenamento de toras de madeira após o corte é prática muito comum no processo produtivo das empresas florestais, seja para a confecção de painéis, extração de celulose, laminação, serrarias, energia calorífica

e demais atividades do setor (BARROS, 2006). A limitação da comercialização da madeira por meio de pesagem está no fato de que a mesma é composta em grande parte por água (BATISTA; COUTO, 2002). Portanto, segundo Avery e Burkhart (1983) após o corte e processamento de uma árvore a massa decresce rapidamente em função da perda de água, já que a madeira verde da maioria das espécies arbóreas possui teores de umidade superiores a 100%. A velocidade da perda da água e o teor de umidade de estabilização na pilha de madeira dependem de vários fatores, destacando-se a espécie e as condições climáticas.

No Brasil é frequente a adoção fatores de cubicação médios, evitando-se a realização de uma amostragem específica para o local, que acarreta em erros grosseiros na estimativa do volume sólido (MACHADO; FIGUEIREDO FILHO, 2003). O mesmo ocorre para fatores de conversão de volume sólido para massa de madeira (F_{cv-m}), de forma geral, tem-se adotado que 1 tonelada de madeira seja o equivalente a 1 m³ da mesma.

Por meio de constatações de campo pôde-se observar que caminhões carregados com volume semelhante de madeira diferiam amplamente em suas massas, quando se tratava de toras recém cortadas e toras submetidas a estocagem por determinado período de tempo. Nesse caso, a madeira vendida após o corte apresentou massa superior à madeira que foi submetida à estocagem, já que a troca de umidade é contínua com o ambiente, sendo essa variação na sua massa explicada pela diminuição no seu teor de umidade. Em contrapartida, da mesma forma que a madeira perde umidade para o ambiente, pode ocorrer o processo inverso, que se dá pela absorção de umidade por parte da madeira, quando essa é estocada em céu aberto em períodos de alta precipitação e umidades relativas do ar elevadas.

A partir do exposto, o objetivo do presente estudo foi determinar o F_{cv-m} para toras destinadas à fabricação de celulose e verificar se a estocagem da mesma à beira do talhão exerceu influência significativa sobre os mesmos, relacionando-os às condições ambientais vigentes no local.

MATERIAL E MÉTODOS

Área de estudo

O experimento foi alocado em povoamento de *Pinus taeda* L. implantado no mês de agosto de 1993, no município de Ponte Alta do Norte, Santa Catarina. De acordo com a classificação de Koppen, o clima da área de estudo é predominantemente, do tipo Cfb, mesotérmico, subtropical úmido, com verões frescos, sem estações secas definidas, com a ocorrência de geadas severas. A precipitação anual média de 1.740 mm e a temperatura média anual de 16,8 °C. O solo de maior representatividade do local é o Cambissolo húmico álico e Neossolo Litólico húmico álico, com associações de Cambissolo e Neossolo Litólico nas áreas mais declivosas (EMBRAPA, 1988). A altitude do local é bastante variável, ficando dentro das isométricas 800 e 1.200 metros acima do nível do mar (MOTA *et al.*, 1971).

Coleta de dados e análises

Os dados foram provenientes de medições e pesagens em toras estocadas à beira da estrada. Os procedimentos de pesagem e cubagem das toras foram efetuados no momento do corte das mesmas e posteriormente a cada semana, por um período de 28 dias, totalizando cinco medições (0, 7, 14, 21 e 28 dias de estocagem).

Foram amostradas 15 toras com o diâmetro da ponta fina variando entre 8 a 18 cm e comprimento de aproximadamente 3,10 m, as quais foram dispostas em três pilhas com cinco toras cada uma. As mesmas foram identificadas com placas metálicas e marcadas nas posições de medição do diâmetro para que em todas as medições o mesmo fosse tomado na mesma posição.

A cubagem individual das toras foi efetuada pelo método de Smalian com o auxílio de suta e fita métrica, sendo que, com os respectivos diâmetros das extremidades e comprimento calculou-se o volume individual (v) de cada uma partir da Expressão 1. A pesagem foi realizada com o auxílio de balança digital com capacidade de 500 Kg.

$$v = \left(\frac{g_i + g_{i+1}}{2} \right) * l \quad (\text{Expressão 1})$$

Em que: g_i e g_{i+1} são as áreas transversais (m²) das devidas posições em que foram medidos os diâmetros e l é o comprimento da tora (m).

A partir desses dados foram calculados os fatores de conversão de volume sólido para massa (F_{cv-m}) utilizando a Expressão 2.

$$F_{cv-m} = \frac{m}{v} \quad (\text{Expressão 2})$$

Em que: m é a massa (t) em dado período de tempo e v o é o volume (m³) em dado período de tempo.

O delineamento experimental utilizado foi em blocos ao acaso. O conjunto de dados foi submetido ao teste de normalidade e de homogeneidade de variância, para posterior análise de variância (ANOVA) por regressão linear simples, com os Fcv-m sendo a variável dependente e o tempo de estocagem a variável independente.

Paralelo à pesagem e cubagem das toras foram coletados dados diários referentes às condições atmosféricas para o local, por meio de observações realizadas na estação meteorológica da própria empresa, sendo estes referentes à temperatura média (T_{méd}), umidade relativa do ar (UR) e precipitação (P). Para a análise de correlação de Pearson juntamente com os Fcv-m foram utilizadas as médias da temperatura, umidade relativa do ar e o somatório das precipitações (P) dos seis dias retroativos a cada medição e pesagem das toras. A significância da correlação de Pearson foi validada a partir do Teste T unicaudal para correlações considerando $\alpha=0,05$.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os dados apresentaram homogeneidade de variância segundo o teste de Bartlett ($p=0,97$) e atenderam os princípios de normalidade por meio do teste de Shapiro-Wilk ($p=0,44$) a 5% de probabilidade. Com os pressupostos aceitos, procedeu-se a análise de variância para a verificação das diferenças entre os Fcv-m nos diferentes períodos de estocagem. Por meio da ANOVA verificou-se a existência de diferença estatística significativa entre os Fcv-m nos diferentes períodos de estocagem a um nível de probabilidade de 1% (Figura 1).

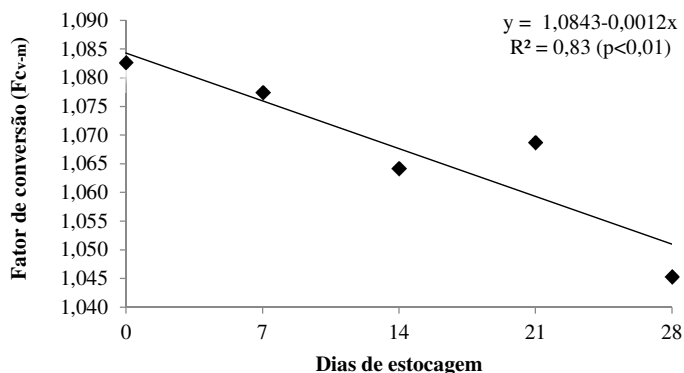


Figura 1 - Variação semanal dos Fcv-m durante 28 dias de estocagem das toras.

No primeiro período de medições e pesagem, referente ao momento do corte das árvores e traçamento das toras (zero dias de estocagem), o Fcv-m foi de 1,0826, posteriormente diminuindo de forma gradual até o vigésimo oitavo dia de estocagem, em que se obteve Fcv-m de 1,0453. No entanto, houve aumento do mesmo na terceira semana de estocagem em relação à segunda semana. Para melhor entendimento das variações nos Fcv-m, verificaram-se as variáveis climáticas médias (Temperatura e Umidade Relativa), bem como o somatório de precipitação para cada semana, considerando os seis dias retroativos a cada medição (Figura 2).

A partir da verificação das variáveis climáticas pode-se averiguar que o aumento do Fcv-m na terceira semana de estocagem em relação à segunda semana está diretamente relacionado com a precipitação, e que nesse período foi de 39,9 mm. Esse fato foi comprovado com a análise de correlação de Pearson, que resultou em correlação positiva ($R=0,86$), sendo significativa pelo teste T unicaudal a 5% de probabilidade, enquanto as variáveis T_{méd} e UR não apresentaram significância estatística quando correlacionadas aos Fcv-m.

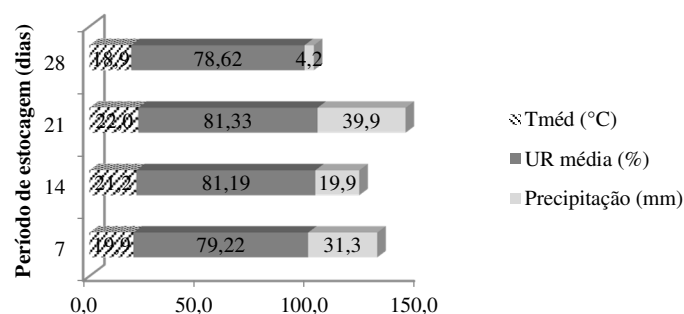


Figura 2 - Temperatura média, umidade relativa média e somatório das precipitações semanais para os 28 dias de estocagem das toras.

A variação verificada nos F_{cv-m} é explicada pela perda de água da madeira, sendo que no período de estudo a mesma foi de aproximadamente 3,44%. Considerando-se que um povoamento da espécie em estudo com a idade de 20 anos tenha a densidade de 500 árvores/ha e que cada árvore gere uma tora do sortimento estudado (8-18cm), ter-se-ia uma perda de aproximadamente R\$ 50,00/ha estocando-se as toras no período de um mês para condições atmosféricas similares às de estudo. Valor este, que pode tomar amplas proporções em empresas que tem grandes extensões de terras cultivadas com a espécie *Pinus taeda* L.

CONCLUSÃO

Verifica-se que há variação significativa nos F_{cv-m} para o período de observações, cuja variação apresenta alta correlação positiva com precipitação.

Nesse sentido, em locais com maiores temperaturas e estações secas bem definidas, a perda de água da madeira estocada pode ser bastante expressiva, influenciando de forma significativa o fluxo de caixa das empresas florestais.

REFERÊNCIAS

- ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE PRODUTORES DE FLORESTAS PLANTADAS (ABRAF). **Anuário estatístico ABRAF 2013, ano base 2012**. Brasília, 2013. 148 p.
- AVERY, T. H.; BURKHART, H. E. **Forest Measurements**. New York: McGraw-Hill, 1983. 331 p.
- BARROS, M. V. **Fator de cubicação para madeira empilhada de *Eucalyptus grandis* W. Hill ex Maiden, com toretes de dois comprimentos, e sua variação com o tempo de exposição ao ambiente**. 103f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) – Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, 2006.
- BATISTA, J. L. F.; COUTO, H. T. Z. O “Estéreo”. **METRVM**, n. 2, 2002. 18 p.
- EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUARIA, Centro Nacional de Pesquisas Florestais – CNPF. **Zoneamento ecológico para plantios florestais no estado de Santa Catarina**, Curitiba: EMBRAPA, 1988. 113p.
- MACHADO, S. A.; FIGUEIREDO FILHO, A. **Dendrometria**. Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2003. 309 p.
- MOTA, F. S.; BEIRSDORF, M. J. C.; GARCEZ, R. B. **Zoneamento agrícola do Rio Grande do Sul e Santa Catarina: normas agro-climáticas**. Pelotas: Ministério da Agricultura, 1971. 80 p.

EFEITO DA POSIÇÃO DE MEDIÇÃO DO DIÂMETRO NO CÁLCULO DA ÁREA BASAL EM UMA ÁREA NO PARQUE ESTADUAL DO BIRIBIRI

Ludmila Pires Miranda¹, Marcio Leles Romarco de Oliveira², Israel Marinho Pereira², Evandro Luiz Mendonça Machado², Josiane Silva Bruzina³, Silvia da Luz Lima Mota³

¹ Mestranda em Ciência Florestal, Universidade Federal dos Vales do Jequitinhonha e Mucuri/Departamento de Engenharia Florestal, Rodovia MGT 367 – Km 583, nº 5000 – Alto da Jacuba - CEP 39100-000 Diamantina/MG, Brasil. ludmilapires1@gmail.com

² Professor Doutor na Universidade Federal dos Vales do Jequitinhonha e Mucuri/Departamento de Engenharia Florestal, Rodovia MGT 367 – Km 583, nº 5000 – Alto da Jacuba - CEP 39100-000 Diamantina/MG, Brasil. marciromarco@gmail.com; imarinhopereira@gmail.com; machadoelm@gmail.com

³ Doutoranda em Ciência Florestal, Universidade de Brasília/Fac. de Tecnologia - Secretaria de Pós-Graduação em Ciências Florestais, Campus Universitário Darcy Ribeiro, Brasília - CEP 70910-900. bruzinganet@yahoo.com.br; silvialimamota@hotmail.com

Resumo

O objetivo foi analisar a fitossociologia da área verificando se a metodologia de medição do diâmetro à 1,30 m do solo e a forma como são calculadas as dominâncias influenciam no VI. Foram alocadas 10 parcelas sistematicamente de 20x50 m no Parque Estadual do Biribiri, localizado em Diamantina/MG. A dominância foi calculada utilizando diferentes formulas de área basal, usando a fórmula de um círculo aplicando um diâmetro ou dois, e a fórmula de uma elipse. A análise estatística foi realizada utilizando o teste de Wilcoxon, à 95% de probabilidade, para comparar os VI's calculados. Foram amostrados 462 indivíduos de 59 espécies diferentes. As 19 espécies mais abundantes representam mais de 80% da densidade da área. Apenas 4 espécies tiveram uma alta frequência, ocorrendo em 7 das 10 parcelas amostradas. O teste Wilcoxon não apresentou diferença significativa entre os VI's.

Palavras-chave: Fitossociologia, Cerrado, Mensuração, Dominância.

Abstract

Effect of measurement position of the diameter in calculation of basal area in a area at the state park of Biribiri. The objective was to analyze the phytosociology of the area checking if the methodology used for measuring the diameter at 1.30m from the soil and if the way of calculation of the dominances may influence the VI. Ten plots of 20x50 m were allocated systematically at the State Park of Biribiri, located in Diamantina / MG. The dominance was calculated using different formulas of basal area, using the formula for a circle applying one diameter or two, and the formula of an ellipse. Statistical analysis was performed using the Wilcoxon test, at 95% probability, to compare the calculated VI's. Four hundred and sixty two individuals from 59 different species were sampled. The nineteen most abundant species represents over 80% of density of the area. Only 4 species had a high frequency occurring in 7 of the 10 sampled plots. The Wilcoxon test showed no significant difference between the VI's.

Keywords: Phytosociology, "Cerrado", Measurement, Dominance.

INTRODUÇÃO

O Cerrado é o segundo maior bioma brasileiro ocupando uma área de 2.036.448 km², o que corresponde a 22% do território nacional, abrangendo diversos estados do país (MMA, 2013). O bioma está entre as savanas mais ricas do planeta (RATTER *et al.*, 2006) devido à sua riqueza biológica, entretanto vem sendo submetido a forte pressão antrópica (AGUIAR *et al.*, 2004).

Estudos florísticos e fitossociológicos fornecem informações importantes para a compreensão dos padrões biogeográficos do Cerrado além de subsidiar a determinação de áreas prioritárias para a conservação (FELFILI *et al.*, 2002).

Sabe-se que a seção transversal do tronco de uma árvore geralmente possui a forma de um círculo, porém é comum assumir que a seção transversal pode se tornar elíptica (BATISTA, 2001), neste sentido o objetivo deste trabalho foi a análise fitossociológica de uma área de cerrado localizada no Parque Estadual do Biribiri, verificando se a metodologia de medição do diâmetro à 1,30 m do solo, bem como o modo como é calculada a área seccional influenciam no Valor de Importância.

MATERIAL E MÉTODOS

A área de estudo está localizada no Parque Estadual do Biribiri (PEB), em Diamantina/MG, inserida na Cadeia do Espinhaço. O parque possui uma área de 16.998,66 hectares. O regime climático é tipicamente tropical, Cwb na classificação de Koppen, com precipitação média anual de 1.250 a 1.550 mm, temperatura na faixa de 18°

a 19°C e umidade relativa em média de 75,6%. As rochas compostas quase que exclusivamente do mineral quartzo, promove a formação de solos arenosos e rasos (NEVES *et al.*, 2005).

O inventário foi realizado em um trecho de 5,3 ha de cerrado rupestre dentro do Parque Estadual do Biribiri, na coordenada 18°07'37,05''(S) e 43°39'30,08''(W).

Foram alocadas 10 parcelas sistematicamente de 0,1 ha cada (20 x 50 m) com 50 m de distância entre si, totalizando uma área amostral de 1 hectare (Figura 1).

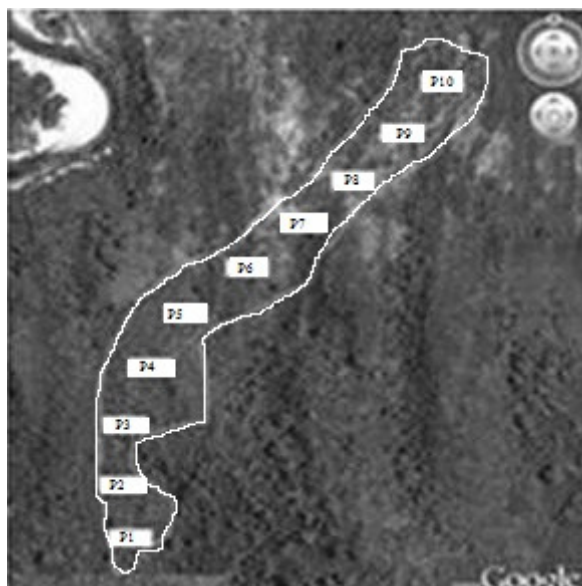


Figura 1 - Distribuição das parcelas na área amostrada no Parque Estadual do Biribiri (Fonte: Google Earth – 2011).

Com o auxílio de uma suta foram medidos perpendicularmente dois diâmetros a 1,30 m do solo, (DAP_1) na direção Norte-Sul, e (DAP_2) na direção Leste-Oeste.

A partir dos dados coletados em campo foram calculados os seguintes parâmetros fitossociológicos: (DA) densidade absoluta, (FA) frequência absoluta, (DoA) dominância absoluta e os respectivos parâmetros relativos (DR , FR e DoR) (FELFILI; VENTUROLI, 2000). Por meio desses parâmetros foi calculado o (VI) Valor de Importância.

Para o cálculo da área transversal e da dominância foram utilizadas ($Do1$) a fórmula de um círculo aplicando o DAP_1 ; ($Do2$) a fórmula de um círculo aplicando o DAP_2 ; ($Do3$) a fórmula de um círculo aplicando a média dos diâmetros; e ($Do4$) utilizando a fórmula de uma elipse. A seguir encontram-se as fórmulas de área basal utilizadas no cálculo da dominância das espécies; respectivamente:

$$AB_1 = \frac{\pi DAP_1^2}{40000} \quad AB_2 = \frac{\pi DAP_2^2}{40000} \quad AB_3 = \frac{\pi \left(\frac{DAP_1 + DAP_2}{2} \right)^2}{40000} \quad AB_4 = \pi \left(\frac{DAP_1}{2} + \frac{DAP_2}{2} \right)$$

O VI foi calculado também utilizando as quatro formas de cálculos para a dominância de cada espécie, sendo VI_1 , VI_2 , VI_3 e VI_4 , respectivamente.

A análise estatística foi realizada utilizando o teste de Wilcoxon, à 95% de probabilidade. Foram comparados os Valores de Importância, em que o método padrão utilizado foi VI_3 e os demais métodos (VI_1 , VI_2 e VI_4) foram considerados métodos alternativos. Além disso foi comparado o VI_1 e o VI_2 , a fim de testar se a direção geográfica de medição do diâmetro interfere no Valor de Importância.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Em toda a área foram encontrados 462 indivíduos de 59 espécies diferentes. Foi observada uma variação do DAP_1 de 1 cm a 37,1 cm, já o DAP_2 variou de 1 cm a 36,4 cm.

As 19 espécies mais abundantes representam mais de 80% da densidade da área, destacando-se a *Kielmeyera lathrophyton* com 11,03%, *Qualea dichotoma* com 8%, *Kielmeyera rubriflora* com 7,57% e *Dalbergia miscolobium* com 6,49% da densidade relativa. Estas espécies mais abundantes podem ser consideradas representativas da área, por estarem bem adaptadas a ambientes pobres em nutrientes e solos mais rasos, típicas de áreas abertas e campos de altitude, como o cerrado rupestre (LORENZI, 2002).

As espécies *Dalbergia miscolobium*, *Eremanthus erythropappus*, *Lafoensia vandelliana* e *Qualea multiflora* foram as que apresentaram maior frequência na área, sendo encontradas com maior facilidade, ocorrendo em 7 das 10 parcelas amostradas. Vinte e seis espécies apareceram em apenas uma das parcelas, a baixa ocorrência das espécies pode estar relacionada à falta de disponibilidade de meios reprodutivos, tanto sexuado quanto assexuados, para a regeneração natural (FELFILI *et al.*, 2008).

As dominâncias relativas e os valores de importância das 10 principais espécies encontram-se na Tabela 1 em ordem alfabética.

Tabela 1 - Dominâncias Relativas e Valores de Importância das 10 principais espécies amostradas no Parque Estadual do Biribiri, em ordem alfabética.

Espécie	DoR 1	DoR 2	DoR 3	DoR 4	VI 1	VI 2	VI 3	VI 4
<i>Aspidosperma cylindrocarpon</i>	8,010	8,590	8,298	8,296	14,468	15,048	14,756	14,753
<i>Bowdichia virgilioides</i>	2,702	2,358	2,530	2,529	9,683	9,339	9,510	9,510
<i>Dalbergia miscolobium</i>	6,303	6,494	6,405	6,412	17,658	17,849	17,760	17,767
<i>Eremanthus erythropappus</i>	3,069	3,036	3,053	3,053	13,125	13,092	13,109	13,109
<i>Kielmeyera lathrophyton</i>	12,006	12,040	12,040	12,057	27,212	27,246	27,246	27,263
<i>Kielmeyera rubriflora</i>	4,258	4,212	4,241	4,248	15,306	15,260	15,289	15,296
<i>Lafoensia vandelliana</i>	5,373	5,272	5,318	5,313	16,079	15,977	16,023	16,019
<i>Qualea dichotoma</i>	6,691	7,259	6,973	6,970	18,172	18,740	18,454	18,451
<i>Qualea multiflora</i>	3,676	3,122	3,395	3,392	12,650	12,096	12,369	12,365
<i>Terminalia fagifolia</i>	10,718	10,683	10,683	10,666	18,475	18,439	18,440	18,422

Pode-se observar que quando calculada a dominância absoluta das espécies utilizando a fórmula de um círculo aplicando o DAP_1 ou o DAP_2 , a variação da dominância é pequena, porém existente. Essa pequena variação ocorre devido as medidas do DAP_1 e do DAP_2 serem perpendiculares, indicando que a forma da área transversal do tronco da árvore nem sempre é circular, principalmente no Cerrado, onde estes são mais tortuosos (FELFILI *et al.*, 2005).

Avaliando a dominância calculada com a fórmula de um círculo utilizando a média entre o DAS_1 e o DAS_2 , e a dominância calculada com a fórmula de uma elipse, os valores não se diferem em relação à ordem das espécies quanto à maior dominância. Isso ocorre devido ao fato de que em ambas os cálculos da área basal foram utilizados os dois diâmetros medidos.

No total, 31 espécies apresentaram VI menor que 10% do maior valor encontrado, isto indica um número elevado de espécies pouco comuns nesta área, com baixa densidade, o que é um padrão comum no Cerrado (FELFILI; FAGG, 2007).

Quando comparado o VI 1 e o VI 2 a ordem de importância é alterada para algumas espécies em uma ou duas posições, porém não há diferença estatística entre os dois métodos. Quando comparado o VI 3 e o VI 4 a ordem das 10 primeiras posições não é alterada.

O teste estatístico de Wilcoxon mostrou que não há diferença significativa entre os valores de importância calculados das diversas formas propostas.

A comparação do VI 3 com o VI 1 e o VI 2, evidencia que o uso de apenas um diâmetro no cálculo da área transversal para o posterior cálculo da dominância, não influencia estatisticamente na posição sociológica da espécie dentro da comunidade analisada. Isso ocorre devido ao fato de que a seção transversal do tronco se aproxima da forma circular, sendo assim, os dois diâmetros medidos tem valores muito próximos, não influenciando estatisticamente na dominância das espécies, seja calculada utilizando apenas um diâmetro ou dois.

Comparando o VI 3 e o VI 4 é possível perceber que também não há diferença estatística na forma como é calculada a dominância, seja utilizando a fórmula de um círculo ou a de uma elipse. As árvores raramente tem uma forma tão elíptica ao ponto da diferença ser detectável, quando comparada com a forma de um círculo; e quando as árvores não possuem a seção transversal circular é porque o formato é muito irregular, não elíptico (BATISTA, 2001).

CONCLUSÃO

As estimativas do Valor de Importância não alteraram quando foram utilizadas diferentes formas de medir o diâmetro e calcular a dominância das espécies no Parque Estadual do Biribiri, em Diamantina/MG.

REFERÊNCIAS

- AGUIAR, L. M. S.; MACHADO, R. B.; MARINHO-FILHO, J. A diversidade biológica do Cerrado. In: AGUIAR, L. M. S.; CAMARGO, A. J. A. (Eds.) **Cerrado: ecologia e caracterização**. Brasília: Embrapa, 2004. p.17-40
- BATISTA, J.L.F. **Mensuração de árvores**: uma introdução à dendrometria. Piracicaba: USP/ESALQ. 2001. 85p.
- FELFILI, J.M.; VENTUROLI, F. Tópicos em análise de vegetação. **Comunicações técnicas florestais**. v. 2, n. 2. Brasília: UNB, 2000. 25p.
- FELFILI, J.M.; NOGUEIRA, P.E.; SILVA JÚNIOR, M.C.; MARIMON, B.S.; DELITTI, W.B.C. Composição florística do cerrado sentido restrito no município de Água Boa, MT. **Acta Botanica Brasilica**. v.16, p.103-112, 2002.
- FELFILI, J. M.; CARVALHO, F. A.; HAIDAR, R. F. **Manual para o monitoramento de parcelas permanentes nos biomas cerrado e pantanal**. Brasília: UNB, 2005. 56p.
- FELFILI, J.M.; FAGG, C.W. Floristic composition, diversity and structure of the "cerrado" *sensu stricto* on rocky soils in northern Goiás and southern Tocantins, Brazil. **Revista Brasileira de Botânica** v. 30, 2007, p.375-385.
- FELFILI, M J.; FAGG, C. W.; PINTO, J. R. R. Recuperação de áreas degradadas. In: FELFILI, M. J.; SAMPAIO, J. C.; CORREIA, C. R. M. A. **Conservação da Natureza e Recuperação de Áreas Degradadas na Bacia do São Francisco**: treinamento e sensibilização. 1ª Edição, 2008. p. 51-62.
- LORENZI, H. **Árvores brasileiras**. Manual de identificação e cultivo de plantas arbóreas nativas do Brasil. Nova Odessa, SP, v.2, 2a Ed. 2002. 368 p
- MINISTÉRIO DO MEIO AMBIENTE (MMA). **O Bioma Cerrado**. Disponível em: <<http://www.mma.gov.br/biomas/cerrado>>. Acesso em 13 de agosto de 2013.
- NEVES, S.C.; ABREU, P.A.A.; FRAGA, L.M.S. Fisiografia. In SILVA, A.C.; PEDREIRA, L.C.V.S.F.; ABREU, P.A.A. (eds.). **Serra do Espinhaço Meridional**: Paisagens e Ambientes. Editora: O Lutador. Belo Horizonte, 2005. p. 47-58.
- RATTER, J. A.; BRIDGEWATER, S.; RIBEIRO, F. Biodiversity patterns of the woody vegetation of the Brazilian Cerrado. In: PENNINGTON; R.T.; LEWIS, G.P.; RATTER, J.A. (Eds.) **Neotropical savannas and seasonally dry forests**: plant diversity, biogeography and conservation. London, Taylor e Francis, 2006. p.31-66.

EFEITO DO MÉTODO DE AMOSTRAGEM DA CUBAGEM RIGOROSA NA PRECISÃO DE ESTIMATIVAS VOLUMÉTRICAS

Rodrigo Otávio Veiga de Miranda¹, Ângelo Augusto Ebling², Hassan Camil David³, Luan Demarco Fiorentin⁴, Izabele Domingues Soares⁵

¹Engenheiro Florestal, M.Sc., Doutorando em Engenharia Florestal, Universidade Federal do Paraná, UFPR, Av. Pref. Lothário Meissner, 900, CEP: 80.210-170 - Jardim Botânico, Curitiba, PR, Brasil – ro_v_miranda@yahoo.com.br

²Engenheiro Florestal, M.Sc., Doutorando em Engenharia Florestal, UFPR, Curitiba, PR, Brasil – aebling@hotmail.com

³Engenheiro Florestal, M.Sc., Doutorando em Engenharia Florestal, UFPR, Curitiba, PR, Brasil – hassancamil@gmail.com

⁴Engenheiro Florestal, Mestrando em Engenharia Florestal, UFPR, Curitiba, PR, Brasil – luanfiorentin@hotmail.com

⁵Engenheiro Florestal, Mestranda em Engenharia Florestal, UFPR, Curitiba, PR, Brasil – izabele.soares@gmail.com

Resumo

O objetivo deste trabalho foi verificar o efeito da amostragem de árvores selecionadas para cubagem rigorosa na precisão de estimativas volumétricas. Os dados foram provenientes de plantios clonais híbridos de *Eucalyptus grandis* W. Hill ex Maiden x *Eucalyptus urophylla* S. T. Blake, localizados na região nordeste do estado da Bahia, com idade variando de 58,7 a 65,2 meses. Foi ajustado o modelo volumétrico de Schumacher e Hall a duas bases de dados de árvores derrubadas para cubagem rigorosa, sendo a primeira com número fixo de árvores em todas as classes diamétricas e a segunda proporcional à distribuição diamétrica do povoamento. As equações obtidas foram utilizadas em uma terceira base de dados como forma de validação. Os resultados demonstraram que a maior precisão foi obtida com a amostragem proporcional, o que permite redução do tempo e, em alguns casos, dos custos da operação de cubagem rigorosa.

Palavras-chave: Amostragem proporcional, volume individual, povoamento clonal, eucalipto.

Abstract

Effect of sampling method for cubing on the estimated volumetric accuracy. The aim of this study was to investigate the effect of sampling methods of trees selected for the cubing in the accuracy of volumetric estimates. The data were obtained from hybrid clonal of *Eucalyptus grandis* W. Hill ex Maiden x *Eucalyptus urophylla* ST Blake stands, located in the northeastern state of Bahia, Brazil, with ages ranging from 58,7 to 65,2 months. Volumetric model of Schumacher and Hall was adjusted to two databases of downed trees for cubing. In the first, the number of trees was fixed in all diameter classes and in the second, the number was proportional to the diameter distribution of the stand. Equations were used in a third database to validation. The results demonstrated greater accuracy is obtained with the proportion sampling, allowing reduction of time and, in some cases, the costs of cubing.

Keywords: Proportional sampling, individual volume, clonal stand, eucalyptus.

INTRODUÇÃO

O manejo florestal envolve coleta de dados por amostragem, dentre os quais o volume de madeira é uma das principais variáveis. Esse geralmente é obtido a partir do diâmetro e da altura das árvores, e constitui uma variável importante para a estimativa da biomassa e do estoque comercial das florestas (SFB, 2010). Conforme Machado e Figueiredo Filho (2009), o volume de uma árvore pode ser determinado de diversas formas: a) analiticamente, com a cubagem rigorosa e a divisão do tronco em pequenas seções, consistindo na medição da variável diâmetro e do comprimento de seções ao longo do tronco, assumindo alguns pressupostos sobre a forma; b) graficamente, em função de informações das variáveis diâmetro e altura da árvore, tomadas ao longo do fuste; c) pelo deslocamento de água, denominado método do xilômetro; e d) a partir do peso da árvore.

No setor florestal, a cubagem de árvores é uma tarefa corriqueira, constituindo o método mais adotado para a determinação do volume individual de árvores. No caso de florestas plantadas, para a realização da cubagem, normalmente são abatidas árvores das quais se desejam obter o volume real. Dentre os métodos de cubagem rigorosa, o mais utilizado, devido à sua praticidade, é o de Smalian, o qual emprega a medição dos diâmetros nas duas extremidades de cada seção e o seu comprimento para obtenção dos volumes parciais (CABACINHA, 2003).

Em princípio, as árvores selecionadas para a cubagem rigorosa devem representar a distribuição diamétrica do povoamento, abrangendo todas as classes de diâmetro e altura. É importanteubar um número mínimo de árvores para caracterizar a variância dentro de cada classe diamétrica (SOARES *et al.*, 2006).

O objetivo deste trabalho foi verificar a influência do número de indivíduos amostrados para cubagem rigorosa na precisão nas estimativas volumétricas, em povoamentos clonais de eucaliptos.

MATERIAL E MÉTODOS

O trabalho foi realizado com dados de 57 parcelas permanentes distribuídas aleatoriamente, provenientes de um inventário florestal contínuo em plantios clonais de híbridos de *Eucalyptus grandis* W. Hill ex Maiden x *Eucalyptus urophylla* S. T. Blake, com área útil por planta de 9 m², localizados na região nordeste do estado da Bahia, com idade variando de 58,7 a 65,2 meses. Foram empregados os dados do inventário realizado em uma área de 558,7 ha, distribuída em 25 talhões. As parcelas são circulares com área de 471,44 m² cada, sendo medidos os diâmetros a 1,30 m do solo (d) de todas as árvores e altura total (h) das 15 primeiras árvores da parcela.

A partir dos dados do inventário florestal, foi obtida a distribuição diamétrica do povoamento por hectare, adotando amplitude de classe de 2,0 cm, com diâmetro mínimo de medição de 5,0 cm. Baseando-se nessa distribuição, foi determinado o número de seis árvores cubadas por classe diamétrica, sendo essa amostragem denominada convencional, por estar próximo ao que é adotado com frequência, em termos práticos, conforme Soares *et al.*, (2006).

Foi ainda empregada uma amostragem proporcional à distribuição diamétrica do povoamento, isso é, nas classes com maiores frequências foi cubado maior número de indivíduos. Para que alguma classe não fosse desconsiderada na amostragem, situação que poderia ocorrer em classes dos extremos da distribuição, foi amostrado um número mínimo de duas árvores por classe. Essa proporção se deu em relação ao número de árvores a serem cubadas na amostragem convencional, de modo a não aumentar os custos.

O modelo volumétrico de Schumacher e Hall (1933) foi utilizado para a estimativa do volume nos dois métodos de amostragem. Após a obtenção dos coeficientes do modelo, as equações foram empregadas em uma base de dados diferente daquela do ajuste, como forma de validação. As estatísticas de ajuste e precisão das equações foram o coeficiente de determinação ajustado (R^2_{aj}), erro padrão da estimativa percentual ($S_{yx}\%$) e gráfico de dispersão dos resíduos (DRAPER; SMITH, 1981).

No momento da aquisição dos dados de cubagem, seja para o ajuste ou para a validação do modelo, foi considerada toda a amplitude da classe diamétrica. Por exemplo, na classe de 15 a 17 cm foram amostrados indivíduos com diâmetros próximos a 15, a 16 e a 17 cm, de modo que houvesse representatividade dentro de cada classe.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

A partir dos dados do inventário florestal foi obtida a distribuição diamétrica (Figura 1). Foi observada a tendência esperada para um povoamento florestal, semelhante a uma curva normal. Os diâmetros dos indivíduos do povoamento variaram da classe de 6 a 22 cm, totalizando 9 classes. O número de árvores por hectare foi de 926, sendo o maior número observado para a classe de 16 cm.

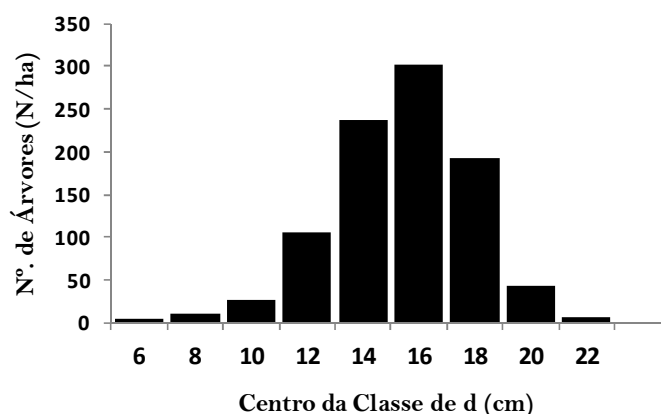


Figura 1 - Distribuição diamétrica de um povoamento clonal de *E. grandis* x *E. urophylla*, na região nordeste da Bahia.

Considerando a cubagem rigorosa de seis árvores por classe diamétrica do povoamento, foram cubadas 54 árvores. A amplitude diamétrica e hipsométrica dessas árvores está apresentada na Tabela 1. Os valores entre parênteses referem-se à amplitude das árvores cubadas para a amostragem proporcional. É importante manter o mesmo número de árvores da amostragem convencional para que não haja aumento nos custos.

Tabela 1 - Número de árvores cubadas por classe diamétrica e hipsométrica para a amostragem convencional e proporcional (entre parênteses)

Centro da classe de d (cm)	Centro de Classe h (m)											Total classe de d
	10	12	14	16	18	20	22	24	26	28	30	
6	2	4 (2)										6 (2)
8	1		3 (2)	2								6 (2)
10			1	3 (2)		2						6 (2)
12			1 (1)		1 (1)	2 (2)	2 (2)					6 (6)
14					1 (1)	1 (2)	3 (4)	1 (2)	(3)	(1)		6 (13)
16						1 (1)	2 (2)	(3)	3 (6)	(3)		6 (15)
18						2 (2)		2 (3)	2 (2)	(3)		6 (10)
20								2 (1)	2	2 (1)		6 (2)
22										2 (1)	4 (1)	6 (2)
Total classe de h	3	4 (2)	5 (3)	5 (2)	2 (2)	8 (7)	7 (8)	5 (9)	7 (11)	4 (9)	4 (1)	54 (54)

O modelo de Schumacher e Hall foi ajustado às duas bases de dados, em que, em ambas as situações, os ajustes forneceram resultados satisfatórios, com superioridade da amostragem proporcional em relação ao erro padrão da estimativa. Para a amostragem convencional, o R^2_{aj} foi de 0,994 e o $S_{yx}\%$ foi de 6,4%. Para a amostragem proporcional, o R^2_{aj} foi de 0,991 e o $S_{yx}\%$ foi de 4,9%.

Como as bases de dados foram diferentes, já que na amostragem proporcional foi amostrado um número maior de indivíduos nas classes centrais e menor nas extremas, os modelos resultantes foram aplicados em outra base de dados diferente daquela do ajuste. Para essa validação, foi utilizado um banco de dados de 30 árvores cubadas, derrubadas na mesma área. O resultado está apresentado na Tabela 2.

Tabela 2 - Estatísticas de avaliação do ajuste para os dados de validação

Método	R^2_{aj}	$S_{yx} (\%)$
Normal	0,996	4,79
Proporcional	0,997	4,57

Foi observado que a amostragem proporcional gerou resultados ligeiramente superiores. Isso pode ser devido ao maior número de árvores amostradas próximas ao diâmetro médio da população. No entanto, percebe-se que a amostragem proporcional não gerou subestimativas e superestimativas nas classes diamétricas extremas, como pode ser observado na Figura 2, a qual estão apresentados os gráficos de distribuição de resíduos.

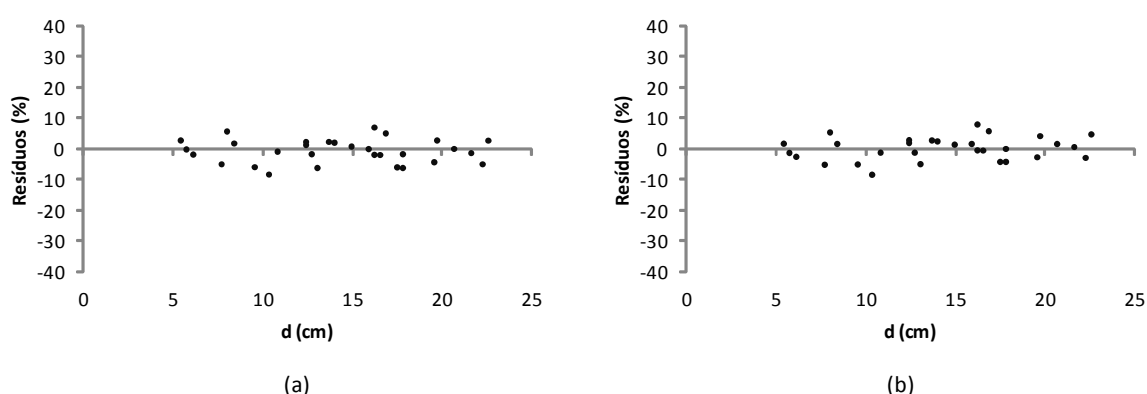


Figura 2 - Dispersão dos resíduos na estimativa do volume individual dos dados para validação, em que (a) amostragem convencional e (b) amostragem proporcional.

As estimativas pelos dois métodos de amostragem foram semelhantes e não apresentaram tendências, em todas as classes diamétricas, demonstrando precisão nas estimativas volumétricas em ambos os casos. Conforme Figura 3, a dispersão dos volumes observados com os estimados por ambos os métodos aproximou-se de uma reta imaginária de 45°, indicando alta correlação entre as estimativas.

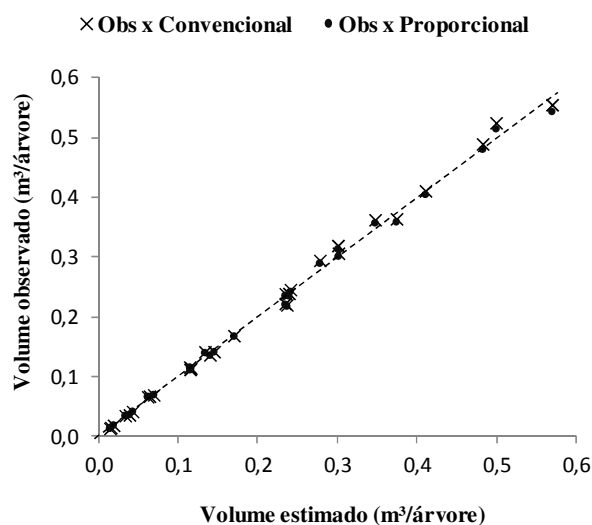


Figura 3 - Dispersão dos valores observados e estimados pela amostragem convencional e proporcional.

É provável que a amostragem proporcional reduza o tempo de localização dos indivíduos para cubagem rigorosa, visto que as árvores com diâmetros próximos ao diâmetro médio do povoamento são mais frequentes. Nas situações em que o valor da cubagem é calculado por unidade de tempo, a amostragem proporcional pode ser uma alternativa para redução dos custos dessa atividade.

Contudo, pesquisas adicionais são necessárias considerando outras variáveis, como espécie e idade, a fim de se verificar a influência dessa amostragem proporcional para dados de cubagem rigorosa. Ainda, é essencial verificar o efeito dessa amostragem em povoamentos com distribuições multimodais ou com maior assimetria, como em povoamentos submetidos a desbastes.

CONCLUSÕES

A amostragem de árvores para cubagem rigorosa pelo método proporcional à distribuição diamétrica gerou resultados superiores em relação à amostragem convencional, ou seja, com número de árvores cubadas equivalente em todas as classes diamétricas. A amostragem pelo método proporcional à distribuição diamétrica permite a redução do tempo e de custos com a operação da cubagem rigorosa.

REFERÊNCIAS

- CABACINHA, C. D. **Um método para a realização do inventário florestal suprimindo a cubagem rigorosa**. 136 p. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) – Universidade Federal de Lavras, Lavras, MG, 2003.
- DRAPER, N. R.; SMITH, H. **Applied regression analysis**. New York: John Wiley & Sons, 1981. 709 p.
- MACHADO, S. A.; FIGUEIREDO FILHO, A. **Dendrometria**. 2. ed. Guarapuava: Unicentro, 2009. 316 p.
- SCHUMACHER, F. X.; HALL, F. S. Logarithmic expression of timber-tree volume. **Journal of Agricultural Research**, v. 47, n. 9, p. 719-734, 1933.
- SFB - Serviço Florestal Brasileiro. **Florestas do Brasil em resumo**. Brasília: SFB. 2010. 152 p.
- SOARES, C. P. B.; NETO, F. P.; SOUZA, A. L. **Dendrometria e inventário florestal**. Viçosa: UFV, 2006. 276 p.

EQUAÇÕES DE VOLUME E MASSA SECA PARA PLANTIOS DE CANDEIA (*Eremanthus erythropappus* (DC.) MacLeish)

Kalill José Viana da Páscoa¹; Nathalia de Paiva Mendonça²; Lucas Rezende Gomide³; Adriano José Pavan⁴; Vanete Maria de Melo Pavan⁵.

¹Engenheiro Florestal, MSc. Doutorando no Programa de Pós-Graduação em Engenharia Florestal, Universidade Federal de Lavras, Campus Universitário, CEP 37200-000, Lavras (MG). kalillpascoa@gmail.com;

²Engenheira Florestal, Mestranda no Programa de Pós-Graduação em Engenharia Florestal, Universidade Federal de Lavras. nathalia.p.mendonca@hotmail.com;

³Engenheiro Florestal, Dr., Professor do Departamento de Ciências Florestais, Universidade Federal de Lavras. lucasgomide@dcf.ufla.br;

⁴Gerente de Projetos na empresa Citróleo Indústria e Comércio de Óleos Essenciais, Rua dos Jatobás, 17 – Bairro Eldorado – CEP 37200-000 – Lavras MG. adriano@citroleo.com.br,

⁵Engenheira Florestal, Msc, Rua dos Jatobás, 17 – Bairro Eldorado – CEP 37200-000 – Lavras MG. vanete_melo@yahoo.com.br.

Resumo

O objetivo desse trabalho foi ajustar equações para a estimativa de volume e massa seca para um plantio comercial de *Eremanthus erythropappus* (DC.) MacLeish com 7,8 anos, plantado no espaçamento 2,5 x 2,0 m. Para isso foram cubadas 60 árvores, obtendo-se a massa seca e o volume por árvore das mesmas. Com esses dados foram ajustados 12 modelos para a estimativa dessas variáveis em função de variáveis dendrométricas de fácil mensuração (diâmetro medido a 1,30 m - DAP e altura total - HT). A melhor equação foi definida com base nas medidas de precisão e suas estimativas foram comparadas com as produzidas por equações para povoamentos nativos de candeia. O uso de uma equação específica para plantio com a espécie mostrou produzir estimativas mais acuradas para as variáveis em questão, dessa forma, caso se tenha necessidade de melhores estimativas de volume e biomassa desses plantios, deve se priorizar o uso de equações específicas em detrimento das equações para povoamentos nativos.

Palavras-chave: Volumetria; Cubagem; Estimativa; Comparação; Modelagem.

Abstract

Volume and dry mass equations for Candeia (Eremanthus erythropappus (DC.) MacLeish) plantations. The objective of this work was to parameterize equations for volume and dry mass estimation for a commercial planting of *Eremanthus erythropappus*, 7.8 years old and planted in a 2.5 x 2.0 m spacing. For this, 60 trees were scaled, obtaining the dry mass and the volume per tree. With these data 12 models were fitted to estimate these variables as a function of easily obtainable dendrometric variables (DBH, and HT). The best equation was defined based on precision measurements, and their estimates were compared with those produced by equations for native candeia stands. The use of a specific equation for planted trees produced more accurate estimates for the variables in question. Thus, the use of specific equations in detriment of equations for native stands should be used if good estimates of volume and dry mass production are needed for planted trees.

Keywords: Volumetry; Scaled; Estimation; Comparison; Modeling

INTRODUÇÃO

A espécie *Eremanthus erythropappus* (DC.) MacLeish, mais conhecida como candeia, é uma espécie entre as madeiras mais conhecidas no meio rural no estado de Minas Gerais. Seus principais usos são para a produção de moirões de cerca, já que a mesma apresenta alta resistência ao ataque de cupins e fungos do solo, e para a extração de óleo essencial, do qual é retirado o alfabisabolol, composto esse utilizado industrialmente devido a sua infinidade de propriedades biológicas.

Esses dois usos são os mais antigos atribuídos à espécie, e estão diretamente relacionados ao interesse dos proprietários rurais na exploração de povoamentos de candeia. No passado, essa exploração se dava principalmente de forma predatória e sem responsabilidade com a sustentabilidade da produção ao longo do tempo, porém essa realidade foi alterada mediante a criação de leis específicas para a elaboração e execução de planos de manejo sustentável com a espécie.

Contudo, somada a atual burocracia para a aprovação desses planos junto aos órgãos ambientais, com a crescente demanda por madeira de candeia e alfabisabolol natural, cria-se um cenário onde se coloca em dúvida se apenas o manejo florestal de povoamentos nativos, mesmo que de forma sustentável, serão capazes de suprir a demanda atual e futura por seus produtos.

Nesse cenário a domesticação da espécie e o desenvolvimento da silvicultura comercial da candeia se tornam fundamentais para a diminuição da pressão sobre os candeais nativos, além de satisfazer o apelo ambiental

do mercado por produtos oriundos de florestas plantadas, mantendo a vocação da espécie de ser uma fonte alternativa de renda para áreas degradadas ou impróprias para o cultivo agrícola.

Devido a essa importância dos plantios comerciais, juntamente com a necessidade de estudos que visem propor melhorias na estimativa do volume e biomassa de povoamentos com candeia plantada, objetivou-se no presente estudo ajustar e selecionar equações volumétricas e de massa seca para um plantio de candeia a partir de dados de cubagem, como forma de verificar se existe ganho na precisão das estimativas geradas por essas equações em comparação com o uso de equações produzidas para povoamentos nativos de candeia.

MATERIAL E MÉTODOS

A área de estudo localiza-se no município de Baependi, no sul de Minas Gerais, nas coordenadas 525769 (longitude) e 7570638 (latitude), a altitude média do local é de 1.165m . Segundo a classificação de Köpen, o local apresenta clima Cwb (tropical de altitude), caracterizado por verões quentes e úmidos e invernos secos e frios. A temperatura anual varia entre 18 e 19°C e com média pluviométrica de 1.400 mm .

Para o desenvolvimento das equações volumétricas e de massa seca foi realizado o censo em uma área de plantio comercial da empresa Citróleo - Indústria e Comércio de Óleos Essenciais com $7,8$ anos de idade, plantada no espaçamento $2,5 \times 2,0\text{ m}$, em uma área total de $0,35\text{ha}$. Ao todo foram mensurados o diâmetro medido a $1,30\text{m}$ do solo (*DAP*) e a altura total (*H*) de 697 árvores.

De posse desses dados, foi analisada a distribuição diamétrica do povoamento e feita a seleção das árvores para a cubagem. Foram cubadas 60 árvores, distribuídas em 5 classes de diâmetro, com amplitude de 3 cm por classe, sendo o diâmetro mínimo de 3 cm e máximo de 18 cm , conforme apresentado na Tabela 1. Além das árvores cubadas para esse presente trabalho, após o corte todas as demais árvores do povoamento (697) tiveram seus volumes contabilizados para conhecimento do volume real da área e posterior cálculo da precisão das estimativas das equações.

Tabela 3 - Frequência das árvores de candeia cubadas, por classe diamétrica e limites das classes diamétricas.

Classe	LI	LS	VC	F	NC	P
1	3,0	6,0	4,5	93	17	2,4
2	6,0	9,0	7,5	348	15	2,2
3	9,0	12,0	10,5	187	13	1,9
4	12,0	15,0	13,5	47	7	1,0
5	15,0	18,0	16,5	22	8	1,1

Em que: LI: limite inferior da classe de diâmetro (cm) na altura de $1,30\text{ m}$; LS: limite superior da classe de diâmetro (cm) na altura de $1,30\text{ m}$; VC: valor central das classes (cm); F: frequência de indivíduos na classe; NC: número de árvores cubadas na classe e P: percentual de árvores cubadas (%) em relação ao total de plantas existentes.

A determinação do volume real de madeira da árvore até 3 cm de diâmetro com casca (diâmetro comercial para a espécie), exclusive o toco, foi realizado pelo método de deslocamento de água (xilômetro), a escolha desse método se deve ao fato do fuste da candeia apresentar tortuosidade acentuada, além do fato de o método fornecer o volume com máxima precisão.

Para a retirada das amostras para avaliação da densidade básica (*DB*) e consequentemente para o cálculo da massa seca (*MS*) o fuste principal foi dividido nas frações 25% , 50% , 75% e 100% em relação à altura comercial. De cada seção foram retirados discos de 2 cm de espessura a serem utilizados para determinar a densidade da árvore, sendo os ensaios realizados no Laboratório de Ciência e Tecnologia da Madeira na Universidade Federal de Lavras.

Para essa determinação os discos foram submersos em água até alcançarem o ponto de saturação, o volume da amostra foi, então, considerado como sendo o volume saturado (V_{sat}). Desses mesmos discos foram retiradas cunhas opostas à medula, e em seguida, cada amostra foi submersa em água, dentro de um recipiente sobre uma balança eletrônica digital com precisão de $0,01\text{g}$, que forneceu a massa do volume deslocado pelo líquido, equivalente ao volume da amostra submersa (Princípio de Arquimedes).

Para determinar a massa seca (*MS*), as amostras foram colocadas em câmara de secagem, com temperatura máxima de $103^\circ\text{C} \pm 2^\circ\text{C}$ por 24h ou até apresentarem massa constante, sendo posteriormente pesadas em balança eletrônica digital. De posse desses valores procederam-se aos cálculos da densidade básica (*DB*) de cada disco pela razão entre a massa seca e o volume saturado. A densidade básica média ponderada (*DBMP*) de cada árvore foi calculada, utilizando-se o volume de madeira entre seções, obtidos através da cubagem e o valor médio de densidade da seção entre os discos.

$$DBMP = \frac{\left(\frac{DB_0 + DB_{25}}{2}\right) * V_1 + \left(\frac{DB_{25} + DB_{50}}{2}\right) * V_2 + \left(\frac{DB_{50} + DB_{75}}{2}\right) * V_3 + \left(\frac{DB_{75} + DB_{100}}{2}\right) * V_4}{V_1 + V_2 + V_3 + V_4}$$

Em que: *DBMP*: densidade básica média ponderada do lenho; *DB₀*, *DB₂₅*, *DB₅₀*, *DB₇₅* e *DB₁₀₀*: densidade nas diferentes alturas relativas na árvore; *V₁*, *V₂*, *V₃* e *V₄*: volumes das seções entre discos.

Por fim, com os valores de *DBMP* e o volume para cada árvore cubada, calculou-se a massa seca para as mesmas utilizando novamente a relação entre volume e *DBMP*.

Em seguida os valores de volume e massa seca foram utilizados para a modelagem da variável em função de variáveis dendrométricas de fácil mensuração (*DAP* e *H*). Para a confecção das equações para volume (m³ por árvore) e massa seca (Kg por árvore), foram ajustados 12 modelos, apresentados na Tabela 2.

Tabela 4 - Modelos ajustados para estimativa do volume de madeira e massa seca para árvores de candeia.

Autor	Modelos
Hohenadl - Krenm	$Y = \beta_0 + \beta_1 Dap + \beta_2 Dap^2 + \varepsilon_i$
Brenac	$Ln(Y) = \beta_0 + \beta_1 Ln(Dap) + \beta_2 \left(\frac{1}{Dap}\right) + Ln(\varepsilon_i)$
Spurr	$Y = \beta_0 + \beta_1 Dap^2 H + \varepsilon_i$
Schumacher - Hall	$Y = \beta_0 Dap^{\beta_1} H^{\beta_2} + \varepsilon_i$
Schumacher - Hall (logarítmica)	$Ln(Y) = \beta_0 + \beta_1 Ln(Dap) + \beta_2 Ln(H) + Ln(\varepsilon_i)$
Honner	$Y = \frac{Dap^2}{\left(\beta_0 + \beta_1 \left(\frac{1}{H}\right)\right)} + \varepsilon_i$
Ogaya	$Y = Dap^2 (\beta_0 + \beta_1 H) + \varepsilon_i$
Stoate (australiana)	$Y = \beta_0 + \beta_1 Dap^2 + \beta_2 Dap^2 H + \beta_3 H + \varepsilon_i$
Naslund	$Y = \beta_1 Dap^2 + \beta_2 Dap^2 H + \beta_3 Dap H^2 + \beta_4 H^2 + \varepsilon_i$
Spurr (logarítmica)	$Ln(Y) = \beta_0 + \beta_1 Ln(Dap^2 H) + Ln(\varepsilon_i)$
Meyer	$Y = \beta_0 + \beta_1 Dap + \beta_2 Dap^2 + \beta_3 Dap H + \beta_4 Dap^2 H + \beta_5 H + \varepsilon_i$
Takata	$Y = \frac{(Dap^2 H)}{(B_0 + B_1 Dap)} + \varepsilon_i$

β_i - parâmetros da equação; *Dap* - diâmetro à altura do peito; *H* - altura; *Y* - característica de interesse (volume ou peso seco); *Ln* - logaritmo neperiano e ε_i - erro de estimativa.

Para selecionar o melhor modelo foram comparados os valores das estatísticas de ajuste gerados a partir dos ajustes. Para isso analisou-se o erro padrão da estimativa (*Syx*), recalculado quando necessário e a foi realizada a análise gráfica dos resíduos.

Após selecionada a equação para a candeia plantada suas estimativas de volume e massa seca foram comparadas com as estimativas geradas pelas equações ajustadas para povoamentos nativos (Tabela 3) propostas por Scolforo *et al.* (2008) no Inventário Florestal de Minas Gerais para a candeia na região de Aiuruoca-MG, município próximo ao local do presente estudo.

Tabela 5 - Modelos propostos para estimativa do volume e massa seca para árvores de candeia nativa.

Variável	Equação	R² Ajust.	Syx (%)
VTcc	$Ln(VTcc) = -10,0428800 + 1,004040 * Ln(Dap^2 * H)$	98,44	20,46
MS	$Ln(MS) = -3,695112 + 1,0221402 * Ln(Dap^2 * H)$	98,05	23,24

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Foram testados oito modelos lineares e quatro não lineares para estimar o volume e a massa seca por árvore. Na Tabela 4 são apresentadas as estatísticas de ajuste dos modelos. Tanto para a variável volume quanto para a variável massa seca, as equações selecionadas foram aquelas advindas do modelo de Meyer, já que as mesmas apresentaram maiores valores de R² entre os modelos lineares (94,65 e 94,04 respectivamente) e menores

valores de Syx entre todos os modelos (18,15% e 18,78 %), além de boa distribuição dos resíduos em relação as demais equações.

Tabela 6 - Estatísticas de ajuste para os modelos ajustados para estimativa do volume e massa seca por árvore de candeia.

Modelo	Volume (m³/arv.)			Massa seca (Kg/arv.)		
	R²	R² Ajust.	Syx (%)	R²	R² Ajust.	Syx (%)
Hohenal- Krenm	70,91	69,89	43,04	70,47	69,44	42,54
Brenac	71,62	70,63	45,26	71,23	70,22	44,59
Spurr	87,01	86,79	28,51	86,26	86,02	28,77
Schummacher-Hall	91,72	91,43	22,96	91,45	91,15	22,89
Schummacher-Hall (logarítmica)	83,72	83,15	27,02	82,74	82,14	26,25
Honner	89,04	88,85	26,19	87,90	87,69	27,00
Ogaya	90,60	90,44	24,25	89,40	89,22	25,26
Stoate	94,09	93,77	19,58	93,50	93,15	20,14
Naslund	94,20	93,88	19,40	93,65	93,19	20,08
Spurr (logarítmica)	79,30	78,94	32,42	78,60	78,23	32,04
Meyer	95,01	94,65	18,15	94,44	94,04	18,79
Takata	87,67	87,46	27,78	87,32	87,10	27,64

V: volume (m³/árv); massa seca (Kg/árv); DAP: diâmetro a 1,30 m do solo; H: altura total; LN: logaritmo natural.

Na Tabela 5 são apresentadas as equações selecionadas para a estimativa de volume e massa.

Tabela 7 - Modelos selecionados para estimativa do volume e massa seca para árvores de candeia plantada.

Variável	Equação	R² Ajust.	Syx (%)
VTcc	$V = -0,0703948 + 0,0181716*Dap - 0,00111293*Dap^2 - 0,00297564*Dap*H + 0,000213736*DAP^2*H + 0,0125046*H$	94,65	18,15
MS	$MS = -25,3391 + 7,70396*Dap - 0,528427*Dap^2 - 1,08751*Dap*H + 0,0969924*Dap^2*H + 3,81606*H$	94,04	18,79

Em relação às estatísticas de ajuste das equações para candeia nativa e para a candeia plantada é possível observar que a equação para nativa apresentam maiores valores de R², contudo as equações para plantada apresentaram menores valores de Syx (%), o que é preferível uma vez que o interesse no uso dessas equações é que ela erre o mínimo possível. Comparando as estimativas de volume (m³) produzidas por ambas as equações com o valor real de volume é possível observar uma maior acuracidade da equação para plantada, comprovando o efeito do erro padrão residual, onde a média dos erros em relação aos valores reais das árvores cubadas foram de 0,0009 m³ para a equação de plantada e -0,0027 m³ para a de nativa.

Com os dados para todo o plantio o volume real (xilômetro) foi de 13,28 m³, a equação para plantada estimou 14,18m³, enquanto a equação para nativa estimou 14,77m³, ou seja, as equações produziram superestimativas na ordem de 6,78% e 11,22% respectivamente. Quando extrapolados os valores por hectare as diferenças entre real (38,10m³/ha), o estimado pela equação para plantada (40,68m³/ha) e a equação para nativa (42,39m³/ha), comprovam que existem ganhos com o uso da equação específica para plantios.

Para a variável massa seca (Kg) a equação para plantada estimou 8.290,53 Kg para o plantio como um todo, enquanto a para nativa estimou 9.482,24 Kg. Extrapolando esse valor por hectare os valores passam para 23.789,19 Kg/ha e 27.208,72 Kg/ha. Essas diferenças são mais visíveis em relação à massa seca uma vez que a densidade da madeira entre a candeia e plantada e a nativa se diferem.

CONCLUSÕES

O uso da equação específica para plantio se mostrou mais precisa quando comparadas as suas estimativas com aquelas geradas por equações propostas para povoamentos nativos de candeia. Dessa forma, caso se tenha necessidade de melhores estimativas da produção desses plantios, deve se priorizar o uso de equações específicas em detrimento das equações para povoamentos nativos.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

SCOLFORO, J. R. S.; OLIVEIRA, A. D.; ACERBI JÚNIOR, F. W. **Inventário florestal de Minas Gerais: Equações de volume, peso de matéria seca e carbono para diferentes fisionomias da flora nativa.** Lavras: UFLA, 2008. 216 p.

EQUAÇÕES HIPNOMÉTRICAS PARA OBTENÇÃO DE COMPRIMENTO DE COLMO PARA TAQUARA-LIXA (*Merostachys skvortzovii* Sendulsky)

Mateus Niroh Inoue Sanquetta¹, Francelo Mognon², Carlos Roberto Sanquetta³, Ana Paula Dalla Corte³, Aurélio Lourenço Rodrigues²

¹Graduando Engenharia Florestal – Universidade Federal do Paraná – UFPR: mateus.sanquetta@hotmail.com

²Doutorando Engenharia Florestal – Universidade Federal do Paraná – UFPR: mognonf@gmail.com

³Professor Departamento Engenharia Florestal – Universidade Federal do Paraná – UFPR: carlos_sanquetta@hotmail.com; anapaulacorte@gmail.com

Resumo

Merostachys skvortzovii é uma espécie de bambu nativa do Brasil, pertencente à família das Poáceas e está presente no sub-bosque de muitas florestas do Sul do Brasil. Atualmente, a espécie possui potencial para fins comerciais. O objetivo do presente estudo foi testar oito modelos matemáticos para o ajuste de relações hipsométricas de comprimento de colmo sobre diâmetro. Os dados utilizados para ajuste são provenientes de 40 colmos, sendo que outros 12 foram utilizados para a validação da melhor equação ajustada. Os resultados de coeficiente de determinação ajustado, erro padrão da estimativa em percentagem, critério de Akaike e análise gráfica dos resíduos mostraram que, de modo geral, os modelos proporcionam estimativas acuradas. No entanto, pode-se destacar o modelo de Trorey, que apresentou resultados mais satisfatórios em relação aos valores reais da variável de interesse e validação adequada, ou seja, não significativa para teste de Qui-quadrado ($\alpha=0,05$). Palavras-chave: mensuração florestal, Poaceae, regressão, modelagem.

Abstract

Diameter-height equations for culm length of Sand bamboo (Merostachys skvortzovii Sendulsky). *Merostachys skvortzovii* is a native species of Brazil. Belongs to the family of Poaceae and is present in the understorey of many forests in southern Brazil. Actually, the species has potential for commercial purposes. The aim of this study was to test eight mathematical models for adjusting dbh-height equations for culm length. The data used came from 40 culms, and another 12 were used to validate the best fitted equation. The results of coefficient of determination, standard error of estimate in percentage, Akaike criterion and graphical analysis of the residuals showed that in general the models provide accurate estimates. However, the model Trorey presented better results when the predicted values area compared to actual data and validation non-significant ($\alpha=0.05$). Keywords: forest measurement, Poaceae, regression, modeling.

INTRODUÇÃO

Diante à diversidade de formações da Floresta Atlântica, destaca-se a Floresta Ombrófila Mista (FOM). Também conhecida como Floresta com Araucária, é considerada uma das tipologias florestais mais importantes do Brasil. A concepção de Floresta Ombrófila Mista surge com a ocorrência da mistura de floras de diferentes origens. Segundo Sanquetta e Mattei (2006), no Brasil essa mistura é marcada pela presença de espécies tropicais (afro-brasileiras) e temperadas (austro-brasileiras). Os autores destacaram, também, a presença de Lauráceas e Coníferas, dentre essas a *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze é a espécie de maior importância.

Durante o século XIX, a economia de alguns estados do Sul do país girava em torno da exploração de espécies nativas da Floresta Ombrófila Mista, principalmente no Paraná. Devido à exploração desenfreada das madeiras e, por conseguinte, os avanços agrícolas, essas áreas florestais sofreram enormes perturbações.

Sabe-se que as taquaras participam dos processos iniciais de formação da vegetação nessa tipologia. A *Merostachys skvortzovii* Sendulsky (Poaceae) é uma espécie nativa abundante no sub-bosque de florestas no Sul do Brasil (DALLAGNOL *et al.*, 2013). O ciclo de floração em média é de 30 anos, durante o qual a moita ganha em biomassa, consequência do alto número de brotação de colmos. Schwarzbach *et al.* (2008) citaram as inúmeras funções para o bambu, tal como a fabricação de papel, carvão, móveis e objetos de decoração, entre outros.

A relação hipsométrica é a associação entre a altura da árvore e o seu respectivo diâmetro. Por meio de regressão, os modelos matemáticos são testados e equações são ajustadas para se obter estimativas. Esse procedimento baseia-se na estimativa de uma variável de difícil obtenção por meio de uma ou mais variáveis de fácil mensuração. Muitos pesquisadores empenham-se no sentido de desenvolver equações para estimar a variável de interesse. No entanto, devido às variações biológicas entre as espécies, alguns modelos podem acabar subestimando ou superestimando a variável de interesse. No Brasil, são poucos os trabalhos no tocante à modelagem para bambu. Desta forma, o objetivo deste estudo foi avaliar o desempenho de diferentes modelos hipsométricos para estimar o comprimento de colmo da espécie *Merostachys skvortzovii*.

MATERIAL E MÉTODOS

Caracterização da área de estudo

O presente estudo foi realizado com 18 amostras tomadas no município de General Carneiro, Sul do estado do Paraná. Segundo Mognon (2011), o clima da região é caracterizado como subtropical úmido mesotérmico (Cfb) com verões frescos e invernos com geadas severas, segundo a classificação de Köppen. Outras 34 amostras advindas de uma plantação localizada na Estação Experimental do Canguiri foram também utilizadas neste estudo. Pertencente à Universidade Federal do Paraná, a estação está situada no município de Pinhais, região metropolitana de Curitiba. O Primeiro Planalto Paranaense, segundo a classificação de Köppen, possui clima predominante temperado (ou subtropical) úmido mesotérmico (Cfb), com invernos rigorosos e verão fresco. A chuva é presente em todas as estações do ano (RIBEIRO *et al.*, 2008).

Coleta de dados

Em trabalho de campo realizado em General Carneiro em maio de 2009 foram selecionados, aleatoriamente, 18 colmos da espécie *Merostachys skvortzovii* Sendulsky. Os outros 34 colmos foram levantados em Pinhais, no mês de março de 2014, quando o plantio possuía aproximadamente 60 meses. Foram obtidas, de forma direta, as variáveis de diâmetro na base (*dbase*), diâmetro à altura do peito (*dap*) e comprimento de colmo, utilizando-se paquímetro e trena, respectivamente.

Modelos hipsométricos

Muito praticado no meio florestal, o ajuste de equações hipsométricas proporciona a estimativa da altura de uma planta em função do seu diâmetro à altura do peito (*dap*) ou do seu diâmetro de base (*dbase*). No estudo em questão, foram testados oito modelos hipsométricos ajustados pelo método de mínimos quadrados (Tabela 1). Foram utilizados como variável dependente o comprimento de colmo – *cc* (m) e como variável independente o *dap* (cm) e o diâmetro na base (*dbase*).

Tabela 1 - Modelos matemáticos para ajuste de equações hipsométricas

	Modelo	Autor(es)
(a)	$cc = \beta_0 + \beta_1 \cdot dap$	Campos e Leite (2002)
(b)	$cc = \beta_0 + \beta_1 \cdot dap^2$	Azevedo <i>et al.</i> (1999)
(c)	$cc = \beta_0 + \beta_1 \cdot \ln(dap)$	Henricksen (1950)
(d)	$cc = \beta_0 + \beta_1 \cdot dap + \beta_2 \cdot dap^2$	Trorey (1932)
(e)	$\ln(cc) = \beta_0 + \beta_1 \cdot (1/dap)$	Curtis (1967)
(f)	$\ln(cc) = \beta_0 + \beta_1 \cdot \ln(dap)$	Stoffels (1953)
(g)	$cc = \beta_0 + \beta_1 \cdot dbase + \beta_2 \cdot dap$	Proposto I
(h)	$cc = \beta_0 + \beta_1 \cdot dbase$	Proposto II

Onde: β_0 , β_1 e β_2 = coeficientes estimados por regressão; *dbase* = diâmetro da base (cm); *dap* = diâmetro à altura do peito (cm); *cc* = comprimento de colmo (m); $\ln$ = logaritmo natural

Validação da equação hipsométrica ajustada

Posteriormente aos ajustes, escolheu-se a melhor equação ajustada conforme os diferentes critérios estatísticos de seleção, sendo eles: coeficiente de determinação ajustado ($R^2_{ajustado}$), erro padrão da estimativa em porcentagem ($S_{yx}\%$), critério de informação de Akaike (AIC) e análise gráfica dos resíduos. Para a validação, foram utilizados 12 colmos de mesma procedência dos demais. Para tal, foi empregado o teste de Qui-quadrado (χ^2) a 5% de probabilidade, que retrata em que medida os valores observados se distanciam dos esperados.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os colmos aqui estudados atingiram em média 2,43 cm de *dbase*, 2,28 cm no *dap* e comprimento de colmo de 6,17 m. Comparando os resultados dos critérios de seleção de modelos ($R^2_{ajustado}$; $S_{yx}\%$), pode-se observar que, de maneira geral, todos os modelos apresentaram valores satisfatórios. Ressalta-se que o material utilizado encontrava-se em condições de plantios homogêneos, o que permite que os modelos se ajustem melhor.

Para a espécie estudada foi selecionado o modelo que apresentou ajuste mais adequado aos dados e em termos estatísticos. O modelo parabólico (d), proposto por Trorey, teve resultados mais satisfatórios às estimativas de comprimento de colmo para a espécie *Merostachys skvortzovii*. Os valores de erro padrão da estimativa em porcentagem ($S_{yx}\%$) e o coeficiente de determinação ajustado ($R^2_{ajustado}$) foram 0,91 e 10,77%, respectivamente (Tabela 2). Os valores de AIC também foram os menores para o referido modelo.

Tabela 2 - Ajuste das equações para estimativa de comprimento de colmo de taquara-lixá

Equações	R ² aj.	Syx %	AIC
(a) $cc = \beta_0 (2,107002588) + \beta_1 (1,775877825) \cdot dap$	0,89	11,46	-6,01
(b) $cc = \beta_0 (3,95951123018681) + \beta_1 (0,339816599171423) \cdot dap^2$	0,82	14,79	-4,61
(c) $cc = \beta_0 (3,76815932912572) + \beta_1 (3,55469327955915) \cdot \ln(dap)$	0,88	11,86	-5,88
(d) $cc = \beta_0 (0,922949682277509) + \beta_1 (3,00895182017376) \cdot dap + \beta_2 (-0,250332231221768) \cdot dap^2$	0,91	10,77	-6,50
(e) $\ln(cc) = \beta_0 (9,0125440850812) + \beta_1 (-4,57598184247808) \cdot (1/dap)$	0,71	18,75	1,18
(f) $\ln(cc) = \beta_0 (3,76815932912572) + \beta_1 (8,184983755679) \cdot \ln(dap)$	0,88	11,86	-5,88
(g) $cc = \beta_0 (2,14803755253168) + \beta_1 (-0,27482857816056) \cdot dbase + \beta_2 (2,05166375598837) \cdot dap$	0,89	11,58	-6,26
(h) $cc = \beta_0 (2,01490813403269) + \beta_1 (1,70249584770297) \cdot dbase$	0,85	13,35	-5,30

Onde: β_0 , β_1 e β_2 = coeficientes estimados por regressão; dbase = diâmetro da base (cm); dap = diâmetro à altura do peito (cm); cc = comprimento de colmo (m); ln = logaritmo natural

A análise gráfica de resíduos e a curva de valores estimados indicou a ausência de viés nas estimativas com o modelo de Trorey (Figura 1). Ademais, a validação indicou a não existência de diferença significativa a 5% de probabilidade entre os valores estimados e os reais para outros 12 colmos não usados no ajuste.

Não existem estudos publicados sobre esta relação no Brasil. No entanto, Inoue (2013), ao avaliar o comportamento da espécie de bambu *Phyllostachys pubescens* no Japão, evidenciou que a relação diâmetro-comprimento de colmo pode ser retratada por uma relação log-log.

Por outro lado, existem vários estudos sobre relação hipsométrica em espécies florestais, como Rocha *et al.* (2010), por exemplo, que, ao estudarem a relação diâmetro e altura para estimar a altura total de *Eucalyptus urophylla* na região de Conquista - BA, concluíram que o modelo de Trorey apresentou resultados menos tendenciosos e com maior precisão.

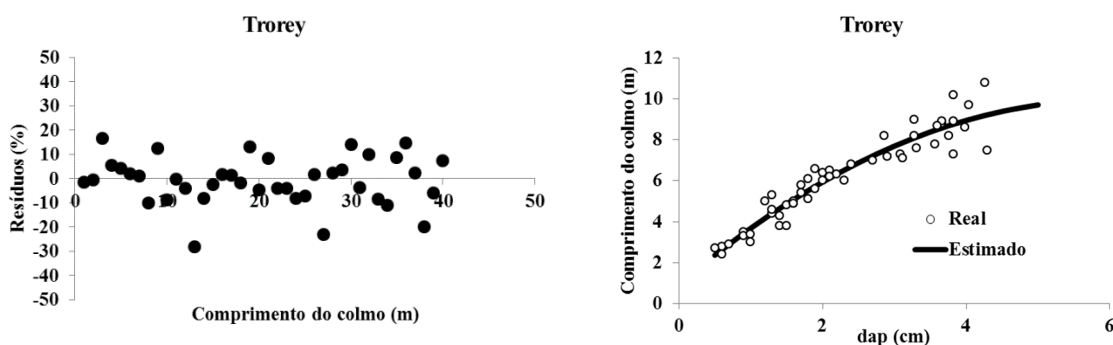


Figura 1 - Análise gráfica dos resíduos e relação entre valores reais e estimados para a variável comprimento de colmo para a espécie taquara-lixá

CONCLUSÕES

- O modelo mais adequado para expressar o comprimento do colmo em função do *dap* para a espécie estudada é o de Trorey, embora os outros testados também resultem em estimativas acuradas;
- Embora seja um modelo com propriedades até certo ponto inadequada, devido à sua conformação parabólica (a tendência da variável altura é decrescer em função do *dap* a partir de determinado certo ponto), o modelo de Trorey apresenta os resultados mais acurados, considerando a amplitude de validade das estimativas;
- Tendo em vista que os dados utilizados representam praticamente as dimensões máximas da espécie, o modelo parabólico de Trorey não repercutirá em resultados anômalos;
- Para as relações hipsométricas para bambu cabe o conceito de comprimento de colmo ao invés de altura, uma vez que os colmos apresentam certa inclinação na parte superior.

REFERÊNCIAS

- AZEVEDO, C. P. de; MUROYA, K.; GARCIA, L. C.; LIMA, R. M. B. de; MOURA, J. B. de; NEVES, E. J. M. Relação hipsométrica para quatro espécies florestais em plantio homogêneo e em diferentes idades na Amazônia ocidental. **Boletim de Pesquisa Florestal**, n. 39, p. 5-29, 1999.
- CAMPOS, J. C. C.; LEITE, H. G. **Mensuração Florestal: perguntas e respostas**. Viçosa, MG: Editora UFV, 2002. 407 p.
- CURTIS, R. O. Height diameter and height age equations for second growth Douglas-fir. **Forest Science**, v. 13, n. 4, p. 365-375, 1967.
- DALLAGNOL, F. S.; SANQUETTA, C. R.; NISGOSKI, S.; MOGNON, F. Estimativa de teores de carbono por espectroscopia no infravermelho em *Merostachys skvortzovii* (BAMBUSOIDEAE). **Floresta**, v. 43, n. 2, p. 281-288, 2013.
- HENRICKSEN, H. A. Height-diameter curve with logarithmic diameter: brief report on a more reliable method of height determination from height curves, introduced by the State Forest Research Branch. **Dansk Skovforen Tidsskr**, v. 35, p. 193-202, 1950.
- INOUE, A. Culm form analysis for bamboo, *Phyllostachys pubescens*. **Journal of Forestry Research**, v. 24, n. 3, p. 525-530. 2013.
- MOGNON, F. **Dinâmica do estoque de carbono como serviço ambiental prestado por um fragmento de Floresta Ombrófila Mista Montana localizada no sul do estado do Paraná**. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal). Universidade Federal do Paraná. 2011. 125p.
- RIBEIRO, L.; KOPROSKI, L. P.; STOLLE, L.; LINGNAU, C.; SOARES, R. V.; BATISTA, A. C. Zoneamento de riscos de incêndios florestais para a Fazenda Experimental do Canguiri, Pinhais (PR). **Floresta**, v. 38, n. 3, p. 561-572, 2008.
- ROCHA, T. B.; CABACINHA, C. D.; ALMEIDA, R. C.; PAULA, A.; SANTOS, R. C. Avaliação de métodos de estimativa de volume para um povoamento de *Eucalyptus urophylla* S. T. Blake no Planalto da Conquista- BA. **Enciclopédia Biosfera**, v. 6, n. 10, p. 1-13, 2010.
- SANQUETTA, C. R.; MATTEI, E. **Perspectivas de recuperação e manejo sustentável das Florestas de Araucária**. Curitiba: Multi-Graphic, 2006. 297 p.
- SCHWARZBACH, L. L. C. **Bambus e taquaras: avaliação e perspectivas de uso sustentável**. 60 p. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) – Pós-Graduação em Engenharia Florestal, Universidade Federal do Paraná. Curitiba, 2008.
- STOFFELS, A.; SOEST, J. van. The main problems in sample plots. **Ned Bosbouw tijdschr**, v. 25, p. 190-199, 1953.
- TROREY, L. G. A. A mathematical method for construction of diameter-height curves based on site. **Forest Chronicle**, v. 8, n. 2, p. 121-132, 1932.

ESTIMAÇÃO DO DIÂMETRO DE COPA DA ESPÉCIE *Eremanthus incanus* (Less.) Less. EM ÁREAS DEGRADADAS NO MUNICÍPIO DE DIAMANTINA, MINAS GERAIS

Lidia G. Santos¹, Márcio L. R. de Oliveira², Leonidas S. M. Junior³ e Israel M. Pereira²

¹Engenheira Florestal. Mestranda em Ciência Florestal. Universidade Federal dos Vales do Jequitinhonha e Mucuri, Departamento de Engenharia Florestal, Rodovia MGT367, Km 583, 5000, Alto da Jacuba, CEP 39100-000, Diamantina-MG, Brasil, biesagali@hotmail.com.

²Engenheiro Florestal. Doutor em Ciência Florestal. Universidade Federal dos Vales do Jequitinhonha e Mucuri, Departamento de Engenharia Florestal, Rodovia MGT367, Km 583, 5000, Alto da Jacuba, CEP 39100-000, Diamantina-MG, Brasil, marcioromarco@gmail.com, imarinhopereira@gmail.com.

³Engenheiro Florestal. Doutorando em Ciência Florestal. Universidade de Brasília, Departamento de Engenharia Florestal, Campus Darci Ribeiro. Ac UnB, Asa Norte, CEP 70904-970, Brasília-DF, Brasil, juniormurta@hotmail.com.

Resumo

A espécie *Eremanthus incanus* tem despertado um grande interesse científico e econômico devido às suas características, fazendo com que vários estudos relacionados ao seu crescimento ganhem espaço no meio acadêmico. Assim, o objetivo deste trabalho foi estimar o diâmetro de copa do *Eremanthus incanus* através de modelos e de Redes Neurais Artificiais (RNA). Para isso, foram ajustados quatro modelos utilizando as variáveis *DAS*, *Ht* e *IncHt*, em seguida, foi analisado o desempenho de RNA para a estimação do *DC* em função do *DAS*, *Ht* e o número de inventários realizados. Com base nos coeficientes de determinação para o ajuste do modelo e nas análises gráficas, a RNA foi que apresentou o melhor resultado para determinar o diâmetro de copa da espécie, entretanto, é possível observar que ocorreu uma superestimação.

Palavras-chave: Inventário florestal, Redes Neurais Artificiais, diâmetro a altura do solo.

Abstract

Estimation of the diameter of crown species Eremanthus incanus in degraded areas in the municipality of Diamantina, Minas Gerais state. The Eremanthus incanus species has aroused great scientific and economic interest due to its characteristics, which results in many studies related to their growth take root in academia. Thus, the aim of this study was to estimate the crown diameter of Eremanthus incanus through models and Artificial Neural Networks (ANN). For this, four models using the variables DAS, Ht and IncHt, and then the performance of ANN it was analyzed for estimation of DC function in DAS, Ht and the number of inventories were conducted adjusted. Based on the coefficients of determination for the fit of the model and the graphical analysis, the ANN was that presented the best result to determine the diameter of the canopy species, however, it is possible to observe that there was an overestimation.

Keywords: Forest inventory, Artificial Neural Networks, diameter at ground height.

INTRODUÇÃO

Uma das espécies que tem despertado um grande interesse científico e econômico é a *Eremanthus incanus* (Less.) Less., pertencente à família Asteraceae, conhecida popularmente como candeia. Ocorre no Brasil e em alguns países na América do Sul, como no nordeste da Argentina, norte e leste do Paraguai (CARVALHO, 1994). No Brasil, está presente em áreas do cerrado, da caatinga e florestas secundárias, onde tem sido mais utilizada para produção de moirão (SCOLFORO *et al.*, 2002). Em se tratando de uma espécie que apresenta um interesse econômico, o estudo do seu crescimento torna-se necessário para determinar um manejo sustentável, evitando problemas futuros.

No entanto, ao estudar o crescimento de uma espécie é importante realizar o inventário florestal, pois através dele é possível compreender a dinâmica de uma floresta de acordo com a intensidade amostrada e a estatística validada (SANQUETTA *et al.*, 2009). Dentre as variáveis mensuradas em um inventário florestal o diâmetro a altura do peito e a altura total são fundamentais para o estudo do crescimento de uma floresta, uma vez que, com o uso dessas variáveis é possível determinar outras de mais complexas medições (WINK *et al.*, 2012). Entretanto, a variável diâmetro, comprimento e superfície da copa também estão diretamente relacionados com o crescimento e a produção de matéria seca da árvore (NUTTO *et al.*, 2001), pois através da captação de luz e do processo fotossintético realizado pela copa da árvore é possível gerar energia química para seu crescimento, ou seja, o estudo da copa da árvore também é fundamental para conhecer melhor o desenvolvimento da espécie, além de ser uma variável utilizada em modelos de árvore individual que utiliza o diâmetro de copa como variável explicativa.

Apesar disso, muitas vezes a medição dessas variáveis no campo pode apresentar complicações, além de tornar o trabalho oneroso em tempo e esforço físico. Dessa forma, buscando alternativas para diminuir o trabalho e o custo de medição realizada no campo, sem prejudicar o estudo da espécie, foram ajustados modelos de

regressão e Redes Neurais Artificiais para estimar o diâmetro de copa de indivíduos de *Eremanthus incanus* em uma área degradada.

MATERIAIS E MÉTODOS

Em uma área de 0,2 hectares, localizada no Campus JK da Universidade Federal dos Vales do Jequitinhonha e Mucuri, antigo depósito de lixo da cidade de Diamantina no estado de Minas Gerais, foram realizados oito inventários florestais da espécie *Eremanthus incanus*. Os inventários foram realizados no período de setembro de 2010 até fevereiro de 2012, com intervalo entre as medições de 4 meses. A partir de fevereiro de 2012 até janeiro de 2014, o intervalo entre as medições foi de 8 meses.

As variáveis dendrométricas utilizadas foram a circunferência a 0,30 m de altura do solo (*CAS*), diâmetro de copa (*DC*), altura total (*Ht*) e incremento da altura total (*IncHt*). O *DC* foi determinado através do cálculo da mensuração de duas medidas perpendicularmente à copa da árvore, padronizando a direção das medidas tomadas em campo. Para determinar o *IncHt* foi definido um período de intervalo entre os inventários de 8 meses, pois com esse intervalo foi possível fornecer um maior número de dados.

Para determinar o *DC* a partir das variáveis foram testadas diferentes modelos. Os modelos utilizados foram lineares, com as variáveis independentes *DAS*, *Ht* e *IncHt*. Os modelos utilizados foram:

$$DC = \beta_0 + \beta_1 DAS + \beta_2 Ht + \varepsilon \quad (1)$$

$$DC = \beta_0 + \beta_1 DAS + \beta_2 IncHt + \varepsilon \quad (2)$$

$$DC = \beta_0 + \beta_1 DAS + \varepsilon \quad (3)$$

em que: *DC* = diâmetro de copa; *DAS* = diâmetro a 0,30 m de altura do solo; *Ht* = altura total; *IncHt* = incremento da altura total; β_i = parâmetros do modelo; e ε = erro aleatório.

Através do *software* CurveExpert 1.4 (HAYMS, 2009) foi ajustado o modelo logístico para estimar o *DC* utilizando como variável independente o *DAS*, representado a seguir:

$$DC = \beta_0 / (1 + \beta_1 e^{-\beta_2 DAS}) + \varepsilon \quad (4)$$

Em seguida, foi analisado o desempenho de Redes Neurais Artificiais (RNA) para a estimação do *DC* em função do *DAS*, *Ht* e o número de inventários realizados com o auxílio do *software* Statistica 10.0 (STATSOFT, 2011). Através da ferramenta *Intelligent Problem Solver* foi possível construir, treinar e selecionar as melhores RNAs. De acordo com Binoti *et al.* (2009) essa função regulariza os dados no trecho entre 0-1, testam diferentes arranjos e modelos MLP (*Multilayer Perceptron*) ou RBF (*Radial Basis Function*) de redes, além de determinar a melhor RNA para os dados utilizados. Assim, foram treinadas 100 redes, sendo retidas as 5 melhores. Para o treinamento foram utilizados 50% dos dados, ficando 25% dos dados para validação cruzada e 25% para generalização. Em relação às cinco RNAs encontradas, para determinar a mais adequada foi calculada a raiz quadrada do erro médio (RMSE), e construídos gráficos de resíduos, com base na correlação entre o *DC* observado e o estimado pela RNA.

Os resultados encontrados para as equações e para RNA foram representados através de análises estatísticas e de gráficos de dispersão do erro e de frequência.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Através da análise gráfica (Figura 1) foi possível compreender melhor a distribuição dos pontos para cada equação utilizada, além de demonstrar a variação da frequência por resíduos. Uma vez que, a análise dos resíduos é fundamental ao estimar um dado, pois quanto menos distorções na variável original, mais explicativos serão os dados estimados. Assim, ao observar os gráficos, o que apresentou a melhor distribuição dos resíduos foi a figura 1E gerado pela RNA, podendo observar uma maior frequência em torno de 25%. Entretanto, mesmo a RNA apresentado a melhor distribuição é possível observar que ocorreu uma superestimação. De acordo com Azevedo e Francelino (2011), a utilização de apenas duas medidas para a projeção da copa da árvore pode causar muitos erros, visto que não apresentam a forma de uma elipse perfeita, sendo necessária a coleta de mais medidas ao estudar a copa. Pois dependendo do formato da copa são necessários pelo menos 4 raios para determinar sua área (COSTA *et al.*, 2013). Ou seja, além dos problemas corriqueiros que são comuns quando ocorre superestimação, o fato de a possibilidade do diâmetro de copa observado não estar representando a realidade da copa da árvore, explica a presença de autocorrelação positiva em todos os gráficos.

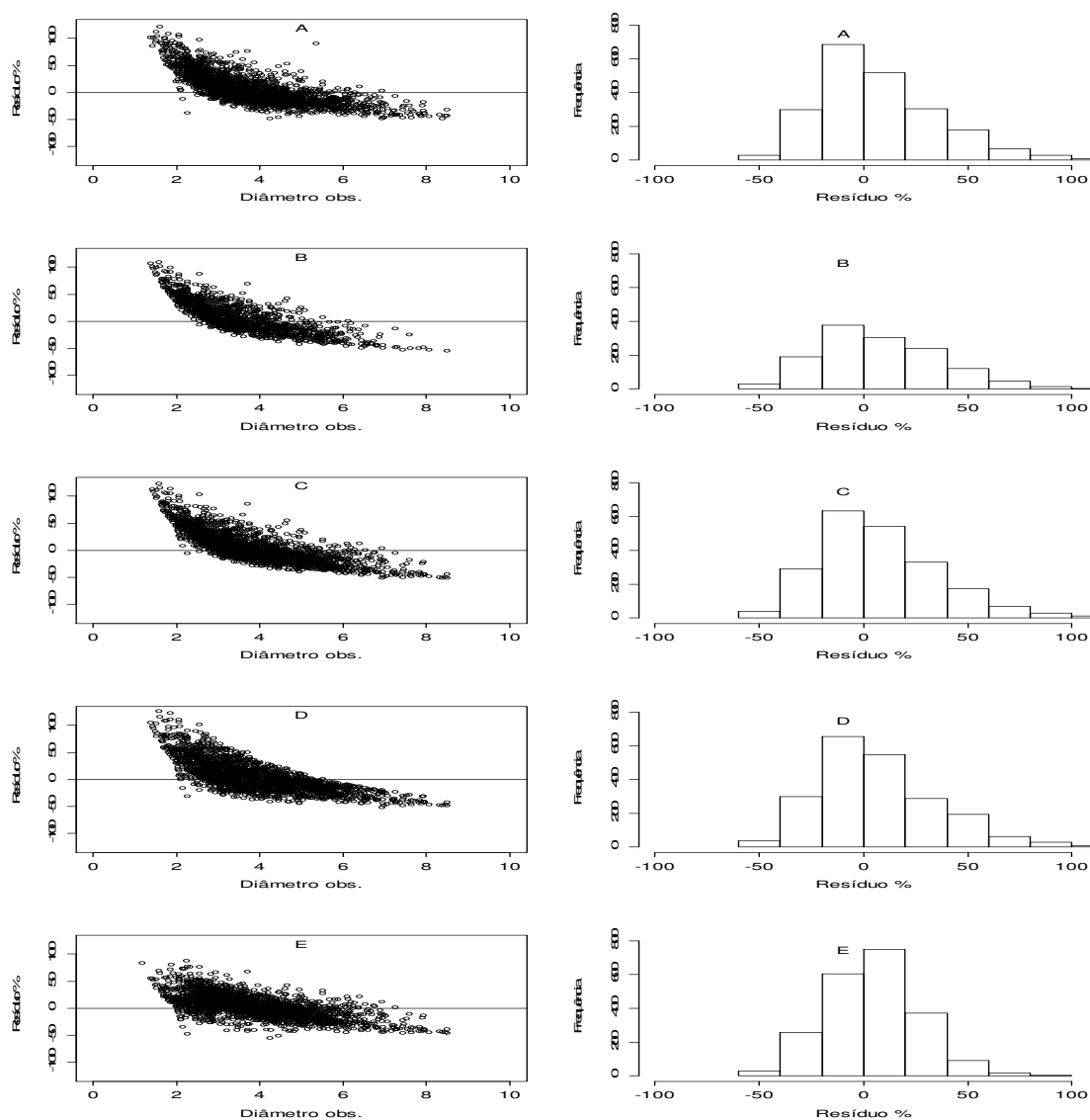


Figura 1 - Gráficos de dispersão de resíduos em função do diâmetro de copa observado e gráficos de barra com a frequência dos erros do diâmetro de copa estimado, para a espécie *Eremanthus incanus*, na área em recuperação do Campus JK em Diamantina, Minas Gerais. Em que A, B, C, D e E representa o modelo 1, 2, 3 e 4 e a RNA, respectivamente.

Com base nos coeficientes de determinação gerados para o ajuste do modelo, a RNA foi que apresentou o melhor resultado. Com um coeficiente de determinação em torno de 0,53, o que significa que 53% da variação total de copa pode ser explicada pelas variáveis independentes, já o erro-padrão encontrado foi em torno de 2,40 m. De acordo com a tabela 1, a equação 1 apresentou coeficiente de determinação de 0,39 e um erro-padrão de 2,72 m, onde as variáveis explicativas foram o *DAS* e *Ht*. Já para as equações 3 e 4, a qual a variável independente foi à mesma, mudando apenas o programa e o modelo utilizado, o coeficiente de determinação encontrado foi de 0,34 e 0,37 e o erro-padrão foi de 2,83 e 2,70 m, respectivamente, demonstrando uma melhora ao utilizar o *software* CurveExpert 1.4 (HAYMS, 2009). A equação 2 que utilizou o *IncHt* no lugar da *Ht* foi a que apresentou o menor coeficiente de determinação, sendo esse de 0,31 com um erro-padrão de 2,70 m.

Conforme Wink *et al.* (2012), estudando plantações de eucaliptos, a copa da árvore apresenta uma relação significativa com as variáveis *DAP* e a altura total. Assim, mesmo a relação do diâmetro de copa da candeia não ter sido tão significativa em relação às variáveis utilizadas, foi possível perceber uma mudança nos resultados, podendo talvez realizar outros estudos com diferentes equações que sejam mais apropriadas, e na RNA utilizar mais combinações.

Tabela 1 - Representação dos parâmetros ajustados para os quatro modelos utilizados na estimação do diâmetro de copa do *Eremanthus incanus* em uma área em recuperação do Campus JK em Diamantina, Estado de Minas Gerais

Equação	Equações ajustadas	R ²	s _{yx} (m)
1	$DC = 0,7192 + 0,1849 DAS + 0,5502 Ht$	0,39	2,72
2	$DC = 1,5931 + 0,2357 DAS - 0,0238 IncHt$	0,31	2,70
3	$DC = 1,6112 + 0,2640 DAS$	0,34	2,83
4	$DC = 5,6653 / (1 + 4,6222 e^{-0,2831DAS})$	0,37	2,70

Em que: R² = Coeficiente de determinação ajustado; s_{yx} = Erro-padrão da estimativa.

CONCLUSÕES

A RNA foi que apresentou o melhor resultado para estimar o diâmetro de copa da espécie *Eremanthus incanus* em uma área degradada em Diamantina, Estado de Minas Gerais.

Existe a possibilidade do DC observado não estar representando de forma significativa a copa da árvore de *Eremanthus incanu*, tornando necessário a utilização de outro método para medir a copa.

A utilização de outros modelos e de diferentes dados de entrada para RNA é aconselhável.

REFERÊNCIAS

AZEVEDO, V. K. de; FRANCELINO, M. R. Determinação da cobertura de copa utilizando diferentes métodos. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE REFLORESTAMENTO AMBIENTAL, 2011, Guarapari. **Anais do I CONGRESSO BRASILEIRO DE REFLORESTAMENTO AMBIENTAL**. Vitória: Cedagro, 2011.

BINOTI, M. L. M. da S.; BINOTI, D. H. B.; GLERIANI, J. M.; LEITE, H. G. Ajuste do modelo de Schumacher e Hall e aplicação de Redes Neurais Artificiais para estimar volume de árvores de eucalipto. **Árvore**, Viçosa, v.33, n.6, p.1133-1139, 2009.

CARVALHO, P. E. R. **Espécies florestais brasileiras**: recomendações silviculturas, potencialidades e uso da madeira. Colombo: EMBRAPA-CNPQ / Brasília: EMBRAPA-SPI, 1994. p.255-260.

COSTA, E. A.; FINGER, C. A. G.; CUNHA, T. A. da. Influência da posição social e do número de raios na estimativa da área de copa em araucária. **FLORESTA**, Curitiba, PR, v. 43, n. 3, p. 429 - 438, jul. / set. 2013.

HAYMS, D. **Curve Expert version 1.40**. Microsoft Corporation, 1995-2009. Disponível em: <http://www.curveexpert.net/>. Acesso em: 02/04/ 2014.

NUTTO, L.; TONINI, H.; BORSOI, G. A.; MOSKOVICH, F. A. SPATHELF, P. Utilização dos parâmetros da copa para avaliar o espaço vital em povoamentos de *Pinus elliottii* Engelm. **Boletim de Pesquisa Florestal**, Colombo, n.42, p.123-138, 2001.

SANQUETTA, C. R.; WATZLAWICK, L. F; CÔRTE, A. P. D; FERNANDES, L. A. V; SIQUEIRA, J. D. P. **Inventários florestais: planejamento e execução**. 2.Ed. Curitiba-PR: Multigraphic gráfica e editora, 2009

SCOLFORO, J. R.; OLIVEIRA, A. D. de; DAVIDE, A. C. Manejo sustentável da candeia *Eremanthus erythropappus* e *Eremanthus incanus*. **Relatório Técnico Científico**. Lavras. UFLA-FAEPE. 350p. 2002.

STATSOFT INC. **Statistica Versão 10.0**. Statsoft®, Tulsa (OK): USA. 2011.

WINK, C.; MONTEIRO, J. S.; REINERT, D. J.; LIBERALESSO, E. Parâmetros da copa e a sua relação com o diâmetro e altura das árvores de eucalipto em diferentes idades. **Scientia Forestalis**, Piracicaba, v. 40, n. 93, p. 057-067, mar. 2012.

ESTIMAÇÃO DO VOLUME DE ÁRVORES DE EUCALIPTO UTILIZANDO REDES NEURAIS ARTIFICIAIS

Paula Ventura da Silva¹, Ana Carolina da Silva Cardoso Araújo¹, Emília dos Reis Martins¹, Mayra Luiza Marques da Silva Binoti², Daniel Henrique Breda Binoti³, Helio Garcia Leite³.

¹ Engenheira Florestal, Mestranda, Universidade Federal dos Vales do Jequitinhonha e Mucuri, Rodovia MGT 367 - Km 583, nº 5000, Alto da Jacuba, Diamantina – MG, CEP 39100-000, s.paulaventura@gmail.com, anascaraujo@gmail.com, emilia.rmartins@yahoo.com.br.

² Engenheira Florestal, Doutorado, Universidade Federal dos Vales do Jequitinhonha e Mucuri, Rodovia MGT 367 - Km 583, nº 5000, Alto da Jacuba, Diamantina – MG, CEP 39100-000, mayrabinoti@gmail.com.

³ Engenheiro Florestal, Doutorado, Universidade Federal de Viçosa, Avenida Peter Henry Rolfs, s/n, Campus Universitário, Viçosa – MG, CEP: 36570-900, danielhbbinoti@gmail.com, hgleite@gmail.com.

Resumo

O objetivo deste trabalho foi avaliar a aplicação de Redes Neurais Artificiais (RNA) para estimação do volume, considerando como variáveis de entrada: diâmetro a 1,3 m de altura em cm (dap), altura total em m (Ht), idade (I) em anos, diâmetros ao longo do fuste em cm (d0,0 d0,5, d1,0, d2,0), declividade (D), projeto (P), rotação (R) e material genético (clone), bem como analisar o efeito de cada variável na estimação do volume. Para o treinamento e generalização das RNA, utilizou-se o software STATISTICA 10.0. Os melhores resultados em termos de precisão e sem tendenciosidade foram obtidos pelas RNA que consideraram como variáveis de entrada o DAP, a Ht e os diâmetros a 0,0, 0,5, 1,0 e 2 m de altura. Conclui-se que a metodologia utilizada foi eficiente na estimação do volume, utilizando somente variáveis facilmente obtidas no inventário florestal.

Palavras-chave: Inteligência Artificial, Mensuração Florestal, Cubagem.

Abstract

Volume estimation of eucalyptus trees using artificial neural networks. The objective of this study was to evaluate the application of Artificial Neural Networks (ANN) to estimate the volume of eucalyptus trees considering as input variables: diameter at 1.3 m height in cm (dbh), total height in m (Ht), age (I) in years, diameters along the stem in cm (d0.0, d0.5, d1.0, d2.0), slope (D), project (P), rotation (R) and the genetic material (clone), and analyze the effect of each variable in the estimation of the volume. The training and generalization of RNA, we used the software STATISTICA 10.0. The best results in terms of accuracy and without bias were obtained by RNA considered as input variables DBH, Ht and the diameters of 0.0, 0.5, 1.0 and 2 m in height. The methodology was effective in the estimation of the volume, using only variables easily obtained forest inventory.

Keywords: Artificial Intelligence, Forest Measurement, Scaling.

INTRODUÇÃO

A realização de planos de manejo consistentes exige o conhecimento do volume de madeira disponível nos povoamentos florestais (THOMAS *et al.*, 2006). Esse volume é quantificado por meio da realização de inventários florestais, sendo obtido por extrapolação dos resultados em nível de parcela (LEITE; ANDRADE, 2002). O volume das parcelas, por sua vez, é obtido com o emprego de equações de volume de árvores individuais.

O volume de árvores individuais é geralmente estimado com o emprego de modelos lineares ou não lineares que o correlacionam com o diâmetro a 1,30 m de altura (DAP) e com a altura total (Ht) das árvores. Vários autores propuseram modelos eficientes para essa estimativa, no entanto, o de Schumacher e Hall (1933) tem sido o mais utilizado por suas propriedades estatísticas, uma vez que resulta quase sempre em estimativas não tendenciosas (CAMPOS; LEITE, 2009).

Os dados para ajuste dos modelos volumétricos são obtidos de árvores-amostra abatidas e cubadas nos povoamentos. O método mais utilizado para obtenção do volume sólido dessas árvores consiste no emprego de fórmulas aproximativas, como as de Smalian, Huber e Newton. Considerando os casos em que existem diferentes materiais genéticos, espaçamentos, idades e regimes de corte, têm-se considerável tempo e custo requerido para a geração de equações volumétricas.

Uma alternativa para minimizar ou, em alguns casos, evitar o abate de árvores para a cubagem e, consequentemente, reduzir o custo do inventário, é o emprego de técnicas de aprendizado de máquinas, como as Redes Neurais Artificiais (RNA).

As Redes Neurais Artificiais são aproximações brutas das redes e dos neurônios encontrados nos cérebros biológicos. Do ponto de vista prático, são um sistema computacional paralelo (camadas) constituído de várias unidades de processamento simples (neurônios artificiais), conectadas entre si de maneira específica para executar uma determinada tarefa (BULLINARIA, 2010, citado por BINOTI, 2012). Essa técnica vem sendo utilizada no setor florestal para auxiliar o manejo de florestas, aprimorando técnicas de biometria e inventário florestal e

permitindo maior acurácia na estimação da produção, o que dá maior suporte à tomada de decisão (GÖRGENS *et al.*, 2005; BINOTI *et al.*, 2009; SILVA *et al.*, 2009; BINOTI, 2012).

O objetivo deste trabalho foi testar o emprego de Redes Neurais Artificiais para estimação do volume de árvores de eucalipto utilizando variáveis facilmente obtidas em inventários florestais com as árvores em pé, sem a necessidade de abatê-las, o que acarreta em diminuição dos custos gerados por essa operação.

MATERIAL E MÉTODOS

Descrição dos dados

Neste estudo foi utilizado um banco de dados histórico de árvores-amostra abatidas e cubadas em plantios de clones de eucalipto, localizadas em cinco diferentes regiões do estado de Minas Gerais. No total, 2.064 árvores foram abatidas e cubadas rigorosamente para o cálculo do volume.

O banco de dados foi composto por 128 projetos, em locais com declividade entre 1 e 38°, contemplando 22 materiais genéticos (clones), cuja idade variou de 4 a 10 anos. O dap das árvores variou de 8,00 a 34,00 cm e a altura total, entre 15,00 e 44,00 m. As árvores-amostra foram cubadas com medição do diâmetro com casca e da espessura da casca nas posições 0 (altura de corte), 0,50, 1,00, 2,00, 4,00 m, e assim sucessivamente, até a altura onde o diâmetro com casca atingisse cerca de 4,00 cm.

Estimação dos volumes

O volume individual com casca de cada árvore foi calculado pela fórmula de Smalian, sendo obtido pela soma dos volumes individuais das seções.

Utilizou-se o *software* STATISTICA 10.0, para treinar e generalizar arquiteturas de RNA do tipo Linear (Perceptron), Multilayer Perceptron (MLP) e Radial Basis Function (RBF). Como variáveis de entrada foram utilizadas o projeto (P), a rotação (R), a declividade (D), a idade (I), o clone, o diâmetro a 1,30 m (dap), a altura total (Ht) e os diâmetros medidos a 0,00; 0,50; 1,00; e 2,00 m (d0,00; d0,50; d1,00; e d2,00).

Para verificar a influência dessas variáveis na estimação do volume, foram ajustadas redes de modo que em cada ajuste uma variável fosse eliminada, seguindo a seguinte ordem: 1°) utilizou-se, primeiramente, todas as variáveis de entrada disponíveis; 2°) Todas as variáveis, exceto a variável “rotação”; 3°) Todas as variáveis, exceto as variáveis “rotação” e “declividade”; 4°) Todas as variáveis, exceto as variáveis “declividade” e “espécie”; 5°) Apenas as variáveis projeto, dap, Ht e diâmetros a 0,00; 0,50; 1,00; e 2,00 m. Para cada configuração citada, foram treinadas 100 redes, sendo analisadas as cinco melhores em termos do erro médio quadrático (BINOTI, 2010).

A análise das estimativas geradas pelas redes foi feita por meio da correlação, de histogramas de frequências dos erros percentuais, pela raiz do erro quadrado médio percentual (*Root Mean Square Error - RMSE%*) (MEHTÄTALO *et al.*, 2006, citados por BINOTI, 2010).

RESULTADOS E DISCUSSÃO

A Tabela 1 apresenta as características das RNA selecionadas, bem como as respectivas estatísticas de treinamento.

Tabela 1 - Descrição das Redes Neurais Artificiais e estatísticas das estimativas de volume.

RNA	Entradas numéricas	Entradas categóricas	Tipo	Arquitetura	$r_{y\hat{y}}$	RMSE (%)
1	P, R, D, I, DAP, Ht, d0,0 d0,5, d1,0, d2,0	Clone	MLP	4-1-1	0,9970	6,94
2	R, D, I, DAP, Ht, d0,0, d0,5, d1,0, d2,0	Clone	MLP	2-1-1	0,9970	7,01
3	D, I, DAP, Ht, d0,0, d0,5, d1,0, d2,0	Clone	RBF	30-75-1	0,9989	4,15
4	I, DAP, Ht, d0,0, d0,5, d1,0, d2,0	Clone	MLP	4-2-1	0,9971	6,87
5	I, DAP, Ht, d0,0, d0,5, d1,0, d2,0	-	MLP	4-2-1	0,9972	6,76
6	DAP, Ht, d0,0 d0,5, d1,0, d2,0	-	MLP	4-3-1	0,9971	6,79

A avaliação das estatísticas das redes mostra que todas apresentaram alta correlação e baixos RMSE (%), o que comprova que as estimativas geradas são precisas.

Os histogramas com a frequência dos erros percentuais (eixo y) em função da classe de erros (eixo x) estão apresentados na Figura 1. Pode-se observar que em todos os casos analisados a maior parte dos erros encontrou-se em $\pm 10\%$, o que comprova que os resultados gerados por meio de RNA foram satisfatórios. Evidencia-se também que não houve perda na exatidão das estimativas de volume à medida que as variáveis utilizadas como entrada pelas RNA foram excluídas.

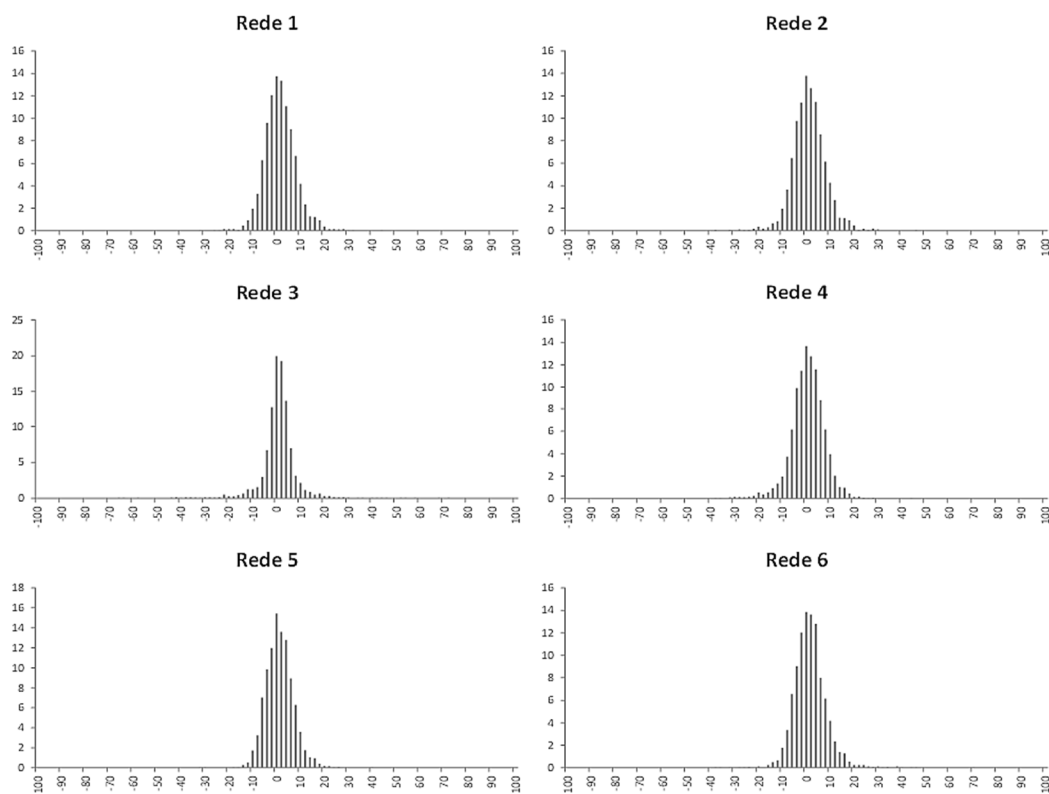


Figura 1 – Histogramas com a frequência dos erros percentuais em função da classe de erros percentuais.

Os resultados demonstram que a utilização somente das variáveis de entrada DAP, Ht e os diâmetros medidos na base a 0,50; 1,00; e 2,00 m de altura são suficientes para estimar o volume com precisão. O fato de a variável idade ter sido excluída, sem prejuízo na exatidão do volume, é importante e comprova a tese de que a cubagem de árvores, em inventário florestal contínuo, pode ser feita apenas com a complementação de árvores por classe de diâmetro ao longo do tempo, conforme Campos e Leite (2009). A variável projeto não influenciou as estimativas e pôde ser excluída sem prejuízos. Porém, por ser uma informação geralmente disponível no cadastro, deve ser usada sempre que possível, uma vez que plantios em locais diferentes possuem características distintas e diretamente influenciadas pelo clima, pelo relevo, pela temperatura e pela capacidade produtiva, o que afeta o volume. O mesmo ocorre com as variáveis declividade e rotação.

O emprego das variáveis de entrada d0,00; d0,50; d1,00; e d2,00 (diâmetros medidos com as árvores em pé até 2,00 m de altura) juntamente com o DAP e a Ht mostrou que é possível empregar as RNA para estimar o volume de clones sem o abate prévio de árvores-amostra, o que é importante no caso de pesquisa, como testes clonais, em que as árvores não podem ser abatidas ao longo da condução do experimento. Nesse caso, a RNA seria treinada com o banco de dados de cubagem do plantio comercial e aplicada aos experimentos. Para as estimativas de volume dos experimentos serem eficientes é necessário que o banco de dados seja suficiente para comportar árvores com diferentes tamanhos e formas. Além disso, em plantios comerciais, pode resultar em economia considerável com o abate de árvores, uma vez que o emprego de equações demandaria amostragens específicas para cada combinação de variáveis de entrada. No caso do emprego de redes, é necessário apenas ter a variabilidade representada na amostra, não sendo requerida a frequência exigida ao empregar as equações específicas por estrato.

CONCLUSÃO

Redes Neurais Artificiais são eficientes para estimar o volume de árvores a partir das variáveis dap, Ht, e os diâmetros medidos a 0,0, 0,5, 1,0 e 2 m de altura.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BINOTI, M. L. M. S.; BINOTI, D. H. B.; GLERIANI, J. M.; LEITE, H. G. Ajuste do modelo de Schumacher e Hall e aplicação de redes neurais artificiais para estimar volume de árvores de eucalipto. **Revista Árvore**, v. 33, n. 6, p. 1133-1139, 2009.

BINOTI, M. L. M. da S. **Redes neurais artificiais para prognose da produção de povoamentos não desbastados de eucalipto**. 4 f. Dissertação (Mestrado em Ciência Florestal) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG, 2010.

BINOTI, M. L. M. da S. **Redes neurais artificiais aplicadas ao manejo florestal**. 128 f. Tese (Doutorado em Ciência Florestal) – Universidade Federal de Viçosa, MG, 2012.

CAMPOS, J. C. C.; LEITE, H. G. **Mensuração florestal: perguntas e respostas**. 3. ed. Viçosa, MG: Universidade Federal de Viçosa, 2009. 470 p.

GÖRGENS, E. B.; LEITE, H. G.; SANTOS, H. do N.; GLERIANI, J. M. Estimação do volume de árvores utilizando redes neurais artificiais. **Revista Árvore**, v. 33, n. 6, p. 1141-1147, 2005.

LEITE, H. G., ANDRADE, V. C. L., Um método para condução de inventários florestais sem o uso de equações volumétricas. **Revista Árvore**, v. 26, n. 3, p. 321-328, 2002.

SCHUMACHER, F. X.; HALL, F. S. Logarithmic expression of timber volume. **Journal of Agricultural Research**, v.47, n.9, p.719-734, 1933.

SILVA, M. L. M. da; BINOTI, D. H. B.; GLERIANI, J. M.; LEITE, H. G. Ajuste do modelo de Schumacher e Hall e aplicações de redes neurais artificiais para estimar volume de árvores de eucalipto. **Revista Árvore**, v. 33, n. 6, p. 1133-1139, 2009.

THOMAS, C.; ANDRADE, C. M.; SCHNEIDER, P. R.; FINGER, C. A. G. Comparação de equações volumétricas ajustadas com dados de cubagem e análise de tronco. **Ciência Florestal**, Santa Maria, RS, v. 16, n. 3, p. 319-327, 2006.

ESTIMATIVA DO VOLUME DE MADEIRA EMPILHADA ATRAVÉS DA CLASSIFICAÇÃO DE FOTOGRAFIAS DIGITAIS

Daniel Henrique Breda Binoti¹, Mayra Luiza Marques da Silva Binoti², Helio Garcia Leite¹, Valdir Carlos Lima de Andrade³, Gleyce Campos Dutra², Pablo Falco Lopes⁴

1 Engenheiro Florestal, Doutorado, Universidade Federal de Viçosa, Avenida Peter Henry Rolfs, s/n, Campus Universitário, Viçosa – MG, CEP: 36570-900, danielhbbinoti@gmail.com, hgleite@gmail.com.

2 Engenheira Florestal, Doutorado, Universidade Federal dos Vales do Jequitinhonha e Mucuri, Rodovia MGT 367 - Km 583, nº 5000, Alto da Jacuba, Diamantina – MG, CEP 39100-000, mayrabinoti@gmail.com.

3 Engenheiro Florestal, Doutorado, Universidade Federal do Tocantins, Rua Badejós, Lote 7, Chácara 69/72, Zona Rural. Cx.postal 66, Gurupi – TO, CEP: 77402-970, vclandradeuft@gmail.com.

4 Engenheiro Florestal, Mestrado, DAP Engenharia Florestal, Rua Papa João XVIII, 9, Bairro de Lourdes, Viçosa – MG, CEP: 36570-900, pfalcol@dapflorestal.com.br.

Resumo

O objetivo deste trabalho foi desenvolver e apresentar o sistema computacional NeuroDIC para estimar o volume de toras de madeira de eucalipto empilhadas a partir da classificação de fotografias digitais através de redes neurais artificiais (RNA). A partir de algumas fotografias de pilhas de madeira, foi realizada a seleção de amostras de treinamento referente a pixels correspondentes à madeira e aos espaços vazios ou outros objetos. Foram configuradas as RNA para classificar as fotografias em duas classes: madeira e outros. Após esta etapa, o sistema gerou o fator de empilhamento de cada fotografia e na opção geração de temas foi possível visualizar as fotografias classificadas (em azul as toras e em branco os espaços vazios). Com base nos resultados, foi possível concluir que o sistema computacional NeuroDIC é eficiente para quantificar o volume de madeira empilhada a partir de fotografias digitais.

Palavras-chave: Redes Neurais Artificiais, Classificação supervisionada, NeuroDIC.

Abstract

Estimates of the timber stacked volume through classification of the digital images. The aim of this study was to develop and present computer system NeuroDIC to estimate the volume of logs stacked eucalyptus from the classification of digital photos using artificial neural networks (ANN). From some photos of piles of wood, selecting training samples related to pixels corresponding to wood and other objects or voids was performed. The RNA were configured to sort the photographs into two classes: wood and others. After this step, the system generated the stacking factor of each photo and the option generating themes was possible to view the photos classified (in the logs blue and white voids). Based on the results, it was concluded that the computational system NeuroDIC is effective to quantify the volume of stacked wood from digital photographs.

Keywords: Artificial Neural Networks, Classification supervised NeuroDIC.

INTRODUÇÃO

Em diversas situações é necessária a quantificação do volume de madeira empilhada. Estimativas imprecisas do volume real de madeira empilhada refletem resultados irreais quanto aos rendimentos de processos produtivos e quanto ao pagamento de serviços relacionados ao corte e transporte da madeira, bem como, problemas na venda da madeira (SOARES *et al.*, 2003).

O volume sólido de madeira empilhada pode ser obtido por meio da medição direta ou indireta das toras contidas nas pilhas de madeira. Dentre os métodos diretos, a determinação do volume sólido das toras pode ser feita pelo uso do xilômetro, através de expressões aproximativas ou pela relação entre peso e densidade (REZENDE, 1988). Uma vez obtido o volume individual de cada tora, independentemente do método utilizado, o volume sólido empilhado será obtido pelo somatório dos volumes individuais de cada tora.

Entre os métodos indiretos para estimar o volume sólido de madeira empilhada, destacam-se: fator de empilhamento, pesagem de caminhões carregados e equações de regressão, conforme Bertola (2002) e Paula Neto e Rezende (1992). O fator de empilhamento é um dos métodos mais utilizados, no qual relaciona o volume real de madeira contida na pilha (em m³) com o volume em estêreo (dimensões da pilha). No entanto, como o fator de empilhamento é influenciado por diversas características, tais como: diâmetro e comprimento das toras, espessura de casca, forma de empilhamento, espécie, idade, dentre outros fatores, o seu uso torna valores não fidedignos e pode comprometer o planejamento florestal e, até mesmo, à comercialização da madeira. Como complicador, muitas vezes a estimação do volume de madeira é feita diretamente em pilhas sobre a carroceria de caminhões, podendo acarretar em erros muito grandes nas conversões do volume de madeira em estêreo para metro cúbico, dada a dificuldade de visualização e medição das dimensões das pilhas sobre a carroceria.

Quanto trata-se da movimentação permanente de um grande volume de madeira, como na indústria de celulose ou carvão vegetal, uma opção é empregar o método fotográfico. Este permite a determinação do fator de empilhamento através de fotografias tomadas perpendicularmente às faces das pilhas (HUSCH *et al.*, 1972).

Uma técnica que pode ser utilizada para identificar madeira e espaços vazios ou outros objetos nas fotografias digitais são as Redes Neurais Artificiais (RNA), que é uma representação matemática das redes neurais biológicas encontradas no cérebro humano. Esta representação consiste em um conjunto de neurônios artificiais que calculam certas funções matemáticas e são conectados entre si por pesos sinápticos, para desempenhar uma determinada tarefa. A rede é apresentada a diversos exemplos de um determinado problema, do qual extrai características durante o processo de aprendizagem (ajuste dos pesos sinápticos), para posteriormente aplicar o conhecimento adquirido em outros dados do mesmo tipo de problema (generalização) (BRAGA *et al.*, 2007).

A partir da classificação de uma fotografia digital de pilhas de madeira, é possível estimar o fator de empilhamento para quantificação do volume real de madeira contida na pilha (em m³). Assim, o objetivo deste trabalho foi desenvolver e demonstrar o sistema computacional NeuroDIC que pode ser utilizado para estimação do volume de toras de madeira empilhadas a partir da classificação de fotografias digitais através de redes neurais artificiais (RNA).

O sistema NeuroDic faz parte do projeto NeuroForest. O projeto NeuroForest foi criado com o objetivo de difundir o conhecimento em Inventário, Mensuração e Manejo Florestal em todo o país, através da divulgação de softwares gratuitos. Estes foram criados com a alternativa de incorporar tecnologias robustas e inovadoras para a solução de diversos problemas do setor florestal, podendo ser visualizados e baixados na website <http://neuroforest.ucoz.com/>. O projeto visa principalmente, auxiliar os gestores florestais, acadêmicos e extensionistas, na implementação de tecnologias desenvolvidas pelas universidades e que, devido à falta de ferramentas, são inacessíveis a quem essas se destinam. Os aplicativos tem como principal característica serem distribuído gratuitamente.

O projeto foi idealizado por professores e estudantes da Universidade Federal de Viçosa - UFV. Atualmente, o projeto conta com um enorme número de adeptos e colaboradores, destacando-se alguns professores da UFV da Universidade Federal dos Vales do Jequitinhonha e Mucuri (UFVJM), e empresas privadas como a empresa DAP Engenharia Florestal, que atualmente é a principal colaboradora do projeto.

O primeiro desta série de aplicativos desenvolvidos foi o de nome NeuroForest. Ele contém ampla variedade de opções para simulação de redes neurais artificiais como dispositivos de solução de problemas, permitindo a total liberdade para a seleção de centenas de tipologias dependendo do tipo de problema e demanda do usuário.

Sistemas como o RPF, utilizado para geração de modelos de regulação florestal. OtimToras, utilizado para o corte ótimo de toras. FitFD, sistema utilizado para o ajuste de funções de densidade probabilidade e Select utilizado para a seleção de parcelas para ajuste de modelos de crescimento e produção foram desenvolvidos pelo mesmo grupo de autores do projeto Neuroforest.

MATERIAL E MÉTODOS

O NeuroDIC foi desenvolvido utilizando a linguagem de programação Java. Como ambiente de desenvolvimento foram utilizados o IDE (Integrated Development Environment) Netbeans 7.1 e a JDK 7.3 (Java Development Kit). Os testes do sistema foram realizados em ambiente Windows. O sistema utiliza a biblioteca Encog 3 para a geração, treinamento e construção das RNA (HEATON, 2011).

O sistema NeuroDic utiliza-se de técnicas de Redes Neurais Artificiais para realização da classificação supervisionadas de imagens digitais. O NeuroDic entende uma fotografia digital (imagem digital) como uma matriz de pixels, cada um com seu respectivo valor numérico que representa a reflectância da radiação solar do objeto fotografado. Para classificar a imagem, uma amostra deve ser pré-selecionada identificando cada classe a ser definida na classificação de toda a imagem, a partir das seguintes etapas: 1° Abrir a fotografia de interesse e ampliar para selecionar as amostras de treinamento; 2° Após selecionar as amostras identificar-las como madeira ou outros; e 3° Identificar as variáveis a serem utilizadas na classificação por uma RNA.

Uma RNA para classificar uma imagem digital no NeuroDic possui três entradas: valor numérico correspondente ao tom azul, valor numérico correspondente ao tom vermelho e valor numérico correspondente ao tom verde de cada pixel da imagem. A RNA identifica cada um dos valores de cada tom e classifica nas classes pré-definidas pelo usuário.

Após a seleção das amostras de treinamento, deve-se configurar a RNA. Neste estudo, a fim de demonstração da classificação de imagens com o sistema testou-se a seguinte configuração: três neurônios de entrada, oito neurônios ocultos, um neurônio de saída, função de ativação tangente hiperbólica, algoritmo de treinamento *Resilient Propagation*, critério de parada atingir erro quadrático médio de 10⁻⁶ ou número de ciclos (épocas) de 300.000.

Após o treinamento é possível ver a estimativa do valor de cada pixel das amostras de treinamento. Na etapa de Codificação da imagem, todos os pixels são classificados conforme o aprendizado realizado pelas RNA e gera-se o fator de empilhamento, bem como a imagem classificada.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

O sistema computacional denominado por NeuroDIC foi desenvolvido visando facilitar o acesso à um grande número de usuários possíveis, admitindo certa flexibilidade na escolha de construção das RNA, normalização dos dados, escolha de algoritmos e uma consistente visualização dos resultados obtidos. Na Figura 1 são apresentadas as principais telas do sistema NeuroDIC.

A tela inicial do NeuroDIC é apresentada na Figura 1A. A Figura 1B demonstra a imagem da pilha de madeira importada para o sistema. A Figura 1C demonstra as amostras dos pixels coletados para treinamento das RNA. A Figura 1D demonstra as variáveis a serem normalizadas para o processo de treinamento das RNA.

O sistema permite a configuração e escolha de diversos parâmetros para a obtenção das RNA. Os principais parâmetros que podem ser ajustados para a obtenção das RNA: números de neurônios da camada oculta ou intermediária (a camada de entrada que depende exclusivamente das variáveis utilizadas e a camada de saída corresponde a apenas uma variável); função de ativação de cada camada; número de redes treinadas (pode-se escolher treinar diversas redes ao mesmo tempo, fornecendo ao usuário a possibilidade de escolha da melhor RNA); tipo de treinamento (algoritmo de treinamento) (Figura 1E e 1F).

A Figura 1G apresenta as estimativas obtidas com as amostras de treinamento, bem como os valores observados e tonalidades dos pixels. A Figura 1H apresenta os valores das tonalidades dos pixels de toda a imagem, bem como os valores estimados pela aplicação das RNA. A Figura 1I apresenta a imagem binarizada demonstrando a aplicação da RNA.

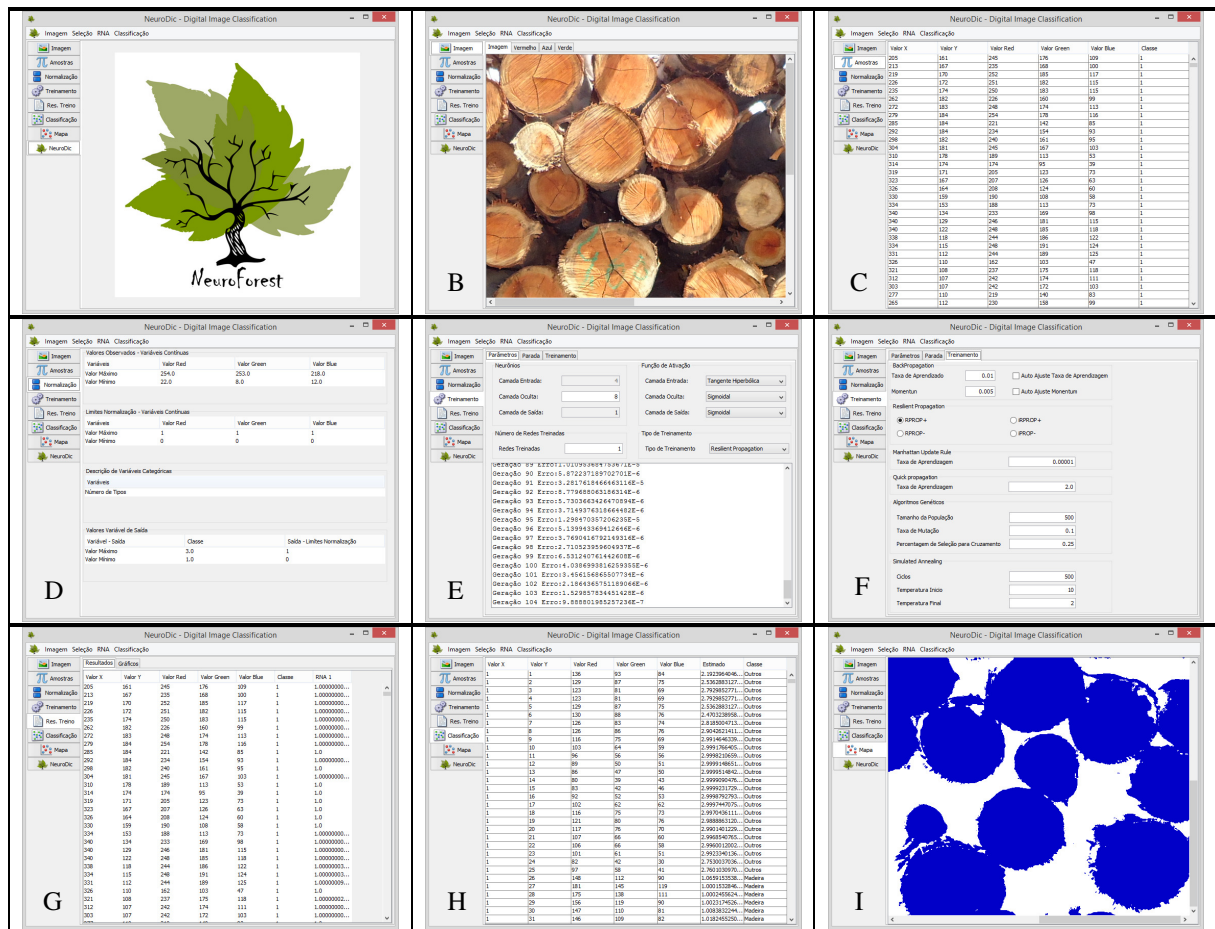


Figura 1 - Principais telas e resultados do sistema NeuroDIC.

Para a pilha de madeira utilizada nesse estudo obteve-se um fator de empilhamento real medido por meio da cubagem rigorosa com um fator de 1,806. A utilização do sistema e sua classificação resultou em um fator estimado de 1,804. Sendo o volume real obtido nessa pilha cubada pelo método de Smallian de 1.81.

Esses softwares possuem a filosofia de ser livre, ou seja, os softwares estão disponíveis para serem usados, copiados, e distribuídos, por qualquer pessoa, seja na sua forma original ou com modificações, seja gratuitamente ou com custo (HEXSEL, 2002). Este fato possibilita a utilização do sistema sem custo, visando popularizar a utilização de RNA e outras técnicas aplicadas na área florestal.

Atualmente o sistema encontra-se em utilização em empresas do setor de celulose, chapas e energia possibilitando redução da redução de custos em escala. A principal aplicação do sistema consiste na classificação de madeira empilhada no campo possibilitando uma ferramenta rápida, barata e facilmente operacional.

CONCLUSÕES

O sistema NeuroDIC esta disponível e pode ser utilizado para a quantificação do volume de madeira empilhada em campo.

AGRADECIMENTOS

Os autores agradecem ao CNPq e a empresa DAP Engenharia Florestal por possibilitar a realização desse trabalho.

REFERÊNCIAS

BERTOLA, A. **Uso de fotografias digitais para quantificar o volume sólido de madeira empilhada**. 2002. 47p. Dissertação (Mestrado em Ciência Florestal) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2002.

BRAGA, A. de P.; CARVALHO, A. P. de L. F. de; LUDEMIR, T. B. **Redes Neurais Artificiais: Teoria e Aplicações**. Rio de Janeiro: Editora LTC, 2007. 226 p.

HEATON, J. **Programming Neural Networks with Encog3 in Java**. 2 nd ed. Heaton Research, Incorporated, 2011. 240 p.

HEXSEL, R. A. **Software Livre** - Propostas de ações de governo para incentivar o uso de software livre. Relatório técnico. RT-DINF 004/2002. Curitiba, 2002.

HUSCH, B.; MILLER, C. I.; BEERS, T. W. **Forest mensuration**. 2.ed. New York: John Willey & Sons, 1972. 410 p.

PAULA NETO, F.; REZENDE, A. V. Equações de fatores de empilhamento e tabelas de volumes em metro estere para árvores individuais. **Revista Árvore**, v. 16, n. 1, p. 72-87, 1992.

REZENDE, A. V. **Análise dos métodos de estimação do volume sólido da madeira e docomportamento do fator de empilhamento para Eucalyptus grandis**. Viçosa: UFV, 1988. 131 p. Dissertação (Mestrado em Ciência Florestal) - Universidade Federal de Viçosa, 1988.

SOARES, T. S.; CARVALHO, R. M. M. A.; VALE, A. B. Avaliação econômica de um povoamento de *Eucalyptus grandis* destinado a multiprodutos. **Revista Árvore**, v. 7, n. 5, p. 689-694, 2003.

ESTIMATIVA DO VOLUME COMERCIAL DE MADEIRA UTILIZANDO MEDIDAS DE CEPA EM PLANTIOS DE EUCALIPTO

Eulália Aparecida Silva¹, Marcos Paulo Costa Barcelos Dias², Marcio Leles Romarco de Oliveira³, Aderlan Gomes da Silva⁴, Gilciano Saraiva Nogueira³, Ângelo Márcio Pinto Leite³

¹Discente do curso de Engenharia Florestal. Universidade Federal dos Vales do Jequitinhonha e Mucuri (UFVJM). Campus JK, Rodovia MGT 367 - Km 583, nº 5000, Alto da Jacuba, CEP 39100-000, Diamantina/MG. E-mail: eulalia.a.silva@gmail.com

²Engenheiro Florestal. Mestre em Ciência Florestal. UFVJM. Campus JK, Rodovia MGT 367 - Km 583, nº 5000, Alto da Jacuba, CEP 39100-000, Diamantina/MG. E-mail: mpbarcelos@yahoo.com.br

³Engenheiro Florestal. Doutor em Ciência Florestal. UFVJM. Campus JK, Rodovia MGT 367 - Km 583, nº 5000, Alto da Jacuba, CEP 39100-000, Diamantina/MG. E-mail: marcioromarco@gmail.com; nogueirags@yahoo.com.br; ampleite@ig.com.br

⁴Engenheiro Florestal. Doutor em Agronomia. Instituto Federal de Educação, Ciência e Tecnologia de Minas Gerais. Avenida Primeiro de Junho, nº 1043, Centro, CEP 39705-000, São João Evangelista/MG. E-mail: aderlan.silva@ifmg.edu.br

Resumo

Este trabalho teve como objetivo estudar a relação entre o diâmetro de cepa e o volume total em um povoamento clonal de *Eucalyptus* sp. por meio do uso de Redes Neurais Artificiais (RNA), a fim de contribuir com informações que possam subsidiar ações de fiscalização, auditorias em empresas privadas e projetos de manejo em geral. Foram instaladas 52 parcelas de 600 m² cada, distribuídas aleatoriamente em sete talhões. O volume foi estimado por RNA ajustadas a partir dos diâmetros de cepas a 0,00; 0,05; 0,10; 0,15; 0,20; 0,25; 0,30 m do nível do solo e suas respectivas alturas. As estimativas volumétricas obtidas utilizando-se apenas do diâmetro das cepas se mostraram suficientemente precisas quando confrontadas com as estimativas do inventário florestal convencional, evidenciando ser uma alternativa viável para obter o estoque volumétrico após a colheita florestal.

Palavras-chave: Diâmetro de Cepa; Dendrometria; Inteligência Artificial.

Abstract

Estimate of commercial volume of wood using measures of stump in stand of eucalyptus. This research aimed to study the relationship between the diameter of stump and the total volume in a clonal stand of *Eucalyptus* sp. through the use of Artificial Neural Networks (ANN), in order to contribute information that can support supervisory actions, audits in private companies and management of projects in general. Were installed 52 plots of 600 m² each, randomly distributed into seven stands. The volume was estimated by fitting ANN from diameter of the stump 0.00; 0.05; 0.10; 0.15; 0.20; 0.25; 0.30 m from ground level and their heights. The volumetric estimates obtained using only the diameter of the stump, proved sufficiently accurate when confronted with the estimates of the conventional forest inventory, demonstrating a viable alternative to obtain the volumetric stocks after forest harvesting.

Keywords: Diameter of Tree Stump; Dendrometry; Artificial Intelligence.

INTRODUÇÃO

O volume de madeira é a medida de produção mais utilizada no setor florestal. Para obtenção do volume estimado de madeira, usualmente realiza-se um inventário florestal, onde mensura-se uma amostra representativa da população e extrapolam-se os resultados para a área total. Para isso, geralmente se utilizam equações matemáticas que são ajustadas de forma específica para árvores de um determinado sítio (CAMPOS e LEITE, 2009). Porém, estudos recentes apresentam um método alternativo, as Redes Neurais Artificiais (SILVA *et al.*, 2009; GORGENS *et al.*, 2009), que em alguns casos tem apresentado desempenho superior às equações matemáticas (BINOTI *et al.*, 2013).

As informações utilizadas para estimar o volume, tanto com o uso de RNA quanto para o ajuste das equações matemáticas, são coletadas no plantio em pé. Dessa forma, após as operações de colheita florestal e transporte da madeira, estimar o estoque volumétrico retirado de uma área torna-se um problema de difícil solução.

Esse problema ocorre no setor florestal em situações como desmates ilegais, não restando madeira no local, necessária para diagnosticar o grau da infração. Nesses casos, os órgãos fiscalizadores não possuem uma metodologia segura para calcular o volume de madeira que foi explorada, dificultando assim a definição do valor da multa (LEITE e REZENDE, 2010). Há também situações em que as operações de colheita são terceirizadas e técnicas de vistoria pós-colheita são altamente necessárias. Essa necessidade aumenta em se tratando de programas de fomento em que dúvidas a respeito do volume real normalmente não são sanadas (CANTO *et al.*, 2006).

Estudos que relacionem o volume da árvore e o diâmetro de cepa são escassos na literatura florestal, porém Leite e Rezende (2010), estudando uma área explorada de Floresta Amazônica de Terra Firme, comprovou a eficiência das estimativas volumétricas a partir do diâmetro de cepa.

Assim, a fim de contribuir com informações que possam subsidiar ações de fiscalização, auditorias em empresas privadas e projetos de manejo em geral, o objetivo deste trabalho foi estudar a relação entre o diâmetro de cepa e o volume total em um povoamento clonal de Eucalipto por meio do uso de RNA.

MATERIAL E MÉTODOS

O estudo foi realizado na Fazenda Vida de propriedade da Gusa Nordeste LTDA, localizada no município de Barra do Corda, na região central do estado do Maranhão. Foram instaladas 52 parcelas de 600 m² cada, distribuídas aleatoriamente em sete talhões de eucalipto (*Eucalyptus* sp.), implantados sob o mesmo regime de preparo de solo, mesmo material genético e espaçamento 4x3 m, apresentando idades próximas a seis anos. Em cada unidade amostral foram mensurados os diâmetros a 0,00; 0,05; 0,10; 0,15; 0,20; 0,25; 0,30 e 1,30 m do nível do solo de todos os indivíduos e a altura total de 15 árvores, sendo cinco delas qualificadas como dominantes. Além disso, foram cubadas 64 árvores pelo método de Smalian distribuídas em classes diamétricas de 2 cm de amplitude.

De posse dos dados de cubagem, empregou-se a tecnologia de RNA para estimar o volume dos indivíduos. Para o treinamento e obtenção das mesmas foi utilizado o *software* Statistica 10.0 (STATSOFT 2010). Primeiramente os dados passaram por uma normalização, sendo os mesmos condensados no intervalo entre 0 e 1, em seguida foram testadas diferentes arquiteturas de redes *Multilayer Perceptron* (MLP). Foi utilizado o método de treinamento supervisionado do tipo *feedforward*, onde 20% dos dados são separados para os testes e os 80% restante para os treinamentos.

Sabe-se que a altura das cepas possuem certas variações que são inerentes do processo de corte das árvores, diante disso foram obtidas oito redes ajustadas por meio dos diâmetros a 0,00; 0,05; 0,10; 0,15; 0,20; 0,25; 0,30 m do nível do solo e suas respectivas alturas, configurando assim duas variáveis preditoras.

A qualidade das RNA foi avaliada segundo valores de *Bias*, distribuição gráfica e histograma de frequência dos resíduos percentuais (R%).

De posse dos dados de inventário e das informações das cubagens rigorosas, foi realizado o processo convencional empregando para as estimativas volumétricas o modelo linear de Schumacher e Hall (1933), e para as estimativas hipsométricas o modelo de Campos (1986). Para esse estudo optou-se por utilizar o *software* Sifcub 6.0 (TREESOFTWARE, 2012). Com isso foi possível confrontar por meio das diferenças percentuais os métodos tradicionalmente utilizados em larga escala no setor florestal com a proposta apresentada neste estudo.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Foram ajustadas 8 redes, todas compostas de uma camada de entrada, uma camada oculta de processamento e uma camada de saída com o volume estimado. Na Tabela 1 são apresentadas as arquiteturas das redes que obtiveram os menores valores de *Bias*. Ainda que os valores de *Bias* tenham sido satisfatórios, tendendo a zero, foi necessário avaliar os gráficos de resíduos (Figura 1) a fim de obter as melhores estimativas.

Tabela 1 - Arquitetura e *Bias* das Redes Neurais Artificiais ajustadas para obtenção do volume de indivíduos de eucalipto a partir dos diâmetros das cepas e suas respectivas alturas

Rede	Variáveis de entrada	Variável de saída	Tipo	Número de neurônios			<i>Bias</i> (%)
				Camada 1	Camada 2	Camada 3	
1	<i>D</i> , <i>Hc</i>	Volume	MLP	2	5	1	-0,10
2	<i>D</i> , <i>Hc</i>	Volume	MLP	2	7	1	-0,09
3	<i>D</i> , <i>Hc</i>	Volume	MLP	2	4	1	-0,08
4	<i>D</i> , <i>Hc</i>	Volume	MLP	2	3	1	-0,07

D = Diâmetro da cepa ; *Hc*= Altura da cepa e *Dn*= Diâmetro da cepa à 0,00; 0,05; 0,10; 0,15; 0,20; 0,25; 0,30 m do nível do solo.

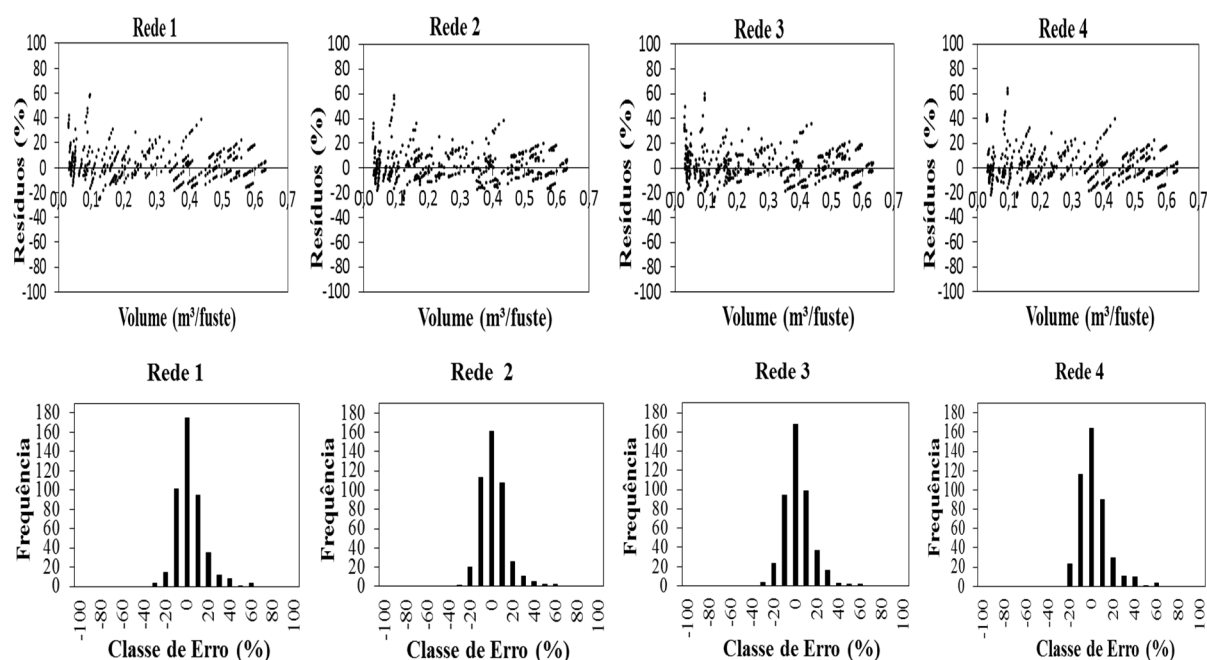


Figura 1 - Distribuição e histograma de frequência dos resíduos percentuais para as estimativas volumétricas por meio de redes neurais artificiais ajustadas através dos diâmetros da cepa a 0,00; 0,05; 0,10; 0,15; 0,20; 0,25 e 0,30 m do nível do solo e suas respectivas alturas.

As RNA não geraram bons resultados em termos de dispersão dos resíduos. No entanto, para todas as estimativas os erros apresentaram normalidade e se concentraram nas classes mais próximas a zero. Portanto, isso permite assegurar que todas as redes apresentaram estimativas precisas do volume das árvores, embora apenas a Rede 1 tenha sido aplicada ao banco de dados de inventário florestal.

Na Tabela 2 são apresentados os desvios nas estimativas da Rede 1 em relação ao método tradicional. As variações atingiram cerca de 20%, porém em alguns casos as estimativas foram muito precisas com desvios de 0%. As estimativas realizadas com os diâmetros mais próximos à base das árvores tenderam a subestimar os volumes, já quanto mais próximos os diâmetros a 30 cm ao solo, a tendência foi de superestimar as estimativas volumétricas, porém as discrepâncias se mantiveram constantes e forneceram uma ideia confiável em relação ao encontrado na área por meio do método convencional.

Tabela 2 - Estimativas volumétricas por talhão, através do inventário convencional e por meio da RNA 1 obtida a partir dos diâmetros das cepas a 0,00; 0,05; 0,10; 0,15; 0,20; 0,25; 0,30 m do nível do solo e suas respectivas alturas

Talhão	Volume (m³/ha)							
	Conv.	Cepa 0	Cepa 0,05	Cepa 0,10	Cepa 0,15	Cepa 0,20	Cepa 0,25	Cepa 0,30
1	223,4	186,9	194,8	202,9	211,9	221,0	229,5	238,4
		(-16%)	(-13%)	(-9%)	(-5%)	(-1%)	(3%)	(7%)
2	204,4	173,1	180,7	188,8	195,3	202,1	209,0	216,2
		(-15%)	(-12%)	(-8%)	(-4%)	(-1%)	(2%)	(6%)
3	201,3	197,4	203,6	209,7	215,4	221,0	228,0	235,2
		(-2%)	(1%)	(4%)	(7%)	(10%)	(13%)	(17%)
4	240,7	210,3	217,2	224,3	230,7	237,1	244,4	251,9
		(-13%)	(-10%)	(-7%)	(-4%)	(-2%)	(2%)	(5%)
5	231,4	220,5	227,2	233,9	239,6	246,0	252,9	260,8
		(-5%)	(-2%)	(1%)	(4%)	(6%)	(9%)	(13%)

continua

Tabela 2 (continuação)

Talhão	Volume (m ³ /ha)							
	Conv.	Cepa 0	Cepa 0,05	Cepa 0,10	Cepa 0,15	Cepa 0,20	Cepa 0,25	Cepa 0,30
6	190,3	190,2 (0%)	197,2 (4%)	204,4 (7%)	212,5 (12%)	220,7 (16%)	227,7 (20%)	234,8 (23%)
7	220,1	203,3 (-8%)	211,2 (-4%)	219,2 (0%)	226,2 (3%)	233,2 (6%)	241,7 (10%)	250,3 (14%)

Conv.= convencional. Valores entre parênteses são os desvios em relação aos resultados obtidos por meio do inventário florestal convencional.

Castellanos *et al.* (2007), indicam que a aplicação de RNA tende a aprimorar as técnicas de inventário, proporcionando bons resultados nas estimativas volumétricas em situações que possuem um certo grau de complexidade, o que reforça a capacidade de estimar o volume de indivíduos em uma área por meio dos diâmetros das cepas. Diante disso e das considerações feitas anteriormente, fica evidente a possibilidade de estimar o volume de um determinado sítio após a colheita florestal utilizando RNA.

CONCLUSÃO

Foi possível estimar o estoque volumétrico em plantios comerciais de eucalipto por meio dos diâmetros das cepas aplicando-se Redes Neurais Artificiais, com resultados suficientemente precisos.

REFERÊNCIAS

- BINOTI, M. L. M. S.; BINOTI, D. H. B.; LEITE, H. G. Aplicação de redes neurais artificiais para estimação da altura de povoamentos equiâneos de eucalipto. **Revista Árvore**, Viçosa, v. 37, n. 4, 2013.
- CAMPOS, J. C. C. Aplicação de um modelo compatível de crescimento e produção de densidade variável em plantações de *Eucalyptus grandis*. **Revista Árvore**, Viçosa, v.2, p.121-134,1986.
- CAMPOS, J. C. C.; LEITE, H. G. **Mensuração Florestal: perguntas e respostas**. 3.ed. Viçosa: UFV, 2009. 548p.
- CANTO, J. L.; MACHADO, C.C.; GONTIJO, F. M.; JACOVINE, L. A. G. Colheita e transporte florestal em propriedades rurais fomentadas no estado do Espírito Santo. **Revista Árvore**, Viçosa, v.30, p.989-998, 2006.
- CASTELLANOS, A.; BLANCO, A. M.; PALENCIA, V. Applications of radial basis neural networks for area forest. **International Journal Information Theories and Applications**, Sofia, v.14, p.218-222, 2007.
- GORGENS, E. B.; LEITE, H. G.; SANTOS, H. N.; GLERIANI, J. M. Estimação do volume de árvores utilizando redes neurais artificiais. **Revista Árvore**, Viçosa, 2009.
- LEITE, F. S.; REZENDE, A. V. Estimativa do volume de madeira partindo do diâmetro da cepa em uma área explorada de Floresta Amazônica de Terra Firme. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 20, p. 69-79, 2010.
- SCHUMACHER, F. X.; HALL, F. S. Logarithmic expression of timber-tree volume. **Journal of Agricultural Research**, Washington, v.47, p.719-734, 1933.
- SILVA, M. L. M.; BINOTI, D. H. B.; GLERIANI, J. M.; LEITE, H. G. Ajuste do modelo de Schumacher e Hall e aplicação de redes neurais artificiais para estimar volume de árvores de eucalipto. **Revista Árvore**, Viçosa, v. 33, 2009.
- STATSOFT, INC. STATISTICA (Data Analysis Software System), version 10.0. <http://www.statsoft.com>, 2010.
- TREESOFTWARE. SIFCUB6, VERSÃO 6.22. <http://www.treesoftware.com.br>, 2012.

FATOR DE FORMA ARTIFICIAL PARA FLORESTA ESTACIONAL DECIDUAL ALUVIAL

Jonathan William Trautenmüller¹, Rafaelo Balbinot², Braulio Otomar Caron³, Rafael Vendruscolo⁴, Fábio Marcelo Breunig⁵, Fernanda Lambrecht⁶

¹ Engenheiro Florestal, Mestrando do Programa de Pós-Graduação em Agronomia, agricultura e ambiente. Campus de Frederico Westphalen, Universidade Federal de Santa Maria. Rodovia BR 386 - km 40, Linha Sete de Setembro, s/n, CEP 98.400-000, Frederico Westphalen, RS. e-mail: jwtrautenmuller@yahoo.com.br.

² Dr. Prof. Departamento de Engenharia Florestal, Campus de Frederico Westphalen, Universidade Federal de Santa Maria. Rodovia BR 386 - km 40, Linha Sete de Setembro, s/n, CEP 98.400-000, Frederico Westphalen, RS. e-mail: rafaelo.balbinot@gmail.com

³ Dr. Prof. Departamento de Ciência Agrônômicas e Ambientais, Campus de Frederico Westphalen, Universidade Federal de Santa Maria. Rodovia BR 386 - km 40, Linha Sete de Setembro, s/n, CEP 98.400-000, Frederico Westphalen, RS. e-mail: otomarcaron@yahoo.com

⁴ Engenheiro Florestal, Mestrando do Programa de Pós-Graduação em Agronomia, agricultura e ambiente. Campus de Frederico Westphalen, Universidade Federal de Santa Maria. Rodovia BR 386 - km 40, Linha Sete de Setembro, s/n, CEP 98.400-000, Frederico Westphalen, RS. e-mail: eng.rafelvendruscolo@gmail.com

⁵ Dr. Prof. Departamento de Engenharia Florestal, Campus de Frederico Westphalen, Universidade Federal de Santa Maria. Rodovia BR 386 - km 40, Linha Sete de Setembro, s/n, CEP 98.400-000, Frederico Westphalen, RS. e-mail: fabiobreunig@yahoo.com.br

⁶ Acadêmica do curso de Engenharia Florestal, Campus de Frederico Westphalen, Universidade Federal de Santa Maria. Rodovia BR 386 - km 40, Linha Sete de Setembro, s/n, CEP 98.400-000, Frederico Westphalen, RS. e-mail: fernanda.lambrecht@hotmail.com

Resumo

O presente trabalho teve por objetivo determinar o fator de forma artificial de uma floresta estacional decidual aluvial. Foram abatidas 32 árvores com diâmetro a altura do peito (DAP) acima de 10 cm. Foram coletadas as seguintes informações dendrométricas: altura comercial (considerada até a altura com diâmetro mínimo de 5 cm), diâmetros com casca a 0,1 m (base), 25, 50, 75 e 100% da altura comercial e no DAP. O fator de forma (f) foi calculado por três métodos: 1) árvore individual; 2) por espécie; e 3) por classe de DAP, totalizando oito classes. O f por árvore foi 0,705, o f por espécie foi de 0,708 e o f por classe diamétrica foi de 0,673. Sendo o f por classe de DAP o que mais se aproximou do volume rigoroso Smalian.

Palavras-chave: Forma do Fuste, volume Smalian, volume do cilindro.

Abstract

Artificial form factor of estacional decidual alluvial forest. This study aimed to determine the artificially form factor an estacional deciduous alluvial forest. 32 trees with diameter at breast height (DBH) greater than 10 cm were harvested. Afterward, the dendrometrics information were collected: commercial height (considered until height with minimum diameter of 5 cm), diameters with bark of 0.1 m (base), 25, 50, 75 and 100% of the commercial height and DBH being collected. The form factor (f) was calculated by three methods: 1) individual tree; 2) by specie; and; 3) by DBH class, totaling eight classes. The f was 0.705 per tree, the species was by f 0,708 and f by diameter class was 0.673. Being the f class by DAP which is closer to the rigorous volume Smalian. Keywords: Bole form, volume Smalian, volume cylinder.

INTRODUÇÃO

Para a determinação do valor dos recursos madeireiros disponíveis em florestas equiânias e inequiânias, a variável volume está entre as mais importantes a serem apreciadas. Para se calcular o incremento em volume de uma árvore deve-se levar em consideração o crescimento em área transversal, altura e o desenvolvimento do fator de forma (DRESCHER *et al.*, 2001).

Conceitua-se fator de forma, como sendo um fator de redução do volume do cilindro para o volume real da árvore (DRESCHER *et al.*, 2010), esse deve ser multiplicado pelo volume do cilindro para, então, se obter o volume real da árvore.

O fator de forma, conforme Prodan *et al.* (1997), pode ser real ou verdadeiro, e falso ou artificial, dependendo da altura em que for medido o diâmetro do cilindro de referência. Fato idêntico ocorre com os quocientes de forma. Dessa maneira, se o diâmetro do cilindro de referência for medido em altura relativa, o fator de forma será denominado real ou verdadeiro. E caso seja medido a uma altura absoluta, o fator de forma denominar-se-á falso ou artificial.

O fator de forma artificial numa floresta depende de fatores genéricos e de fatores mensuráveis. Os fatores genéricos, como a espécie, idade do indivíduo, qualidade do sítio e densidade das árvores, podem ter certa

dificuldade de se determinar e de se comprovar. Ao passo que os fatores mensuráveis, como diâmetro, altura, tamanho da copa, são mais facilmente mensuráveis dentro da floresta. Devido a isso, na prática e cientificamente, o fator de forma é expresso em função dos fatores mensuráveis (DRESCHER *et al.*, 2001).

A determinação do fator de forma artificial se constitui numa importante prática, quando se pretende estimar volume individual de árvores, principalmente quando se trata de florestas inequiduais e, nessa situação, o estudo do fator de forma torna-se importante para detectar e corrigir as irregularidades externas do fuste na estimativa de volume. Assim sendo, o presente trabalho teve por objetivo determinar o fator de forma artificial de uma floresta estacional decidual aluvial.

MATERIAL E MÉTODOS

Os dados para o presente estudo são provenientes de um fragmento de florestas estacional decidual aluvial situada no município de Iraí – RS, com aproximadamente 50 ha, centrada nas coordenadas 27° 13' 35,31" Sul e 53° 18' 59,06" Oeste, a uma altitude de 240 m.s.n.m. O clima da região é Subtropical úmido, com regime de chuvas equilibrado e ausência de estação seca, com precipitação média anual entre 1.250 e 2.000 mm (SEMA, 2005) e o solo pode ser classificado como Neossolo Rigolítico eutrófico (STRECK, 2008).

Para o estudo foram abatidas 32 árvores com DAP (diâmetro a altura o peito) maior que 10 cm. Sendo coletadas as seguintes informações dendrométricas: altura comercial, considerada até a altura como diâmetro mínimo de 5 cm, e os diâmetros com casca a 0,1 m (base), 25, 50, 75 e 100% da altura comercial e no DAP.

O fator de forma (f) é a razão entre o volume rigoroso e o volume do cilindro, o volume rigoroso foi calculado pelo método de Smalian, e o volume do cilindro é a relação do DAP e a altura comercial, como segue:

$$f = \frac{v}{W}$$

Em que: f é o fator de forma artificial, v é o volume rigoroso por Smalian (m^3) com casca e W é o volume do cilindro (m^3) com casca.

Foram utilizados três diferentes métodos de estimar o fator de forma artificial: o primeiro considerou as árvores individualmente; o segundo agrupou por espécie, totalizando 15 espécies; e o terceiro agrupou por classe diamétrica, totalizando oito classes de diâmetro. O intervalo de classe foi considerado com cinco cm de DAP.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

As 32 árvores estudadas apresentaram DAP entre 10,8 a 79,3 cm e altura comercial de 5,7 a 19,7 m. Na Tabela 1 estão representadas as estatísticas descritivas dos f . O f médio para árvores individuais, por espécies e por classe de diâmetro apresentaram as médias de $0,705 \pm 0,042$, $0,708 \pm 0,042$ e $0,673 \pm 0,079$, respectivamente. Estudos do f de florestas nativas foram realizados por, Souza e Jesus (1991) estudando as espécies *Cordia trichotoma*, *Cariniana legalis*, *Bowdichia virgiloides* e *Joannesia princeps*, essas pertencentes à Mata Atlântica em Linhares, Espírito Santo, encontraram f de 0,656, sendo que suas amostras compreendiam classes de DAP entre 30 e 100 cm. Diferentemente, Scolforo *et al.* (1994), em um trabalho realizado em Floresta Semidecídua em Lavras, Minas Gerais, encontraram f de 0,827 para a floresta em geral. Enquanto Colpini *et al.* (2009), em Floresta Ombrófila Aberta no noroeste do Mato Grosso, encontraram o f de 0,742, com DAP entre 15 e 135 cm.

Tabela 1 - Estatística descritiva do fator de forma artificial (f).

Métodos	f	Desvio Padrão	CV (%)	Erro Padrão	IC
f por árvore	0,705	0,121	17,2	0,021	$0,705 \pm 0,042$
f por espécies (15)	0,708	0,082	11,6	0,021	$0,708 \pm 0,042$
f por classe de diâmetro	0,673	0,114	17,0	0,040	$0,673 \pm 0,079$

CV = Coeficiente de Variação; IC = Intervalo de Confiança a nível de 5% de probabilidade de erro.

O volume rigoroso pelo método de Smalian totalizou $15,35 m^3$, assim a estimativa pelo f por árvore superestimou o volume rigoroso total em 4,30% ($16,01 m^3$). Enquanto, pelo f por espécie, o volume foi superestimado em 4,78% ($16,09 m^3$) e pelo f por classe de diâmetro o volume total obteve estimativa de 0,46% abaixo do volume rigoroso pelo método de Smalian (Tabela 2).

Tabela 2 - Estimativas de volume (m³) e as diferenças em relação ao volume rigoroso por Smalian.

Métodos/Autor	Volume (m ³)	Diferença das estimativas (%)
Volume rigoroso	15,35	
<i>f</i> por árvore	16,01	4,30 (↑)
<i>f</i> por espécies (15)	16,09	4,78 (↑)
<i>f</i> por classe de diâmetro	15,28	0,46 (↓)
Souza e Jesus (1991)	14,90	2,98 (↓)
Scolforo <i>et al.</i> (1994)	18,78	22,31 (↑)
Colpini <i>et al.</i> (2009)	16,85	9,74 (↑)

FF = Fator de forma.

O método que apresentou a menor diferença em relação ao volume rigoroso foi o *f* por classe de diâmetro, entretanto, ao considerar a estatística descritiva (Tabela 1), esse apresentou o maior erro padrão e maior intervalo de confiança. Isso se deve ao menor número de repetições, quando comparado com o *f* por espécie (*f* por árvore = 32 amostra e *f* por classe de diâmetro = 8 classes ou amostras).

Porém, ao comparar os três métodos com os valores encontrados na literatura, apenas o *f* de Souza e Jesus (1991) se aproximou dos valores do presente estudo, sendo que, esses autores estudaram apenas quatro espécies. Isso demonstra a importância de se estudar a forma do fuste para as diferentes tipologias florestais e para os diferentes regiões em que esta floresta se apresenta. Considerando a estimativa do volume pelo *f* por classe de diâmetro, podemos considerá-lo bom para estimativas de volume, quando se tem, apenas, o DAP e a altura comercial.

CONCLUSÃO

Para a área de estudo, o fator de forma determinado é de 0,673. Este fator (por classe de diâmetro) apresentou a menor diferença entre o volume estimado e o volume rigoroso calculado pelo método de Smalian.

REFERÊNCIAS

- COLPINI, C.; TRAVAGIN, D. P.; SOARES, T. S.; SILVA, V. S. M. Determinação do volume, do fator de forma e da porcentagem de casca de árvores individuais em uma Floresta Ombrófila Aberta na região noroeste de Mato Grosso. **Acta Amazonica**, v. 39, n. 1, p. 97-104, 2009.
- DRESCHER, R.; PELISSARI, A. L.; GAVA, F. H. Fator de forma artificial para povoamentos jovens de *Tectona grandis* em Mato Grosso. **Pesquisa Florestal Brasileira**, Colombo, v. 30, n. 63, p. 191-197, 2010.
- DRESCHER, R.; SCHENEIDER, P. R.; FINGER, C. A. G.; QUEIROZ, F. L. C. Fator de forma artificial de *Pinus elliottii* Engelm para a região da serra do sudeste do estado do Rio Grande do Sul. **Ciência Rural**, Santa Maria v. 31, n. 1, p. 37-42, 2001.
- PRODAN, M.; PETERS, R.; COX, F.; REAL, P. **Mensura Forestal**. San José, 1997. 586 p,
- SEMA. Secretaria Estadual do Meio Ambiente. **Plano de manejo do Parque Estadual do Turvo**. Porto Alegre, 2005. [páginas]
- SCOLFORO, J. R.; MELLO, J. M.; LIMA, C. S. A. Obtenção de relações quantitativas para estimativa de volume do fuste em floresta estacional semidecídua montana. **Cerne**, Lavras, v. 1, n. 1, p. 123-134, 1994.
- SOUZA, A. L.; JESUS, R. M. Equações de volume comercial e fator de forma para espécies da mata atlântica ocorrentes na reserva florestal da companhia Vale do Rio Doce, Linhares, ES. **Revista Árvore**, Viçosa, v. 15, n. 3, p. 257-273, 1991.
- STRECK, E. V.; KÄMPF, N.; DALMOLIN, R. S. D.; KLAMT, E.; NASCIMENTO, P. C.; SCHNEIDER, P.; GIASSON, E.; PINTO, L. F. S. **Solos do Rio Grande do Sul**. 2ª ed. Porto Alegre, EMATER/RS-ASCAR, 2008. 222 p.

FUNÇÕES DE AFILAMENTO PARA *Pinus patula* Schltdl. & Cham. EM PONTE ALTA DO NORTE, SC

Nilton Sérgio Novack Junior¹ Marcos Felipe Nicoletti² Raul Silvestre³

¹ Graduando em Engenharia Florestal CAV/UEDESC Av. Luis de Camões, 2090, Lages-SC nsnovack.efl@gmail.com

² Engenheiro Florestal M. Sc. CAV/UEDESC Av. Luis de Camões, 2090, Lages-SC nicoletti@cav.udesc.br

³ Engenheiro Florestal Dr. CAV/UEDESC Av. Luis de Camões, 2090, Lages-SC a2rs@cav.udesc.br

Resumo

O uso de plantios florestais para diferentes finalidades vem sendo uma alternativa para o aumento da rentabilidade no setor. Para tanto, é necessário conhecer o comportamento do diâmetro ao longo do fuste das árvores e, com isso, quantificar o volume presente em cada sortimento. O objetivo do trabalho foi comparar modelos que melhor descrevam o perfil do fuste de árvores de *Pinus patula* para Ponte Alta do Norte, Santa Catarina. Foram testados três modelos encontrados na literatura, Kozak, Prodan e Hradetzky. A análise gráfica de resíduos, o erro padrão da estimativa relativo e o coeficiente de determinação ajustado foram as estatísticas empregadas na seleção do melhor modelo. O modelo de Hradetzky apresentou os melhores resultados, com erro padrão da estimativa de 7% e coeficiente de determinação ajustado de 0,98.

Palavras-chave: perfil do fuste, modelos polinomiais, sortimento.

Abstract

Taper functions for Pinus patula Schltdl. & Cham. em Ponte Alta do Norte, SC. The use of forest plantations for different purposes are being an alternative to increased profitability in the sector. Therefore, it is necessary know the behavior of the diameter along the stems of trees, thereby quantifying the current volume of each assortment. The objective of this study was to compare models that best describe the profile of the stems of *Pinus patula* trees to Ponte Alta do Norte, Santa Catarina. Three models found in the literature, Kozak, Prodan and Hradetzky were tested. The graphical analysis of residuals, relative standard error of the estimate and adjusted coefficient of determination were the statistics used for the model selection. The model Hradetzky showed the best results, with a standard error of estimate of 7% and adjusted coefficient of determination of 0,98.

Keywords: taper, polynomial models, assortment.

INTRODUÇÃO

As diferentes finalidades da madeira em função de suas dimensões tem relação com as técnicas de manejo florestal aplicado nos plantios, além de condições e tendências de mercado. O valor agregado das toras tem relação direta com seu diâmetro da ponta fina, o que reflete na viabilidade econômica e nos lucros de tais empreendimentos.

A obtenção de estimativas eficientes para cada diâmetro comercial pré-definido permite auxiliar nas decisões de manejo e no planejamento econômico do povoamento (SCAVINSKI *et al.*, 2012). Para tanto, é necessário a utilização de modelos que descrevam o perfil do tronco das árvores. O emprego de modelos de afilamento é uma consequência natural da evolução e importância do setor florestal no Brasil, no qual o aprimoramento das técnicas de inventário, associado à necessidade de flexibilização da informação de estoques de madeira, despertou maior interesse na depuração dessa informações (YOSHITANI JUNIOR *et al.*, 2012).

Basicamente, as funções de afilamento possuem três aplicações: estimar um diâmetro à qualquer altura, estimar uma altura com um diâmetro correspondente e, segundo Téó *et al.* (2013), a vantagem das funções de afilamento é poder estimar o volume de qualquer porção do fuste. Diante disso, é visível a importância da estimativa de tais informações para enriquecer a gama de informações referentes ao comportamento da espécie trabalhada.

A busca pelo aumento da produtividade em essências florestais remete ao uso de espécies alternativas que melhor se adaptem às condições ambientais de cada local. O uso de *Pinus patula* para locais de altitude mais elevada vem se mostrando uma alternativa com desempenho igual ou superior às espécies já utilizadas, como por exemplo, *Pinus elliottii* Engelm. Segundo Aguiar *et al.* (2011), em condições favoráveis ao seu desenvolvimento, o *P. patula* apresenta crescimento em altura superior ao *Pinus elliottii* ou *Pinus taeda* L.

Diante disso, o objetivo do trabalho foi determinar o modelo que melhor se ajusta ao perfil do tronco de *P. patula* de oito anos de idade, na cidade de Ponte Alta do Norte, Santa Catarina.

MATERIAL E MÉTODOS

Coleta de dados

Os dados foram coletados no município de Ponte Alta do Norte, Santa Catarina. Foram amostradas 35 árvores de povoamento de *P. patula* com oito anos de idade. As árvores-amostra foram escolhidas com base em classes diamétricas previamente estabelecidas, cobrindo uma amplitude de 12 a 31 cm de diâmetro à altura do peito (dap).

A cubagem foi realizada pelo método de Smalian, sendo medidos os diâmetro nas alturas de 0,1; 0,3; 0,5; 0,9; 1,3; 2 m e, à partir daí, medidos de metro em metro até a altura total (*ht*).

Modelos testados

Os modelos testados para funções de afilamento foram encontrados na literatura e ajustados aos dados coletados.

a) Polinômio de Potências Inteiras e Fracionárias (Hradetzky, 1976)

O modelo consiste em selecionar variáveis independentes elevadas às potências que melhor se ajustam ao perfil do fuste das árvores na presente situação, com base na significância apresentada por cada potência. Esse procedimento foi realizado com base na metodologia *stepwise* no software estatístico *Statgraphics Centurion*, testando 65 potências diferentes. Foi encontrado o seguinte modelo:

$$\left(\frac{di}{dap}\right) = \beta_0 + \beta_1 \cdot \left(\frac{hi}{ht}\right)^{0,0005} + \beta_2 \cdot \left(\frac{hi}{ht}\right)^{0,0008} + \beta_3 \cdot \left(\frac{hi}{ht}\right)^1 + \beta_4 \cdot \left(\frac{hi}{ht}\right)^2 + \beta_5 \cdot \left(\frac{hi}{ht}\right)^{22} + \varepsilon_i$$

Sendo: *di*: diâmetro à uma posição *i* (cm); *dap*: diâmetro à 1,3 m do solo (cm); *hi*: posição *i* ao longo do fuste (m); *ht*: altura total da árvore (m); $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5$: parâmetros do modelo; ε_i : erro de estimativa.

Com base no modelo, isolando-se *di*, tem-se a seguinte função de afilamento:

$$di = dap \cdot \left[\beta_0 + \beta_1 \cdot \left(\frac{hi}{ht}\right)^{0,0005} + \beta_2 \cdot \left(\frac{hi}{ht}\right)^{0,0008} + \beta_3 \cdot \left(\frac{hi}{ht}\right)^1 + \beta_4 \cdot \left(\frac{hi}{ht}\right)^2 + \beta_5 \cdot \left(\frac{hi}{ht}\right)^{22} \right] + \varepsilon_i$$

Para estimar o volume individual parcial ou total da árvore basta integrar essa função.

b) Polinômio de Segundo Grau (Kozak *et al.*, 1969)

$$\left(\frac{di}{dap}\right)^2 = \beta_0 + \beta_1 \cdot \left(\frac{hi}{ht}\right) + \beta_2 \cdot \left(\frac{hi}{ht}\right)^2 + \varepsilon_i$$

Para obter a função de afilamento basta isolar *di*:

$$di = dap \cdot \sqrt{\left[\beta_0 + \beta_1 \cdot \left(\frac{hi}{ht}\right) + \beta_2 \cdot \left(\frac{hi}{ht}\right)^2 \right]} + \varepsilon_i$$

c) Polinômio de Quinto Grau (Prodan, 1965)

$$\frac{di}{dap} = \beta_0 + \beta_1 \cdot \left(\frac{hi}{ht}\right) + \beta_2 \cdot \left(\frac{hi}{ht}\right)^2 + \beta_3 \cdot \left(\frac{hi}{ht}\right)^3 + \beta_4 \cdot \left(\frac{hi}{ht}\right)^4 + \beta_5 \cdot \left(\frac{hi}{ht}\right)^5 + \varepsilon_i$$

Isolando *di* tem-se:

$$di = dap \cdot \left[\beta_0 + \beta_1 \cdot \left(\frac{hi}{ht}\right) + \beta_2 \cdot \left(\frac{hi}{ht}\right)^2 + \beta_3 \cdot \left(\frac{hi}{ht}\right)^3 + \beta_4 \cdot \left(\frac{hi}{ht}\right)^4 + \beta_5 \cdot \left(\frac{hi}{ht}\right)^5 \right] + \varepsilon_i$$

CrITÉRIOS DE SELEÇÃO

Os critérios utilizados para a escolha do melhor modelo, por ordem de importância foram (DRAPER; SMITH, 1981):

- Análise gráfica de resíduos;
- Erro padrão da estimativa em porcentagem ($S_{yx}\%$); e
- Coeficiente de determinação ajustado (R^2_{aj}).

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Observa-se a estatística descritiva dos dados de *dap* e *ht* das árvores mensuradas (Tabela 1).

Tabela 1 - Valor mínimo, médio, máximo, desvio padrão e coeficiente de variação (CV).

	Mínimo	Médio	Máximo	Desvio Padrão	CV (%)
<i>dap</i> (cm)	11,9	22,2	31,8	6,3	28,8
<i>ht</i> (m)	11,4	14,7	17,5	1,8	12,5

Os dados apresentados revelam a amplitude das variáveis na qual os modelos foram ajustados, isso significa dizer que a precisão das estimativas das equações é assegurada apenas dentro do intervalo de altura total e diâmetro à altura do peito supramencionados. Téio *et al*, 2013 avaliando indivíduos de *P. elliottii* com 10 anos de idade, na região de Caçador, SC, encontrou um diâmetro mínimo de 14,3 e um máximo de 28,3 cm. Já para alturas, o autor encontrou um mínimo de 11,8 e 17,5 m de altura máxima.

O ajuste dos modelos citados na metodologia tiveram os seguintes resultados (Tabela 2):

Tabela 2 - Parâmetros dos modelos e critérios de seleção

Modelos	β_0	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5	$S_{yx}(\%)$	R^2_{aj}
Kozak	1,3303	-2,6022	1,3059				9,8	0,9849
Prodan	1,2300	-3,4560	12,4846	-24,9171	21,5037	-6,8156	7,1	0,9853
Hradetzky	-109.041,46	291.659,24	-182.617,33	0,5167	-1,0113	0,1170	7,0	0,9855

Sendo: $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5$: parâmetros dos modelos; S_{yx} : erro padrão da estimativa; R^2_{aj} : coeficiente de determinação ajustado.

O coeficiente de determinação ajustado revela que o ajuste dos dados foi semelhante nos três modelos, assumindo valores de, aproximadamente, 0,98. Scavinsk *et al*, ajustando os mesmos três modelos para *Pinus elliottii*, encontraram coeficientes de determinação ajustados de 0,95 para Kozak, 0,99 para Prodan e 0,97 para Hradetzky.

O modelo de Kozak obteve um erro padrão da estimativa de, aproximadamente, 3%, superior aos outros dois modelos, os quais obtiveram uma diferença de 0,1%. Nesse caso, o uso de uma equação com um número reduzido de parâmetros não seria ideal pois teria como consequência redução na precisão da estimativa (Figura 1).

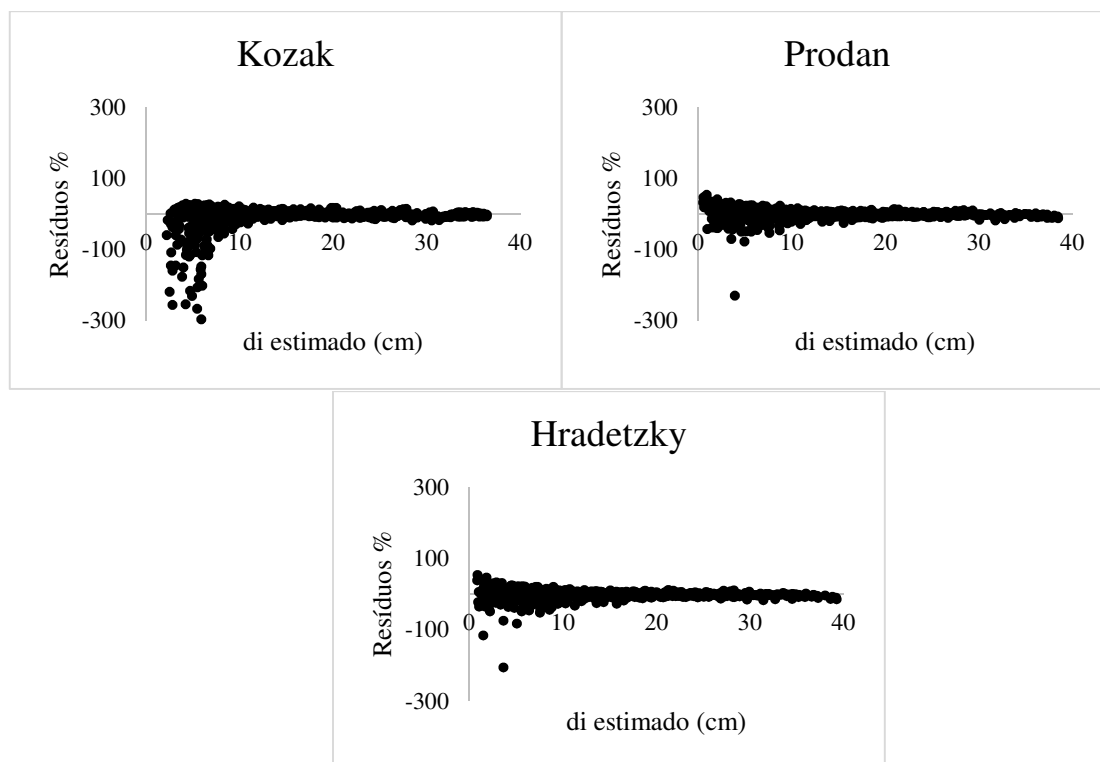


Figura 1 - Gráfico de resíduos dos modelos testados.

Com base na dispersão dos resíduos de diâmetro ao longo do fuste (di) em função do diâmetro estimado para uma dada altura, constatou-se que o modelo de Kozak possui uma tendência à superestimativas na determinação de diâmetros inferiores a dez centímetros, significa dizer que o modelo possui maior dificuldade ao descrever o quarto superior do tronco. Isso se deve, provavelmente, ao número reduzido de termos no modelo. Tal tendência não poderia ser considerada como uma justificativa para eliminação do modelo, se o objetivo das funções estiverem ligados ao planejamento de comercialização de toras de maiores diâmetros. Portanto, a exclusão do modelo de Kozak pode ser dada pelo diâmetro mínimo de utilização, que varia em função da finalidade.

Os modelos de Prodan e Hradetzky apresentaram uma dispersão residual semelhante, com percentagem residual relativamente maior nos diâmetros menores, aumentando a precisão com o aumento dos diâmetros estimados. Em estudo de funções de afilamento, Yoshitani Junior *et al.* (2012) destacaram a semelhança entre as estatísticas de ajuste e precisão do Polinômio de Hradetzky e do Polinômio de 5º Grau de Prodan para *Pinus taeda*.

Considerando a ordem de importância da seleção de modelos, o gráfico de resíduos (DRAPER; SMITH, 1981), o modelo selecionado foi o modelo de Hradetzky, com erro padrão da estimativa de 7% e coeficiente de determinação ajustado de 0,98. Assis *et al.* (2002) testou o polinômio de 5º grau, o polinômio de Hradetzky e o polinômio de Golding e Hall em árvores de *Pinus taeda*, em diferentes ambientes de produção, e constatou que o modelo de Hradetzky foi o melhor na estimativa dos diâmetros em todos eles.

CONCLUSÕES

Utilizando toda a metodologia apresentada, conclui-se que:

- O modelo de Hradetzky apresentou as melhores estimativas de diâmetro ao longo do fuste de árvores de *Pinus patula* para Ponte Alta do Norte, Santa Catarina.

REFERÊNCIAS

- AGUIAR, A. V.; SOUZA, V. A.; SHIMIZU, J. Y. Espécies de Pinus mais plantadas no Brasil. **Embrapa Florestas**. Sistemas de Produção 5 – 2ª Edição. Versão Eletrônica, 2011.
- ASSIS, A. L.; SCOLFORO, J. R. S.; MELLO, J. M.; OLIVEIRA, A. D. Avaliação de modelos polinomiais não segmentados na estimativa de diâmetros e volumes comerciais de *Pinus taeda*. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 12, n. 1, p. 89 - 108, 2002.
- DRAPER, N. R.; SMITH, H. **Applied regression analysis**. 2. ed. New York: J. Wiley. 708-709. 1981.
- HRADETZKY, J. **Analysis und interpretation statistischer abhänger keiten (Biometrische Beiträge zu aktuellen forschungs projekten)**. Baden - Württemberg Mitteilungen der FVA, Helf 76, 1976. 146 p. (Abt. Biometric und Informatik, 21).
- KOZAK, A.; MUNRO, D. P.; SMITH, J. H. G. Taper functions and their application in forest inventory. **Forest Chronicle**, Toronto, v. 45, n. 4, p. 278 - 283, 1969.
- SCAVINSKI, V.; FIGUEIREDO FILHO, A.; RETSLAFF, F. A. S.; DIAS, A. N.; RESTLAFF, F. M. S. Ajuste de funções de afilamento para *Pinus elliottii* para FLONA de Irati. In: Congresso florestal paranaense, 4., 2012, Curitiba. **Anais do...** Curitiba, 2012. 1 CD-ROM.
- TÉO, S. J.; MARCON, A.; EHLERS, T.; BIANCHI, J. C.; PELOSO, A.; NAVA, P. R.; COSTA, R. H. Modelos de afilamento para *Pinus elliottii* em diferentes idades na região de Caçador, SC. **Floresta**, Curitiba, v. 43, n. 3, 2013.
- YOSHITANI JUNIOR, M.; NAKAJIMA, N. Y.; ARCE, J. E.; MACHADO, S. A.; DRUSZCZ, J. P.; HOSOKAWA, R. T.; MELLO, A. A. Funções de afilamento para plantios desbastados de *Pinus taeda*. **Floresta**, Curitiba, v. 42, n. 1, 2012.

INFLUÊNCIA DO ÍNDICE DE ÁREA DE COPA NO DIÂMETRO DE ÁRVORES DOMINANTES

Mônica Canaan Carvalho¹, Thiza Falqueto Altoé², Lucas Rezende Gomide³, José Roberto Soares Scolforo³

¹Engenheira florestal, Eng., Mestranda do Programa de Pós-Graduação em Manejo Florestal, Universidade Federal de Lavras, Campus Universitário, CEP 37200-000, Lavras (MG). monicacanaan@gmail.com,

²Engenheira Florestal, MSc. Doutoranda do Programa de Pós-Graduação em Manejo Florestal, Universidade Federal de Lavras, Campus Universitário, CEP 37200-000, Lavras (MG). thiza.altoe@dcf.ufla.br,

³Engenheiro Florestal, Dr., Professor do Departamento de Ciências Florestais, Universidade Federal de Lavras, Campus Universitário, CEP 37200-000, Lavras (MG), lucasgomide@dcf.ufla.br, jscolforo@dcf.ufla.br.

Resumo

O objetivo do estudo foi avaliar o efeito do nível de competição por luz, representado pelas classes de índice de área de copa – IAC, no diâmetro das árvores dominantes. A área de estudo foi um plantio de *Eucalyptus grandis* Hill ex Maiden aos 7 anos de idade com espaçamento de 3 x 5 metros. As classes de IAC foram geradas através de Krigagem dos dados obtidos pelo LAI 2200 (Li-Cor) em uma rede sistemática de pontos (12 x 18 m). Posteriormente, foram selecionadas seis árvores dominantes por classe de IAC. De acordo com análise de variância e teste de Tukey ($\alpha=5\%$), existe diferença significativa entre as médias diamétricas das árvores dominantes por classes de IAC. Este resultado evidencia que as árvores dominantes são influenciadas pelos diferentes níveis de competição por luz, sendo menor o diâmetro médio, em locais com maior IAC.

Palavras-chave: Média diamétrica. LAI 2200. Competição. Índice de área foliar

Abstract

Influence of canopy area index in diameter of dominants trees. The aim of the study was to evaluate the effect of the competition level for light, representing by the canopy area index - IAC, and the dominant trees diameter. The study area was a *Eucalyptus grandis* Hill ex Maiden at 7 years aged with 3 x 5 meters of spacing. The IAC classes were generated by Kriging from a systematic survey points (12 x 18 m) of LAI 2200 (Li-Cor) data. Further, was selected six dominant trees per IAC class. According to analysis of variance and Tukey test ($\alpha = 5\%$), there is a significant difference between the averages diameters of dominants trees and IAC classes. This result shows that dominants trees are influenced by different levels of light competition, being the average diameter lower in places with higher IAC.

Keywords: Diametric average. LAI 2200. Competition. Leaf area index.

INTRODUÇÃO

Árvores dominantes são indivíduos que tiveram seu crescimento acima da média do povoamento florestal, e por isso são árvores maiores. Essas ocupam maior espaço do dossel, aumentando a possibilidade de explorar fatores essenciais ao crescimento em detrimento das demais. Logo, existe a premissa de que sofrem pouca ou nula interferência dos indivíduos à sua volta, sendo seu crescimento indiferente à competição de árvores de outras categorias.

A competição entre plantas começa quando os recursos necessários ao seu crescimento são inferiores à sua demanda, sendo um dos responsáveis pela estratificação do dossel em povoamentos florestais (WEBER *et al.*, 2008). São vários os fatores necessários ao crescimento dos indivíduos que são limitados dentro de uma floresta, como água, nutrientes, espaço, radiação, entre outros.

A radiação é um recurso geralmente limitado em povoamentos florestais abaixo do dossel. Isto acontece devido ao desenvolvimento das copas que interceptam a passagem de luz. Em modelos matemáticos pode ser relacionada com o Índice de Área Foliar (IAF ou LAI, *Leaf Area Index*) que quantifica a área de uma das faces da folha por superfície projetada no solo (LARCHER, 2006), mas caso entre além das folhas os galhos e os fustes, pode ser descrito como índice de área de copa (IAC). Quanto maior este índice, maior o fechamento das copas, diminuindo a quantidade de radiação no interior da floresta.

O IAF é uma variável-chave no entendimento da dinâmica da vegetação, pois é determinante nos processos fisiológicos responsáveis pelo desenvolvimento vegetal, como a interceptação da radiação e trocas gasosas e de água com o meio, além de interferir na competição inter e intra-específica entre plantas, na assimilação de carbono e na conservação do solo (BRÉDA, 2003).

Estimando o IAF em diferentes pontos de um povoamento florestal consegue-se visualizar as áreas onde há um maior desenvolvimento das copas. Em tais áreas a passagem de luz para os estratos inferiores torna-se minimizada, o que remete alta competição entre as árvores por este fator. Nesses casos, a fim de diminuir a competição, podem ser aplicados tratamentos silviculturais como desbaste ou desrama.

Assim, o presente estudo teve como objetivo verificar se existe diferença significativa no diâmetro médio de árvores dominantes de *Eucalyptus grandis* Hill ex Maiden em diferentes classes de índice de área de copa.

MATERIAL E MÉTODOS

O trabalho foi realizado no campus da Universidade Federal de Lavras, Minas Gerais. A área estudada tem cerca de 0,67 ha e refere-se a um plantio experimental de *Eucalyptus grandis* Hill ex Maiden em espaçamento 3 x 5 metros, com aproximadamente 7 anos (Figura 1). O experimento foi instalado em delineamento inteiramente casualizado, constituído de três tratamentos (três classes distintas de IAF) e seis repetições (árvores dominantes do estrato).

A coleta de amostras de IAF foi organizada de forma sistemática, seguindo uma rede de pontos georreferenciados com distância de 18 x 12 metros, totalizando 26 amostras. Foi utilizado o equipamento LAI 2200 (Li-Cor), que quantifica a radiação que atravessa o dossel sem fazer distinção entre os elementos da copa (galhos, folhas, frutos, tronco). Devido a este fato os valores obtidos foram denominados Índice de Área de Copa (IAC). Posteriormente, foi realizada a krigagem dos dados com base na distância e confeccionado um mapa com cinco classes distintas de índice de área de copa (Figura 1).

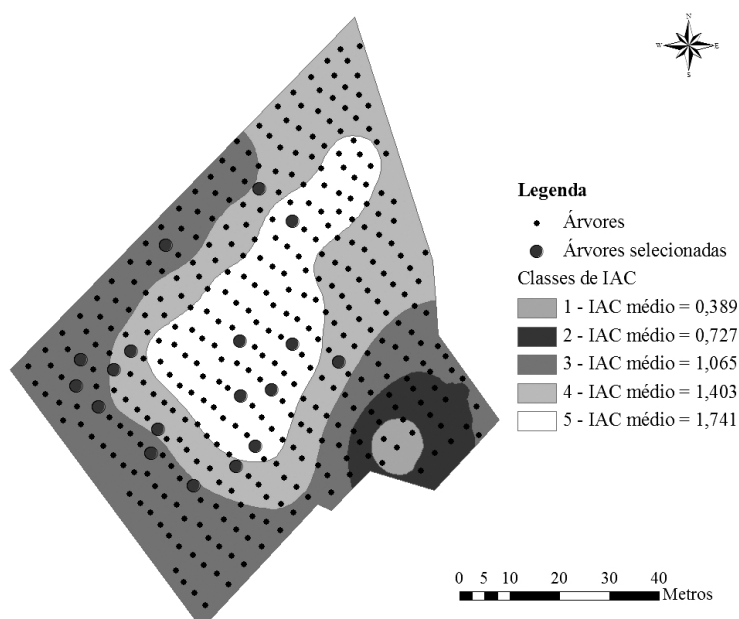


Figura 1 – Povoamento de *Eucalyptus grandis* localizado em Lavras-MG dividido em cinco classes de competição por luz.

De posse do censo realizado no povoamento foram escolhidas seis árvores dominantes por classe de IAC seguindo o critério de Assmann (1970). Apenas as classes 3, 4 e 5 foram contempladas devido ao número limitado de indivíduos nas classes 1 e 2. Os diâmetros dessas árvores foram mensurados a 1,30 m do solo (DAP), quando o povoamento tinha a idade de 68 meses.

Para cada classe de IAC determinou-se os valores máximos e mínimos de diâmetro, altura e volume. Os valores de altura foram obtidos através de medições realizadas com hipsômetro. Para obtenção do volume estimado ajustou-se o modelo volumétrico de Spurr (1).

$$V = \beta_0 + \beta_1 * Ht * DAP^2 + \varepsilon \quad (1)$$

Em que:

V - Volume (m³);

Ht - Altura total (m);

DAP - Diâmetro a altura do peito (cm);

β_0, β_1 - Parâmetros do modelo;

Para avaliação dos resultados foi realizada análise de variância e as médias foram comparadas utilizando o teste de Tukey a 5% de probabilidade. A homogeneidade da variância dos dados foi verificada através do teste

de Bartlett e a normalidade dos dados através do teste de Shapiro-Wilk, já a independência de resíduo foi garantida pela aleatorização das amostras. Todas as análises foram processadas no *software* R (R Core Team, 2013).

RESULTADOS E DISCUSSÃO

De acordo com o teste de Bartlett e Shapiro-Wilk, os dados são modelados por uma distribuição normal e apresentam variância homogênea. Os valores dos diâmetros, alturas e volumes, mínimo e máximo, referentes a cada classe se encontram na Tabela 1.

Tabela 1 – Análise descritiva das variáveis dendrométricas das árvores dominantes de *Eucalyptus grandis* inseridas em cada classe de IAC (índice de área de copa) no município de Lavras/MG

Classe de IAC	Diâmetro (cm)		Altura (m)		Volume (m³)*	
	Mínimo	Máximo	Mínimo	Máximo	Mínimo	Máximo
3	25,31	28,20	28,78	29,86	0,58	0,74
4	24,41	26,52	28,41	29,26	0,54	0,65
5	24,41	26,01	28,41	29,06	0,54	0,62

*Estimado pela equação $V = 0,02106 + 0,00003039 * Ht * DAP^2$ ($R^2_{aju} = 97,21$ e $S_{yx} = 10,85\%$)

Com um coeficiente de variação de 3,45% obtido, a análise de variância (Tabela 2) mostrou que há diferença significativa entre os diâmetros das árvores dominantes inseridas em diferentes classes de competição por luz. Pelo teste de Tukey, a 5% de probabilidade, o tratamento 1 (classe 3 – IAC médio de 1,065) foi superior aos tratamentos 2 e 3 (classes 4 e 5 – IAC médio de 1,403 e 1,741 respectivamente), com um diâmetro médio de 26,70 cm.

Tabela 2 - Resumo da análise de variância dos diâmetros das árvores dominantes de *Eucalyptus grandis* em diferentes classes de IAC

FV	GL	SQ	QM	F calculado	Pr(>F)
Classe	2	9,98	4,99	6,37	0,01
Resíduo	16	11,75	0,78		
Total corrigido	17	21,73			
CV (%)	3,45	Média geral	25,66		

De posse destas informações pode-se inferir que o diâmetro das árvores dominantes sofre interferência das diferentes classes de IAC, ou seja, é influenciado pela quantidade de luz que atravessa o dossel. Portanto é possível observar a tendência de decréscimo do diâmetro médio na medida em que o índice de área foliar aumenta (correlação linear negativa de 95,53%), indicando que até mesmo o crescimento das árvores dominantes pode ser limitado pela radiação. Esta limitação ocorre devido à radiação ser um fator essencial ao crescimento e produção das plantas, sendo indispensável no processo fisiológico de assimilação do carbono.

Tabela 3 - Resumo do Teste de Tukey a 5% de probabilidade, aplicado aos diâmetros das árvores dominantes em diferentes classes de IAC

Classes de IAC	Média dos diâmetros (cm)	
3	26,70	a
4	25,31	b
5	24,98	b

Essa variação na média dos diâmetros das árvores dominantes não pode ser relacionada apenas às classes de IAC, já que se sabe que o crescimento em diâmetro é influenciado por diversos fatores. A maioria desses fatores é igual para todas as classes, como idade, material genético e densidade. A capacidade produtiva do sítio é um fator que pode variar dentro do povoamento e por isso pode ter influenciado na diferença entre as médias diamétricas das árvores dominantes.

CONCLUSÕES

O diâmetro médio das árvores dominantes é influenciado negativamente com o aumento do IAC, ou seja, com o aumento da ocupação do dossel pelas árvores, a árvore dominante apresenta uma redução no seu ritmo de crescimento.

REFERÊNCIAS

ASSMANN, E. **The principles of forest yield study**. Oxford: Pergamon Press, 1970, 506 p.

BRÉDA, N. J. J. Ground-based measurements of leaf area index: a review of methods, instruments and current controversies. **Journal of Experimental Botany**, Oxford, v. 54, n. 392, p. 2403 – 2417, 2003.

LARCHER, W. **Ecofisiologia Vegetal**. São Carlos: Editora Rima, 2006, 550 p.

R DEVELOPMENT CORE TEAM. **R: A language and environment for statistical computing**. Vienna: R Foundation for Statistical Computing, 2013. Disponível em< <http://www.R-project.org/>> Acesso em: 10/03/2013.

WEBER, P.; BUGMANN, H.; FONTI, P.; RIGLING, A. Using a retrospective dynamic competition index to reconstruct Forest succession. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 254, p. 96 - 106, 2008.

MÉTODOS DE ESTIMATIVA DO VOLUME PARA *Erismia uncinatum* Warm. NO MUNICÍPIO DE SANTA CARMEM, MT

Thiago Patrik Santos dos Reis¹, Karen Janones da Rocha², Luciano Rodrigo Lanssanova³, Cyro Matheus Cometti Favalessa⁴

¹Graduação em Engenharia Florestal – UFMT, Cuiabá/MT, Brasil thiagoo.patrik@gmail.com)

²Pós-Graduação em Ciências Florestais e Ambientais – UFMT, Cuiabá/MT, Brasil (karennjr@hotmail.com)

³Faculdade de Engenharia Florestal – IFMT, Juína/MT, Brasil (lanssanova@florestal.eng.br)

⁴Faculdade de Engenharia Florestal – UFMT, Cuiabá/MT, Brasil (cyromatheus@hotmail.com)

Resumo

O objetivo foi comparar metodologias para estimativa do volume total de árvores de *Erismia uncinatum* Warm., no município de Santa Carmem, MT. Foram cubadas rigorosamente 84 árvores usando o método de Smalian, e testados 11 modelos volumétricos. Ainda, foi aplicado o fator de forma artificial (*Fa*), igual 0,7, e o da árvore com DAP mais próximo da árvore média (*Fdap*). A equação volumétrica foi selecionada a partir do coeficiente de determinação ajustado (R^2_{aj}), erro padrão da estimativa ($Syx\%$) e distribuição dos resíduos. Foi realizado um DIC para avaliar a compatibilidade estatística entre a cubagem e os métodos testados para estimativa do volume total. O *Fa* foi 0,6788 e o *Fdap* foi 0,6319. O modelo volumétrico selecionado foi o de Schumacher e Hall, com R^2_{aj} de 0,91 e $Syx\%$ de 15,69%, com estimativas livres de tendências. A partir do teste F da ANOVA, não houve diferença estatística entre os métodos testados.

Palavras-chave: Equações volumétricas, fator de forma, cedrinho, Schumacher e Hall.

Abstract

Methods to estimation the volume of Erismia uncinatum Warm, in the municipality of Santa Carmem, MT. The objective was to compare methodologies to estimate the total volume of trees of *Erismia uncinatum* Warm., in Santa Carmem-MT. 84 trees were rigorously scaled using Smalian, and tested 11 volumetric equations. Yet been applied artificial form factor (*Fa*), equal to 0.7, and the tree with DBH closest average tree (*Fdap*). The volumetric equation was selected based on the adjusted coefficient of determination (R^2_{aj}), standard error of estimate ($Syx\%$) and the residuals distribution. An CRL was conducted to assess the statistical compatibility between the real cubic volume and the methods tested for estimation of total volume. *Fa* was 0.6788 and *Fdap* was 0.6319. The volumetric model selected was Schumacher-Hall, with R^2_{aj} 0.91 and $Syx\%$ 15.69, with estimatives free of trends. From the test F of ANOVA, there was no statistical difference between the methods tested.

Keywords: Volumetric equation, form factor, cedrinho, Schumacher e Hall.

INTRODUÇÃO

A obtenção de estimativas precisas de produtividade em formações vegetais tropicais é um pré-requisito importante no estabelecimento de ações de manejo (SCOLFORO, 1997). Muitos trabalhos vêm sendo desenvolvidos para quantificar o volume de árvores individuais, no entanto, a abordagem é amplamente predominante para florestas homogêneas plantadas (SCOLFORO *et al.*, 1994). Para a vegetação amazônica, devido, principalmente, à diversidade de espécies, estudos de tais estimativas ainda são escassos (COLPINI *et al.*, 2009).

O volume é uma das mais importantes variáveis a ser apreciada quando se necessita determinar a valia dos recursos florestais disponíveis num povoamento. Para se calcular o incremento em volume de uma árvore, deve-se considerar o crescimento em área transversal, altura e o desenvolvimento do fator de forma. A estimativa de volumes de árvores total ou parcial, conforme Péllico Netto (1980) pode ser formalizada a partir de vários processos, dentre esses, encontra-se o fator de forma que, segundo Silva (1977) e Finger (1992), é um fator de redução do volume do cilindro para o volume real da árvore.

Outro meio de quantificação são os modelos volumétricos, utilizados para expressar a relação do volume com outras variáveis dendrométricas, sendo a cubagem rigorosa a fonte de informação mais utilizada para este propósito. Com base no volume obtido a partir da cubagem e de variáveis dendrométricas medidas, faz-se a construção de modelos para expressar essa relação (SANQUETTA *et al.*, 2009).

Neste contexto, o objetivo do trabalho foi comparar diferentes métodos para estimar o volume total de árvores de *Erismia uncinatum* Warm. no município de Santa Carmem, MT.

MATERIAL E MÉTODOS

O trabalho foi realizado em unidades de manejo florestal localizadas no município de Santa Carmem, Mato Grosso, em área circunscrita à coordenada 12°06'00"S e 54°42'30"W. A vegetação é do tipo Floresta Ombrófila Densa Tropical (IBGE, 2012) e o clima da região é do tipo Aw, segundo a classificação de Köppen, com precipitação pluviométrica elevada, variando de 1.800 a 2.300 mm, com temperatura média de 25 °C (ALVARES *et al.*, 2013).

Foram cubadas 84 árvores pelo método de Smalian, com medição dos diâmetros nas alturas de 0,5 metros, 1,3 metros e, a partir daí, a cada dois metros até a altura comercial, para cálculo do volume comercial dos indivíduos, e posteriormente as árvores foram distribuídas em cinco classes de diâmetro (Tabela1).

Tabela 1 - Distribuição diamétrica e de alturas para as árvores cubadas da espécie *Erisma uncinatum* Warm, no município de Santa Carmem, MT

Classes de DAP (cm)	Classes de Altura comercial (m)					Totais
	5,3 - 8,5	8,6 - 11,70	11,71 - 14,90	14,91 - 18,10	18,11 - 21,3	
55,70 - 77,31	-	7	11	12	1	31
77,32 - 98,91	-	6	9	9	3	27
98,92 - 120,52	1	1	7	3	3	15
120,53 - 142,12	-	-	7	-	1	8
142,13 - 163,73	-	-	1	2	-	3
Total						84

Os métodos de estimativa do volume total considerados neste trabalho foram equações de volume obtidas por regressão, a partir dos modelos descritos na Tabela 2, fator de forma 0,7, conforme Decreto Estadual nº 8.188 de 10 de outubro de 2006, o fator de forma artificial, e o fator de forma da árvore com o DAP mais próximo do diâmetro médio quadrático. O Fator de forma artificial e o diâmetro médio são obtidos da seguinte maneira:

$$f_{1,3} = \frac{Vol\ fuste}{Vol\ cil}$$

Sendo: $f_{1,3}$ o fator de forma; Vol fuste: volume da cubagem rigorosa, em m³; e o Vol Cil: volume do cilindro de altura (h) igual à da árvore e diâmetro igual ao DAP, em m³.

$$dg = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n DAP^2}{n}}$$

Sendo: dg = diâmetro médio quadrático; DAP = diâmetro de cada árvore amostrada; n = tamanho da amostra.

Tabela 2 - Modelos volumétricos testados para estimativa do volume total de árvores de *Erisma uncinatum* Warm, no município de Santa Carmem, MT

Nº Modelo	Modelo	Autor (es)
1	$LnV = \beta_0 + \beta_1 \ln(d) + \beta_2 \ln(h) + \varepsilon$	Schumacher e Hall
2	$LnV = \beta_0 + \beta_1 \ln(d) + \varepsilon$	Husch
3	$V = \beta_0 + \beta_1 d^2 h + \varepsilon$	Spurr
4	$V = \beta_0 + \beta_1 d^2 h + \beta_2 d^2 + \beta_3 h + \varepsilon$	Stoate
5	$V = \beta_0 + \beta_1 d^2 + \varepsilon$	Kopecky-Gehrhardt
6	$V = \beta_0 + \beta_1 d + \beta_2 d^2 + \varepsilon$	Hohenadl & Krenn
7	$V = \beta_0 + \beta_1 d^2 + \beta_2 d^2 h + \beta_3 d h^2 + \beta_4 h^2 + \varepsilon$	Näslund
8	$V = \beta_0 + \beta_1 d + \beta_2 d^2 + \beta_3 d h + \beta_4 d^2 h + \beta_5 h + \varepsilon$	Meyer
9	$V = \beta_0 + \beta_1 d^2 + \beta_2 h + \beta_3 d^2 h + \varepsilon$	Australiana, de Stoate
10	$V = \beta_0 + \beta_1 d^2 + \beta_2 d^2 h + \varepsilon$	Scolforo e Sorensen
11	$V = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{d}{h}\right) + \beta_2 d^2 h + \beta_3 d^3 h + \varepsilon$	Scolforo e Sorensen

d: diâmetro à altura do peito, em cm; h: altura comercial, em m; V: volume por árvore, em m³; $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4$ e β_5 : coeficientes a serem estimados; ε : erro aleatório. Fonte: (SANQUETA *et al.*, 2009) e (SCOLFORO *et al.*, 1994).

A seleção da equação de volume, a ser utilizada na comparação dos métodos, se deu empregando-se a análise gráfica da distribuição residual, coeficiente de determinação ajustado ($R^2_{aj.}$) e erro padrão da estimativa percentual ($S_{yx}\%$). As expressões que representam essas estatísticas são as seguintes:

$$S_{yx}\% = \frac{\left(\sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2}{n - p}} \right)}{\bar{Y}} \cdot 100 \quad R^2_{aj.} = 1 - \left(\frac{SQ_{res}}{SQ_{tot}} \right) \cdot \left(\frac{n - 1}{n - p} \right)$$

Sendo: y_i = volume observado; $\hat{y}_i$ = volume estimado; n = número de dados observados; p = número de coeficientes da equação; SQ_{res} = soma dos quadrados dos resíduos; SQ_t = soma dos quadrados totais; e $\bar{Y}$ = média aritmética da variável dependente (volume).

Para comparação das metodologias de estimativa do volume, foi realizada uma análise de variância (ANOVA) a partir de um delineamento inteiramente casualizado (DIC), por ser um teste simples e confiável para testar possíveis diferenças entre as médias de volumes individuais obtidas pelos métodos utilizados. A cubagem rigorosa foi considerada como a testemunha, e cada método de estimativa do volume como um tratamento, totalizando cinco tratamentos, e cada árvore como uma repetição, sendo 84 repetições.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

O fator de forma artificial obtido nessa pesquisa foi de 0,6788. Valor inferior ao encontrado por Colpini *et al.* (2009), de 0,7424, para 46 espécies amazônicas, e também por Rodrigues (2013), cujo trabalho foi com a espécie amazônica *Goupia glabra* Aubl., sendo encontrado um valor de 0,7357, mostrando que a espécie estudada apresenta maior conicidade.

O fator de forma da árvore com o DAP mais próximo do diâmetro médio quadrático foi de 0,6319. Rocha *et al.* (2010), trabalhando com *Eucalyptus urophylla* S. T. Blake, afirma que o volume estimado por esse tipo de fator de forma acaba subestimando o volume, mas que apresenta bons resultados.

As estatísticas obtidas no ajuste das equações de volumes são apresentadas na Tabela 3. Nela podem ser observados os coeficientes estimados dos modelos, o erro padrão residual em porcentagem ($S_{xy}\%$) e o coeficiente de determinação ajustado ($R^2_{aj.}$).

Tabela 3 - Coeficientes e estatísticas de ajuste e precisão dos modelos volumétricos para *Erismia uncinatum* Warm., no município de Santa Carmem, MT

Nº	β_0	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5	$R^2_{aj.}$	$S_{yx} (\%)$
1	-8,37170*	1,745590*	0,8694142*				0,91	15,69
2	-6,16450*	1,769430*					0,79	23,25
3	1,26525*	0,000041*					0,90	16,17
4	-1,46525 ^{ns}	0,000023*	0,0002661 ^{ns}	0,1869692 ^{ns}			0,90	16,03
5	1,18973*	0,000061*					0,79	23,60
6	-4,34825*	0,114140*	0,0000586 ^{ns}				0,80	22,82
7	0,51980 ^{ns}	0,000033*	0,0000047 ^{ns}	0,0000185 ^{ns}	-0,005720*		0,90	15,93
8	-3,38170*	0,053320*	0,0404220*	0,0000243 ^{ns}	-0,000050 ^{ns}	0,205 ^{ns}	0,98	7,36
9	-1,46520 ^{ns}	0,000027 ^{ns}	0,1869690 ^{ns}	0,0000225*			0,90	16,03
10	1,25140*	0,000012 ^{ns}	0,0000401*				0,90	16,27
11	-0,47180 ^{ns}	0,092250 ^{ns}	0,0000692*	-0,00000019*			0,91	15,14

$\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4$ e β_5 : coeficientes da equação; $R^2_{aj.}$: coeficiente de determinação ajustado; $S_{yx} (\%)$: erro padrão da estimativa, em porcentagem; *, ^{ns}: significativo e não significativo, respectivamente, considerando um nível de 95% de probabilidade.

A equação de Meyer (modelo 8), mesmo apresentando as melhores estatísticas de ajuste e precisão, com $R^2_{aj.}$ de 0,98 e $S_{yx}\%$ de 7,36, não foi considerada a melhor equação para o ajuste do volume por apresentar coeficientes não significativos, β_3, β_4 e β_5 , e ainda na análise de resíduos foi verificada tendência nas estimativas. A equação de Shumacher e Hall foi escolhida como a melhor para o *E. uncinatum* por apresentar $R^2_{aj.}$ de 0,91, $S_{yx}\%$ de 15,69 e possuir todos os coeficientes significativos, a equação também apresentou uma distribuição de resíduos proporcional, ou seja, sem uma tendência marcante (Figura 1). Thaines *et al.* (2010) trabalhou com espécies amazônicas utilizando o modelo de Shumacher e Hall, e obteve melhores resultados do que a presente pesquisa.

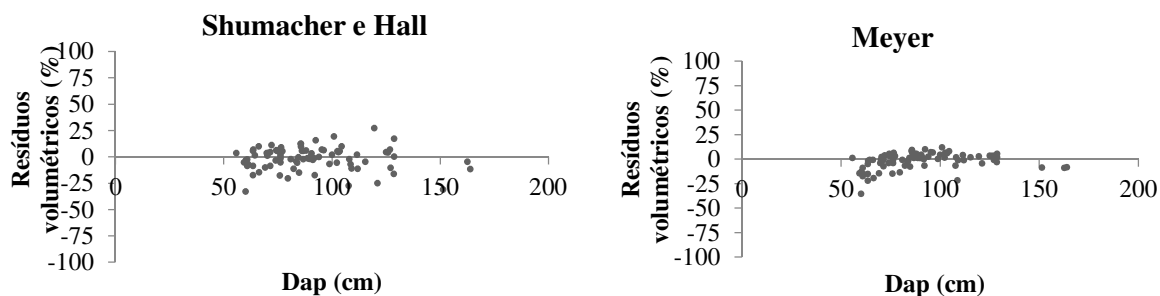


Figura 1 - Distribuição dos resíduos (%) em função dos volumes estimados pela equação de Shumacher e Hall e Meyer, para *Erismia uncinatum* Warm., no município de Santa Carmem, MT.

Não houve diferença estatística entre os tratamentos avaliados, de acordo com o teste F da ANOVA, considerando um nível de significância de 5%. O fator de forma artificial, fator de forma igual 0,7, fator de forma da árvore com DAP mais próximo do diâmetro médio quadrático e a equação de Shumacher e Hall não diferiram estatisticamente da cubagem rigorosa (Tabela 4).

Tabela 4 - Valores obtidos pelo delineamento inteiramente casualizado para *Erismia uncinatum* Warm, no município de Santa Carmem, MT

FV	GL	SO	OM	Fcalculado
Tratamento	4	27,00495	6,75124	0,4672 ^{ns}
Resíduo	415	5997,13652	14,45093	
Total	419	6024,14146		

^{ns}: não significativo considerando um nível de 95% de probabilidade.

CONCLUSÕES

Os métodos de estimativa de volume avaliados não apresentam diferença estatística da cubagem rigorosa sendo, portanto, todos válidos para estimativa do volume individual das árvores de *Erismia uncinatum* Warm., no município de Santa Carmem, MT.

REFERÊNCIAS

- ALVARES, C. A.; STAPE, J. L.; SENTELHAS, P. C.; GONÇALVES, J. L. M.; SPAROVEK, G. Köpen's climate classification map for Brazil. **Meteorologische Zeitschrift**, Gebruder Borntraeger, Stuttgart, v. 22, nº. 6, p. 711-728, 2013.
- COLPINI, C.; TRAVAGIN, D. P.; SOARES, T. S.; SILVA, V. S. M. Determinação do volume, do fator de forma e da porcentagem de casca de árvores individuais em uma Floresta Ombrófila Aberta na região noroeste de Mato Grosso. **Acta Amazonica**, Manaus v. 39, n. 1, p. 97-104. 2009.
- FINGER, C.A.G. **Fundamentos de biometria florestal**. Santa Maria: UFSM / CEPEF – FATEC, 1992. 269p.
- IBGE. Manual técnico da vegetação brasileira: sistema fitogeográfico, inventário das formações florestais e campestres, técnicas e manejo de coleções botânicas, procedimentos para mapeamentos. 2ª ed. IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, Rio de Janeiro, 2012. 275 p.
- PELLICO NETTO, S. Estimativas volumétricas de árvores individuais – síntese teórica. **Revista Floresta**, Curitiba, v.11, n.2, p.63–73. 1980
- RODRIGUES, D. A. **Métodos de estimativa do volume para *Goupia glabra* Aubl. no município de Santa Carmem - MT**. 33 f. (Monografia) – Faculdade de engenharia florestal, Universidade Federal de Mato Grosso, Cuiabá, 2013.
- ROCHA, T. B.; CABACINHA, C. D.; ALMEIDA, R. C.; PAULA, A.; SANTOS, R. C. Avaliação de métodos de estimativa de volume para um povoamento *Eucalyptus urophylla* S. T. Blake no Planalto da Conquista – BA. **Enciclopédia Biosfera**, vol. 6, n. 10, p. 1-13, 2010.
- SANQUETTA, C. R.; WATZLAWICK, L. F.; CORTE, A. P. D.; FERNANDES, L. A. V. **Inventários florestais: planejamento e execução**. 2. ed. Curitiba: Editora: Multi-Graphi, 2009. 316 p.
- SILVA, J.A. **Biometria e estatística florestal**. Santa Maria: UFSM, 1977. 235p.
- SILVA, F. de A. S. e. & AZEVEDO, C. A. V. de. A New Version of The Assistat-Statistical Assistance Software. In: WORLD CONGRESS ON COMPUTERS IN AGRICULTURE, 4, Orlando-FL-USA: Anais... Orlando: American Society of Agricultural and Biological Engineers, 2006. p.393-396
- SCOLFORO, J. R. S.; MELLO, J. M.; LIMA, C. S. A. Obtenção de relações quantitativas para estimativa de volume do fuste em Floresta Estacional Semidecídua Montana. **Revista Cerne**, v. 1, p. 123-134, 1994.

SCOLFORO, J. R. S. **Manejo florestal**. Lavras: UFLA/FAEPE. 1997. 443p.

THAINES, F.; BRAZ, E. M.; MATTOS, P. P.; THAINES, A. A. R. Equações para estimativa de volume de madeira para região da bacia do Rio Ituxi, Lábrea, AM. **Pesquisa Florestal Brasileira**, Colombo, v. 30, n. 64, p. 283-289, 2010.

MODELAGEM ALOMÉTRICA DE COPA PARA UMA FLORESTA EQUIÂNEA DE *Eucalytus grandis* W. Mill ex Maiden

Matheus Andrade Ferreira¹; Thiza Falqueto Altoé²; Lucas Rezende Gomide³; Antônio Carlos Ferraz Filho³; Thiago Magalhães Meireles¹

¹Engenheiro Florestal, Universidade Federal de Lavras, Campus Universitário, CEP 37200-000, Lavras (MG).
matheusandrade.bs@gmail.com, thmmeireles@hotmail.com

²Engenheira Florestal, Msc, Universidade Federal de Lavras, Campus Universitário, CEP 37200-000, Lavras (MG). thiza.altoe@dcf.ufla.br

³Engenheiro Florestal, Professor Adjunto, Universidade Federal de Lavras, Campus Universitário, CEP 37200-000, Lavras (MG).
lucasgomide@dcf.ufla.br, antoniocarlos.ferraz@dcf.ufla.br

Resumo

O objetivo deste estudo foi ajustar modelos hipsométricos, de área de copa e de altura de inserção de copa, para uma floresta equiânea de *Eucalytus grandis* W. Mill ex Maiden com espaçamento 3 x 5 m. A área em estudo está localizada no município de Lavras-MG, dentro do campus da Universidade Federal de Lavras. No presente estudo adotou-se o censo. Posteriormente, as árvores medidas foram separadas por 6 classes diamétricas com amplitude de 5 cm, sendo definidas 29 árvores distribuídas nas nestas classes, para que fossem coletadas as variáveis dendrométricas necessárias aos ajustes. Desta forma, foram ajustados, avaliados e selecionados os modelos hipsométricos tradicionais e modelos de copa para a estimação das variáveis dendrométricas. Os ajustes foram realizados no software R, selecionando a melhor equação ajustada para cada tipo de modelo através dos padrões estatísticos: gráfico de resíduos padronizados, erro padrão residual (S_{yx}) e erro padrão residual percentual ($S_{yx}\%$). Palavras-chave: Hipsometria, Manejo Florestal, Regressão.

Abstract

Allometric modeling of crown for a even aged stand of Eucalytus grandis W. Mill ex Maiden. The aims of this study were to adjust hypsometric, crown area and insertion crown height models for a even aged stand of *Eucalytus grandis* W. Mill ex Maiden with space planting of 3 x 5 m. The study area is located in Lavras-MG, within the Federal University of Lavras. In the present study, it was adopted the census. Subsequently, the measured trees were separated by 6 diameter classes with a range of 5 cm, being defined 29 trees distributed in these classes, so in each of these trees were collected dendrometric variables needed to adjustments. Thus, traditional hypsometric and crown models for estimating the crown dendrometric variables were adjusted, evaluated and selected. The adjustments were performed in R software, selecting the best fitted equation for each type of model from statistical patterns: graphic standardized residuals, residual standard error (S_{yx}) and percentage residual standard error ($S_{yx}\%$). Keywords: Hypsometry, Forest Management, Regression.

INTRODUÇÃO

O estudo da relação entre variáveis gravita no tema da modelagem alométrica, ao qual busca encontrar uma relação funcional entre as variáveis em análise, empregando principalmente a análise de regressão. As relações citadas podem assumir um comportamento linear ou não linear, que ao final, auxiliam nas interpretações dos eventos. Uma vantagem explícita e usualmente aplicada é a capacidade de prever variáveis de difícil mensuração ou elevado custo de obtenção, por exemplo, estimativas volumétricas a partir de equações de dupla entrada, ou até mesmo a estimativa da altura total das árvores.

A altura é uma medida indireta sujeita a erros e que demanda um maior tempo para sua mensuração, quando comparada com o diâmetro, fato que torna a operação onerosa. Uma alternativa de resolução a esse problema é estabelecer uma relação hipsométrica para explicar a variação da altura em função do diâmetro, possibilitando estimá-la (THIERSCH *et al.*, 2013). A altura total é uma variável utilizada em diversos estudos, tais como sortimento e modelos de crescimento e produção. O modelo de árvore individual por exemplo, simula o crescimento de uma árvore individual em diâmetro, altura e copa, além da probabilidade de mortalidade, sendo necessários, portanto, ajustes de modelos hipsométricos e de copa.

Existem várias relações entre a copa de uma árvore e o seu DAP e essas relações podem ser explicadas pela fotossíntese, na qual a copa das árvores absorve a luz do sol e a transforma em energia química para seu crescimento. Este fato mostra que a copa de uma árvore pode explicar o desenvolvimento de seu diâmetro, podendo, portanto ser relacionada ao DAP da árvore. Assim podem ser ajustados modelos para estimar variáveis dendrométricas que caracterizam a copa de uma árvore.

Desta forma, o objetivo deste estudo foi ajustar modelos hipsométricos, de área de copa, e de altura de inserção de copa, para uma floresta equiânea de *Eucalyptus grandis* W. Mill ex Maiden com espaçamento 3 x 5 m e idade de 7 anos.

MATERIAL E MÉTODOS

A área de estudo compreende um plantio de *Eucalyptus grandis* com espaçamento 3 x 5 m, com aproximadamente 7 anos de idade, localizado no município de Lavras-MG, dentro do campus da Universidade Federal de Lavras, totalizando uma área de 0,58 ha.

O ponto inicial do trabalho remete a amostragem da população, onde optou-se pelo censo das árvores, em virtude do tamanho reduzido do plantio. Nesse caso, foram medidas todos os DAP (Diâmetro a 1,30 m do solo) das árvores existentes. Posteriormente, as 336 árvores medidas foram agrupadas em 6 classes diamétricas com amplitude de 5 cm de intervalo, cujo propósito foi controlar a variação dos dados (estratificação), e assim selecionar indivíduos representativos de cada classe diamétrica formada. Assim, 29 árvores foram designadas para a coleta das seguintes variáveis: a) altura total; b) área de copa e c) altura de inserção da base da copa. No campo, o processo de identificação dessas árvores considerou indivíduos representativos, sendo distribuídos aleatoriamente na área.

Após a identificação e marcação das árvores empregou-se o hipsômetro Suunto para mensurar a altura total e a altura de inserção da copa, observando as condições climáticas para evitar a presença de ventos. A variável de inserção da copa representa a altura em que se observa a base da copa fotossinteticamente ativa, presente na árvore. Por sua vez, a área de copa indica a projeção dos galhos inferiores sobre o solo. A figura geométrica resultante é formada pela projeção de 8 raios, que seguiam uma orientação conforme o norte magnético. Dessa forma, o cálculo da área (1) foi realizado por meio da soma da área dos 8 triângulos formados, conforme sugerido por Scolforo e Thiersch (2004).

$$A_{\text{copa}_i} = \frac{[(x_1 \cdot x_2) \cdot (\text{sen}(y))] + [(x_2 \cdot x_3) \cdot (\text{sen}(y))] + \dots + [(x_8 \cdot x_1) \cdot (\text{sen}(y))]}{2} \quad (1)$$

Nessa etapa, a base de dados trabalhada foi formada pelas 29 árvores e suas variáveis coletadas. Após a tabulação dos dados foi realizada uma análise exploratória dos mesmos, para verificar a existência de dados discrepantes e inconsistentes. Para os ajustes dos modelos de copa, uma árvore foi retirada da base, pois apresentava copa atípica. Logo, foram ajustados modelos lineares e não lineares para avaliar a relação entre a altura total, a inserção de copa e a área de copa, separadamente, considerando apenas o DAP como variável independente do modelo. Os ajustes foram realizados no software R (R Core Team, 2013), sendo os modelos lineares empregando-se o método dos mínimos quadrados ordinários, já os não lineares adotou-se o método de levenberg-marquardt, disponível no pacote minpack (ELZHOV *et al.*, 2013). Os modelos encontram-se na Tabela 1:

Tabela 1 - Modelos a serem ajustados para estimativa das variáveis dendrométricas

	Autor	Modelo	
Hipsométricos	Curtis	$\text{Ln}(H_i) = \beta_0 + \beta_1 \cdot \frac{1}{D_i} + \varepsilon_i$	(2)
	Henriksen	$H_i = \beta_0 + \beta_1 \cdot \text{Ln}(D_i) + \varepsilon_i$	(3)
	Quadrático ou Parabólico	$H_i = \beta_0 + \beta_1 \cdot D_i + \beta_2 \cdot D_i^2 + \varepsilon_i$	(4)
	Chapman e Richards	$H_i = \beta_0 \cdot (1 - e^{\beta_1 \cdot D_i})^{\beta_2} + \varepsilon_i$	(5)
	Michailoff	$H_i - 1,3 = \beta_0 \cdot e^{\frac{\beta_1}{D_i}} + \varepsilon_i$	(6)
Inserção da base da copa	Linha reta	$B_{\text{copa}_i} = \beta_0 + \beta_1 \cdot D_i + \varepsilon_i$	(7)
	Quadrático	$B_{\text{copa}_i} = \beta_0 + \beta_1 \cdot D_i^2 + \varepsilon_i$	(8)
Área de copa	Linha reta	$A_{\text{copa}_i} = \beta_0 + \beta_1 \cdot D_i + \varepsilon_i$	(7)
	Quadrático	$A_{\text{copa}_i} = \beta_0 + \beta_1 \cdot D_i^2 + \varepsilon_i$	(8)
	Logarítmico	$A_{\text{copa}_i} = \beta_0 + \beta_1 \cdot \text{Ln}(D_i) + \varepsilon_i$	(9)
	Curtis adaptado	$\text{Ln}(A_{\text{copa}_i}) = \beta_0 + \beta_1 \cdot \frac{1}{D_i} + \varepsilon_i$	(10)
	Chapman adaptado	$A_{\text{copa}_i} = \beta_0 * (1 - e^{\beta_1 \cdot D_i})^{\beta_2} + \varepsilon_i$	(11)

Em que: D_i é diâmetro à 1,3 m do solo (cm); H_i é a altura total (m); β_{is} são os parâmetros a serem estimados, ε_i é o erro de estimativa, e é a função exponencial e Ln é o logaritmo neperiano, A_{copa_i} é a área de copa, B_{copa_i} é a inserção da base da copa.

Posteriormente, sendo selecionada a melhor equação ajustada para cada tipo de modelo através dos padrões estatísticos:

- Gráfico de resíduos padronizados;

- b) Erro padrão residual (S_{yx});
- c) Erro padrão residual percentual ($S_{yx}\%$);

RESULTADOS E DISCUSSÃO

O melhor modelo hipsométrico ajustado para a base de dados no presente estudo foi o modelo de Curtis (linear), modelo também superior nos trabalhos de Ribeiro *et al.* (2010), pois não apresentou tendências de superestimar ou subestimar a altura, gerando um gráfico de resíduos padronizados mais equilibrado (Figura 1) e semelhante ao modelo de Michailoff, e menor erro padrão residual, apresentando facilidade de ajuste e aplicação, como mostra a Tabela 2.

Tabela 2 - Medidas de precisão para os ajustes dos modelos hipsométricos

Modelos	Medidas de Precisão		Parâmetros		
	S_{yx} (m)	S_{yx} (%)	β_0	β_1	β_2
Curtis	1,935	7,93	3,72*	-9,08*	-
Michailoff	1,935	7,93	40,37*	-9,64*	-
Henriksen	1,969	8,07	-13,64*	13,23*	-
Chapman e Richards	1,981	8,12	32,41*	-0,10*	1,55*
Quadrático ou Parabólico	2,001	8,20	-0,76	2,06*	-0,03*

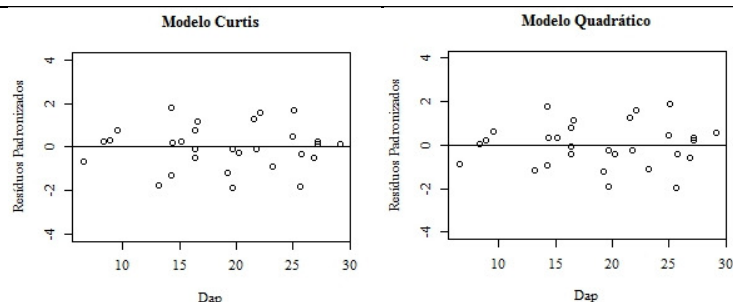


Figura 1 - Gráficos de resíduos padronizados para o melhor e para o pior modelo de altura total

O melhor modelo de altura de inserção da base da copa ajustado para a base de dados foi o modelo da Linha Reta (linear), gerando um gráfico de resíduos padronizados mais equilibrado (Figura 2) e menor erro padrão residual como mostra a Tabela 3. Nutto *et al.* (2001) estimaram parâmetros de copa e apresentaram a mesma tendência do presente estudo.

Tabela 3 - Medidas de precisão para os ajustes dos modelos de altura de inserção da base da copa

Modelos	Medidas de Precisão		Parâmetros	
	S_{yx} (m)	S_{yx} (%)	β_0	β_1
Linha reta	2,866	17,36	9,13*	0,39*
Quadrático	3,037	18,40	12,62*	0,01*

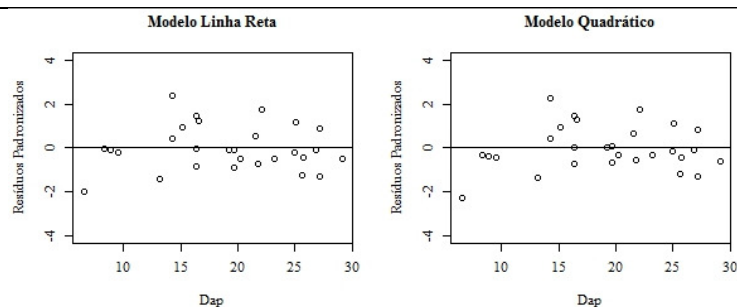


Figura 2 - Gráficos de resíduos padronizados para os modelos de altura de inserção da base da copa

O melhor modelo de área de copa ajustado para a base de dados foi o modelo da Linha reta (linear), gerando um gráfico de resíduos padronizados mais equilibrado (Figura 3) e menor erro padrão residual como mostra a Tabela 4.

Tabela 4 - Medidas de precisão para os ajustes dos modelos de área de copa.

Modelos	Medidas de Precisão		Parâmetros		
	S_{yx} (m ²)	S_{yx} (%)	β_0	β_1	β_2
Linha reta	2,110	22,10	-3,94*	0,71*	-
Chapman adaptado	2,141	22,42	75,66	-0,02	1,85
Quadrático	2,161	22,63	1,83*	0,02*	-
Curtis adaptado	2,360	24,72	3,42*	-22,38*	-
Logarítmico	2,404	25,19	-22,04*	10,96*	-

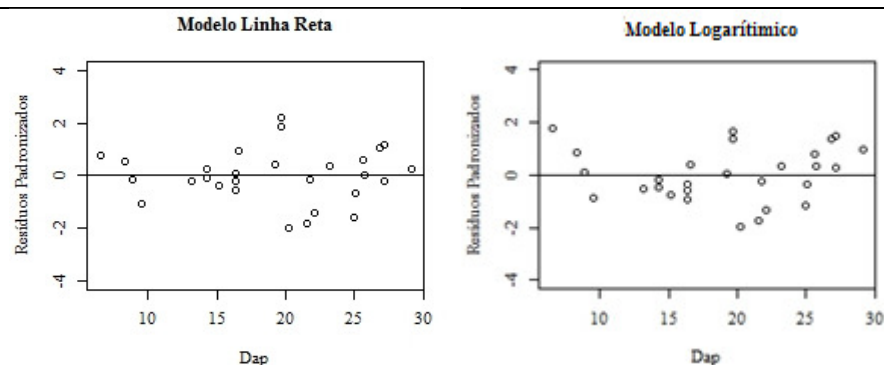


Figura 3 - Gráficos de resíduos padronizados para o melhor e para o pior modelo de área de copa

CONCLUSÕES

A equação gerada pelo modelo de Curtis é a mais indicada para estimar a altura total no povoamento de *Eucalyptus grandis* avaliado, já para as demais variáveis (inserção de copa e área de copa) pode-se utilizar a equação da linha reta.

REFERÊNCIAS

- ELZHOV, T. V.; MULLEN, K. M.; SPIESS, A. N.; BOLKER, B. **minpack.lm: R interface to the Levenberg-Marquardt nonlinear least-squares algorithm found in MINPACK, plus support for bounds. R package version 1.1-8, 2013.** Disponível em: <<http://CRAN.R-project.org/package=minpack.lm>>. Acesso em: 20/10/2013
- NUTTO, L.; TONINI, H.; BORSOI, G.A.; MOSCOVICH, F.A.; SPATHELF, P. Utilização dos parâmetros da copa para avaliar o espaço vital em povoamentos de *Pinus elliottii* Engelm. **Boletim de Pesquisa Florestal**, Colombo-PR, v. 42, p. 110-122, 2001.
- R Core Team. R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria, 2013. Disponível em: <<http://www.R-project.org/>>. Acesso em: 20/10/2013
- RIBEIRO, A.; FERRAZ FILHO, A. C.; MELLO, J. M. de; FERREIRA, M. Z.; LISBOA, P. M. M.; SCOLFORO, J. R. S. Estratégias e metodologias de ajuste de modelos hipsométricos em plantios de *Eucalyptus* sp. **Cerne**, Lavras-MG, v. 16, n. 1, p. 22-31, 2010.
- SCOLFORO, J. R. S.; THIERSCH, C. R. **Biometria Florestal: medição, volumetria e gravimetria**. Lavras: UFLA/FAEPE, 285 p., 2004.
- THIERSCH, C. R.; ANDRADE, M. G. de; MOREIRA, M. F. B.; LOIBEL, S. Estimativa da relação hipsométrica em clones de *Eucalyptus* sp. com o modelo de curtis ajustado por métodos bayesianos empíricos. **Revista Árvore**, Viçosa-MG, v. 37, n. 1, p. 01-08, 2013.

MODELAGEM DO VOLUME DO FUSTE DE EUCALIPTO

Valdir Carlos Lima de Andrade¹

¹ Engenheiro Florestal, Doutorado, Universidade Federal do Tocantins, Rua Badejos, Lote 7 - Chácaras 69/72, Caixa Postal 66, Gurupi-TO, CEP: 77.402-970, vclandradeuft@gmail.com, vclandrade@uft.edu.br.

Resumo

Este trabalho teve como objetivo propor novos modelos para quantificar o volume do fuste de árvores individuais. Para isto, baseando-se no fator de forma com aplicação de modelos biomatemáticos, desenvolveu-se um grande número de modelos estatísticos de relacionamentos do volume de árvores com seu diâmetro e altura. Os critérios de avaliação dos modelos propostos foram: erro padrão residual; coeficiente de determinação ajustado; média dos desvios absolutos; soma de quadrados do resíduo relativo; média dos desvios percentuais e análise da distribuição de resíduos. Concluiu-se que um novo modelo volumétrico, tendo adaptações mistas dos modelos biomatemáticos de Gompertz e Monomolecular, apresentou os melhores resultados, inclusive, superando um dos modelos volumétricos mais utilizados no Brasil, o modelo de Schumacher e Hall.

Palavras-Chave: Inventário Florestal, Modelos volumétricos, dendrometria.

Abstract

Modeling of volume of the shaft of eucalypt. This study aimed to develop new models to generate volumetric equations applied to the quantification of the shaft volume of individual trees. For this, we studied the application of the equation of form factor and biomathematical models in modeling the volumetric ratio of eucalyptus trees. The criteria for evaluation of the proposed models were: residual standard error, coefficient of determination adjusted, absolute average deviation, the sum of squares of the residue relative average percentage deviations and analysis of the distribution of waste. A volumetric model, developed from the form factor with inclusion of biomathematical models and Monomolecular Gompertz equation showed the best results, surpassing even the model of Schumacher and Hall, traditionally widely used in Brazil.

Keywords: Forest Inventory, volumetric models, dendrometry.

INTRODUÇÃO

Modelos volumétricos são essenciais para quantificar o estoque de madeira nos povoamentos florestais, pois permitem gerar informações do volume por árvore individual. Por isso, muitos modelos volumétricos foram desenvolvidos ao longo do século passado, com a grande maioria tendo relacionamentos lineares. De tais modelos, amplamente avaliados no Brasil, se destaca o modelo de Schumacher e Hall (1933), conforme nota-se nos trabalhos sobre volumetria de árvores, por exemplo, de: Campos *et al.* (1985), Guimarães e Leite (1996), Schneider *et al.* (1997), Veiga *et al.* (2000), Thomas *et al.* (2006), Oliveira *et al.* (2009), Azevedo *et al.* (2011) e Pelissari *et al.* (2011).

Com o avanço da tecnologia de informática e a maior divulgação de conhecimentos técnico-científicos, nota-se que é possível e necessário desenvolver novos modelos volumétricos com intuito de promover um grau maior de aplicação e representatividade ao que acontece com as árvores na condição de plantio florestal, em relação aos modelos volumétricos lineares. Neste ínterim, observa-se que a aplicação de técnicas de regressão não linear, principalmente, com adoção de modelos de característica biomatemática, se destacam como boa opção para gerar equações volumétricas à aplicar na quantificação do volume do fuste de árvores individuais.

Diante disso, este trabalho foi conduzido com o objetivo de propor e avaliar novos modelos estatísticos para aplicar na quantificação do volume do fuste de árvores individuais.

MATERIAL E MÉTODOS

Este trabalho utilizou dados obtidos em uma cubagem rigorosa empregando-se o método de Smalian em 90 árvores-amostra do híbrido entre *Eucalyptus urophylla* e *Eucalyptus grandis* (UROG). Foram medidos diâmetros do tronco nas posições: 0,1 m, 0,3 m, 0,7 m, 1,3 m, 2 m e a cada metro até sobrar um ponteiro com, aproximadamente, 1 m de comprimento. Estes dados, distribuídos em seis classes de diâmetro com 3 cm de amplitude cada, representou árvores entre 5,1 à 22,9 cm e altura total entre 10,3 à 32,0 m.

Modelos volumétricos desenvolvidos a partir do fator de forma

A partir da relação existente entre a quantidade de madeira cabível em um cilindro, obteve-se o seguinte modelo volumétrico para quantificar volume total de árvores individuais:

$$(v) = \left(\frac{g}{2}\right) [\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1(h)] + (\epsilon) \quad (1)$$

Para gerar este modelo volumétrico, inicialmente, considerando-se o fator de forma obtido por: $ff_{(h)} = \frac{v}{v_{CIL1}}$. Sendo v_{CIL1} o volume de um cilindro entre 0,0 m e h, então: $(ff_h) = \frac{(v)}{(g)(h)}$, onde $g = \frac{\pi}{40000} (d)^2$, h=altura total e d=diâmetro medido a 1,3 m do terreno. Também, calculando o fator de forma entre 1,3 m e h, obteve-se, pelo mesmo raciocínio anterior, que: $ff_{(h-1,3)} = \frac{(v)}{(g)(h-1,3)}$.

Considerando valores médios de $ff_{(h)}$ e $ff_{(h-1,3)}$, respectivamente, pode-se obter v, por: $v1 = (g)(h)(ff_{(h)})$ e $v2 = (g)(h-1,3)(ff_{(h-1,3)})$. Assim, assumindo que, a média destas equações volumétricas melhor estima o volume, obtém-se que: $v = \frac{(v1 + v2)}{2}$, ou seja:

$$v = \frac{(g)(h)(ff_{(h)}) + (g)(h-1,3)(ff_{(h-1,3)})}{2}. \text{ Ao se fazer } a = ff_{(h)} \text{ e } b = ff_{(h-1,3)}, \text{ tem-se como resultado:}$$

$$v = \left(\frac{g}{2}\right) [a(h) + b(h-1,3)], \text{ ou ainda: } v = \left(\frac{g}{2}\right) [(a+b)(h) - b(1,3)]. \text{ Fazendo, } \beta_0 = (-b)(1,3) \text{ e}$$

$$\beta_1 = (a+b), \text{ o resultado é o modelo 1, conforme se queria demonstrar, ou seja: } (v) = \left(\frac{g}{2}\right) [\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1(h)] + (\epsilon)$$

O modelo 1, ajustado aos dados das 90 árvores-amostra de UROG, foi analisado nas diferentes formas funcionais assumidas pelo modelo estatístico: $y_{(i)} = (x1_i) [\beta_0 + \beta_1(x2_i)] + (\epsilon_i)$, fazendo: $y_{(i)} = v_i$, ou $y_{(i)} = (v)/(d)$, ou $y_{(i)} = \sqrt{v_i}$, com: $x1_{(i)} = (g/2)$ e $x2_{(i)} = h_i$, ou, com: $x1_{(i)} = \alpha_0 (d)^2$ e $x2_{(i)} = h_i$, ou ainda, com: $x1_{(i)} = \alpha_0 (d)^{\alpha_1}$ e $x2_{(i)} = h_i$.

Inclusão de modelos biomatemáticos

Inicialmente, para as 90 árvores de UROG, realizou-se a estimativa dos parâmetros dos modelos biomatemáticos de Chapman-Richards, Monomolecular, Logística e Gompertz, nas seguintes formas funcionais:

$$y_i = x1_i^{\delta_1} \theta_1 [1 - b \exp(-\theta_2 x2_i^{b_1})]^{\theta_3} + \epsilon_i \quad (2) - \text{Chapman-Richards,}$$

$$y_i = \theta_1 [1 - b \exp(-\theta_2 x_i^{b_1})]^{1/(1-m)} + \epsilon_i \quad (3) - \text{Chapman-Richards,}$$

$$y_i = \theta_1 [1 - b \exp(-\theta_2 x_i^{b_1})] + \epsilon_i \quad (4) - \text{Monomolecular,}$$

$$y_i = \frac{\theta_1}{1 + b \exp(-\theta_2 x_i^{b_1})} + \epsilon_i \quad (5) - \text{Logística,}$$

$$y_i = \theta_1 [1 + b \exp(-\theta_2 x_i^{b_1})]^{\theta_3} + \epsilon_i \quad (6) - \text{Logística,}$$

$$y_i = \theta_1 \exp[\exp(-\theta_2 x_i)] + \epsilon_i \quad (7) - \text{Gompertz, e}$$

$$y_i = \exp\left\{\frac{\theta_1 [1 - b \exp(-\theta_2 x_i^{b_1})]}{\theta_3}\right\} + \epsilon_i \quad (8) - \text{Gompertz.}$$

Em que: y_i =volume total do tronco da i-ésima árvore, x_i =d, ou, h na i-ésima árvore.

Nestes modelos utilizou-se $x_1=d$ e $x_2=h$ analisando-se os parâmetros b e b_1 quanto à sua exclusão ou não, decidindo-se não haver a necessidade da permanência destes. Também se analisou o uso de $y_i=v/d$ quando $x_1=d$ e $x_2=h$ e o uso de $y_i=v/d$ quando $x_1=d$ e $x_2=h$, substituindo $\delta_1 = (\delta_1^{-1})$.

Novos modelos volumétricos obtidos

Um exaustivo e grande número de novos modelos volumétricos, foram gerados a partir das várias opções de modelagem de 1 à 8. Inicialmente, a análise se concentrou na soma de quadrados de resíduos (SQR), resultando em 47 novos modelos volumétricos não lineares. Destes, com base no coeficiente de determinação ajustado (R^2_{aj}), erro padrão residual (s_{yx}) e distribuição de resíduos, selecionou-se os seguintes:

$$v = b_1 d^{(b_1-1)} \exp[b_2 + (h-1)^{b_3}] + \varepsilon \quad (9)$$

$$(v) = (1+d)^{b_1} \exp\left[b_2 + b_3 \left(\frac{d}{h}\right)\right] + \varepsilon \quad (10)$$

$$(v) = b_1 (1+d)^{b_2} \exp\left[1 - \left(\frac{d}{h}\right)^{b_3}\right] + \varepsilon \quad (11)$$

$$(v) = b_1 (1+d)^{b_2} \exp(h^{b_3}) + \varepsilon \quad (12)$$

$$\sqrt{v} = \left(\frac{b_1}{b_2}\right) - \{b_1(d+b_3) + b_2[1 - (d^2h)^{b_4}]\} + \varepsilon \quad (13)$$

$$\sqrt{v} = \frac{[b_1(d^2h) - b_2]^{b_3}}{\exp[1 - b_4(1/d)]} + \varepsilon \quad (14)$$

$$\sqrt{v} = \frac{[b_1(d^2h) - b_2]^{b_3}}{1 + \exp[-b_4(1/d)]} + \varepsilon \quad (15)$$

$$\sqrt{v} = [b_1 + (h-1)^{b_2}] \exp\left\{1 - \exp\left[b_3 \left(\frac{h}{d}\right)^{b_4}\right]\right\} + \varepsilon \quad (16)$$

$$\left(\frac{v}{d}\right) = b_1 [d^{(b_2-1)}] [1 + \exp(-b_3h)]^{(-1/b_4)} + \varepsilon \quad (17)$$

$$\left(\frac{v}{d}\right) = b_1 [d^{(b_2-1)}] [b_3 + (b_4 - b_3) \exp(-b_5h)] + \varepsilon \quad (18)$$

$$\left(\frac{v}{d}\right) = [d^{(b_1-1)}] [-b_2 + \exp(b_3h)] + \varepsilon \quad (19)$$

$$\left(\frac{v}{d}\right) = [d^{(b_1-1)}] [b_2 + \exp(-b_3 + h^{b_4})] + \varepsilon \quad (20)$$

Para avaliar os novos modelos volumétricos de 9 à 20, incluindo-se o modelo de Schumacher e Hall (SH), utilizou-se os critérios estatísticos da média das diferenças absolutas (MDA), soma de quadrado dos resíduos relativos (SQRR), raiz quadrada do erro médio (RQEM) e média dos resíduos percentuais (MDP). Estes critérios, utilizados por Campos *et al.* (1985), Couto e Vettorazzo (1999), Oliveira *et al.* (2009) e Pelissari *et al.* (2011), foram incluídos em somatório de notas onde, o modelo que apresentou menor soma, foi classificado com 1º lugar.

Foram, então, aplicadas as estatísticas: $MDA = \sum_{i=1}^n \varepsilon_i / n$, $SQRR = \sum_{i=1}^n (\varepsilon_i / v_i)^2$ e

$MDP = \left[\sum_{i=1}^n (\varepsilon_i / v_i) 100 \right] (1/n)$. Em que: V_i =volume observado (m^3), $\hat{V}_i$ =volume estimado (m^3), n =número de dados observados e $\varepsilon_i = (v_i - \hat{v}_i)$.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os resultados obtidos dos modelos de 9 à 20 são apresentados na Tabela 1. Nota-se que houve bom ajuste destes para o clone de eucalipto UROG e os cinco melhores modelos, em ordem de classificação da soma de notas, são: 11, 10, 9, 16 e 18. O modelo de Schumacher e Hall (SH), muito importante em análises de modelos volumétricos em florestas brasileiras, ficou em sétimo lugar junto com o modelo 20. Isso mostra que a proposição de novos modelos volumétricos disponibilizam melhores opções para se quantificar o volume do tronco de árvores com melhores níveis de confiabilidade, o que contribui para reduzir o viés em inventários florestais no Brasil.

No entanto, a análise da distribuição de resíduos mostrou para o modelo 16 uma distribuição mais homogênea ao longo do eixo zero e, por isto, apesar de se classificar em quarto lugar, foi selecionado como o melhor. Além disso, este modelo 16 tem característica biológica baseada na mescla dos modelos biomatemáticos de Gompertz e Monomolecular. Assim, com base no modelo 16, gerou-se a seguinte equação volumétrica:

$$\hat{v} = \left\{ \left[5,5295 + (h-1)^{1,4510} \right] \exp \left\{ 1 - \exp \left[1,793 \left(\frac{h}{d} \right)^{0,0771} \right] \right\} \right\}^2.$$

Tabela 1 - Estatísticas obtidas para os modelos volumétricos avaliados.

	b1	b2	b3	b4	b5	SQR	Syx (m ³)	Syx (%)	R ² aj	MDA	SQRR	RQEM	MDA	Total
9	2,776		-10,519	0,357		0,01633	0,0138	7,9	0,990	7	5	3	4	19 ³
10	-9,190	-1,424	3,045			0,01617	0,0137	7,9	0,991	9	3	1	3	16 ²
11	1,596	2,6E-5	3,024			0,01637	0,0138	7,9	0,990	3	7	4	1	15 ¹
12		0,361	4,4E-5	1,893		0,01625	0,0137	7,9	0,991	12	13	2	12	39 ¹²
13	5,6E-3	98,592	9,77E-3	0,462		0,01740	0,0143	8,2	0,990	8	4	11	6	29 ⁶
14	0,018	1,86E-4	0,526	2,904		0,01709	0,0142	8,2	0,990	4	11	10	8	33 ⁹
15	4,1E-4	8,0E-5	0,559	13,740		0,01677	0,0140	8,1	0,990	9	10	9	9	37 ¹¹
16	5,530	1,451	1,793	0,077		0,01667	0,0140	8,1	0,990	6	1	7	7	21 ⁴
17	5,67E-3	1,785	0,042	0,240		0,01669	0,0140	8,1	0,990	1	12	8	13	34 ¹⁰
18	0,012	1,777	-0,229	1,1E-2	-0,017	0,01646	0,0140	8,1	0,990	2	9	5	10	26 ⁵
19	1,774	1,0E+0	7,2E-5			0,01790	0,0144	8,3	0,990	11	6	12	2	31 ⁸
20	1,776	-1,1E-4	9,369	0,346		0,01652	0,0139	8,0	0,990	5	8	6	11	30 ⁷
SH	-9,779	1,765	1,063			0,01803	0,0145	8,3	0,989	10	2	13	5	30 ⁷

CONCLUSÃO

De acordo com os resultados obtidos neste trabalho, conclui-se que a proposição de novos modelos volumétricos propicia opções melhores para quantificar o volume do fuste de árvores. Dentre as 12 propostas apresentadas neste trabalho, o modelo 16 mostrou ser o mais adequado para aplicar na quantificação do volume total do fuste de árvores do clone UROG.

REFERÊNCIAS

- AZEVEDO, G.B.; SOUZA, G.T.O.; BARRETO, P. A. B.; CONCEICAO JUNIOR, V. Estimativas volumétricas em povoamentos de Eucalipto sob regime de alto fuste e talhadia no sudoeste da Bahia. **Pesquisa Florestal Brasileira**, v. 31, p. 309 - 318, 2011.
- CAMPOS, J. C. C.; TREVIZOL JÚNIOR, T.L.; PAULA NETO, F. Ainda, sobre seleções de equações de volume. **Revista árvore**, Viçosa, v. 9, p. 115 - 126, 1985.
- COUTO, H. T. Z.; VETTORAZZO, S. C. Seleção de equações de volume e peso seco comercial para Pinus taeda. **CERNE**, Lavras, v. 05, p. 69 - 80, 1999.
- GUIMARÃES, D. P.; LEITE, H.G. Influência do número de árvores na determinação de equação volumétrica para Eucalyptus grandis. **Scientia Forestalis (IPEF)**, Piracicaba, v. 50, p. 37 - 42, 1996.
- OLIVEIRA, M. L. R.; LEITE, H. G.; GARCIA, S. L. R.; CAMPOS, J. C. C.; SOARES, C. P. B.; SANTANA, R. C. Estimação do volume de árvores de clones de eucalipto pelo método da similaridade de perfis. **Revista Árvore**, Viçosa, vol. 33, 2009.

PELISSARI, A. L.; LANSSANOVA, L. R.; DRESCHER, R. Modelos volumétricos para *Pinus tropicais*, em povoamento homogêneo, no Estado de Rondônia. **Pesquisa Florestal Brasileira**, v. 2011, p. 173 – 181, 2011.

SCHNEIDER, P. R.; COELHO, M. C. B.; ZANON, M. L. B.; FINGER, C. A. G.; KLEIN, J. E. M. Equações de volume para *Eucalyptus dunnii* Maiden, determinadas para a Depressão Central do Estado do Rio Grande do Sul. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 27, p. 425 – 428, 1997.

THOMAS, C.; ANDRADE, C.M.; SCHNEIDER, P.R.; FINGER, C.A.G. Comparação de equações volumétricas ajustadas com dados de cubagem e análise de tronco. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 16, p. 319 - 327, 2006.

VEIGA, R. A. A. ; CARVALHO, C. M. ; BRASIL, M.A.M. Determinação de equações de volume para árvores de *Acacia mangium* Wild. **CERNE**, v. 6, p. 103 - 107, 2000.

MODELOS DE ÁRVORE INDIVIDUAL PARA SIMULAR A DINÂMICA E SUBSIDIDAR O MANEJO EM FLORESTAS DE ARAUCÁRIA

Enrique Orellana¹ Afonso Figueiredo Filho² Sylvio Péllico Netto³ Jerome Klaas Vanclay⁴

1. Engenheiro Florestal, Dr. pelo Programa de Pós-graduação em Engenharia Florestal, Universidade Federal do Paraná, Rua Lothário Meissner, 632, CEP 80210-170, Curitiba (PR). enriqueorellana@uol.com.br
2. Engenheiro Florestal, Dr. Professor Associado da Universidade Estadual do Centro Oeste e Professor Sênior da Universidade Federal do Paraná, Rua Lothário Meissner, 632, CEP 80210-170, Curitiba (PR). afgfilho@gmail.com
3. Engenheiro Florestal, Dr. Professor Sênior da Universidade Federal do Paraná, Rua Lothário Meissner, 632, CEP 80210-170, Curitiba (PR). sylviopelliconetto@gmail.com
4. Engenheiro Florestal. PhD, Professor da Southern Cross University, PO Box 157, Lismore, NSW, Austrália. jvanclay@scu.edu.au

Resumo

O objetivo desta pesquisa foi apresentar dois modelos de árvore individual construídos para florestas de araucária: um dependente e outro independente da distância. Os dados foram coletados na FLONA de Irati, onde 25 parcelas permanentes foram instaladas e medidas em 2002 e remedidas a cada três anos. Submodelos de incremento diamétrico, sobrevivência e recrutamento foram ajustados para grupos de espécies. Projeções realizadas com o modelo independente da distância indicaram que espécies emergentes tendem a aumentar a produção em área basal e volume, enquanto que espécies tolerantes à sombra tendem a reduzir. O modelo dependente da distância indicou aumento da produção da araucária e do grupo de espécies tolerantes à sombra, enquanto que espécies heliófilas mantiveram valores em área basal e volume durante o período simulado. Ambos os modelos de crescimento projetaram valores próximos de volume disponível para corte. Mesmo submetidas a cortes de baixa intensidade, espécies emergentes apresentaram crescimento volumétrico até o fim do período simulado.

Palavras-chave: grupos de espécies, índices de competição, sucessão florestal

Abstract

Individual-tree based growth models to simulate dynamics and support management in Araucaria forests. The objective of this research was to present two individual-based growth models constructed for Araucaria forests: a distance dependent and distance-independent growth model. Data were collected at FLONA, in Irati, where 25 permanent plots were established and measured in 2002 and re-measured every three years. Projections with the distance-independent growth model indicated that emergent species tend to grow in basal area and volume, whereas shade tolerant tend to reduce. The distance-dependent growth model indicated growth of araucarias and shade tolerant species, while light demanding species maintained values of basal area and volume along the simulated period. Both growth models projected closed values of wood available for cutting. Even under low intensity thinning, emergent species presented volume growth until the end of the simulated period.

Keywords: species groups, competition indexes, forest succession

INTRODUÇÃO

A modelagem de árvore individual é a nova tendência para modelar o crescimento e produção florestal em diversas regiões do mundo (WEISKITTEL *et al.*, 2011). Esses modelos simulam o estabelecimento, crescimento e mortalidade de cada árvore (PENG, 2000). Como todo o processo de predição é baseado na árvore individual, existe uma flexibilidade inerente ao modelo que permite a combinação de diferentes espécies e densidades a serem avaliadas (PRETZSCH, 2009). Apenas esses modelos têm a capacidade de simular o ambiente competitivo de cada árvore (DAVIS; JOHNSON, 1987) e, com isso, fornecem o máximo de detalhe e flexibilidade para avaliar alternativas de manejo ou tratamentos silviculturais dentro do talhão (AVERY; BURKHART, 2002). Os modelos de árvore individual permitem projeções sob uma gama de condições, provêm de diversas informações e oferecem uma eficiente alternativa para prever a produção florestal (VANCLAY, 1995).

Os modelos de árvore individual podem ser classificados em dependentes ou independentes da distância (VANCLAY, 1994; PENG, 2000; PRETZSCH, 2009; WEISKITTEL *et al.*, 2011), de acordo com o índice de competição utilizado. Ambos os métodos têm sido aplicados em florestas mistas ou ricas em espécies. No entanto, o mapeamento das árvores, necessário para a modelagem dependente da distância, é bastante dispendioso e oneroso e a literatura não indica claramente se índices dependentes da distância são mais eficazes que os independentes (DAVIS; JOHNSON, 1987; WEISKITTEL *et al.*, 2011).

Centenas de modelos de árvore individual foram desenvolvidos em regiões temperadas e boreais, mas poucos foram desenvolvidos em florestas tropicais e subtropicais (LIU; ASHTON, 1995). A aplicação dessa

técnica em florestas mistas ainda é incipiente em estudos realizados no Brasil. Mesmo em florestas equiâneas e monoespecíficas, esse tipo de modelagem ainda foi pouco explorado.

Dessa forma, com a finalidade de explorar e expor essa importante tecnologia para projeção da dinâmica florestal, na presente pesquisa foram construídos modelos dependentes e independentes da distância para espécies da Floresta Ombrófila Mista.

MATERIAL E MÉTODOS

Descrição da área de estudo

O estudo foi desenvolvido com dados de parcelas permanentes estabelecidas em um remanescente de 1.272,9 ha de Floresta Ombrófila Mista localizado na FLONA de Irati, conservado há mais de 70 anos, monitorado durante 9 anos com 4 medições realizadas a cada 3 anos, envolvendo uma área amostral de 25 ha. As parcelas permanentes foram instaladas e medidas em 2002, remeidas em 2005, 2008 e 2011 e distribuídas em 25 parcelas contíguas de 1 ha cada, nas quais árvores acima de 10 cm de DAP foram identificadas e mensuradas (FIGUEIREDO FILHO, 2010).

Agrupamento de espécies

Alder *et al.* (2002) utilizaram um método de agrupamento de espécies baseado em duas variáveis: incremento diamétrico médio e o diâmetro percentil 0,95, o qual é considerado como o diâmetro típico de uma árvore adulta. Esses autores construíram um gráfico de dois eixos relacionando essas duas variáveis, que define estratégias ecológicas dos grupos formados. Essa metodologia foi utilizada para agrupamento de espécies nesta pesquisa, comparando visualmente o gráfico proposto por Alder *et al.* (2002) com os dados plotados de incremento médio e DAP percentil 0,95 para 107 espécies presentes na área amostral com mais de 10 observações.

A metodologia de Alder *et al.* (2002) agrupou as espécies em 6 grupos para o modelo de crescimento independente da distância (Sub-bosque, Sub-dossel, Umbrófilas do Dossel, Heliófilas do Dossel, Pioneiras e Emergentes) e 3 grupos de espécies para o modelo dependente da distância: Espécies Umbrófilas (composto pelos grupos Sub-bosque, Sub-dossel e Umbrófilas do Dossel); Espécies Heliófilas (Heliófilas do Dossel, Pioneiras e Emergentes) e um terceiro grupo composto unicamente pela espécie *Araucaria angustifolia* Bertol. O. Kuntze.

Ajustes dos submodelos para prever a dinâmica florestal

Para ambos os modelos de crescimento construídos (dependente e independente da distância), submodelos de incremento diamétrico (Δd), sobrevivência (p) e recrutamento (N) foram ajustados (Tabela 1) para os 9 agrupamentos de espécies. Os submodelos de incremento diamétrico e recrutamento foram ajustados pelo método dos mínimos quadrados e nos submodelos de sobrevivência foi utilizada a regressão logística.

No modelo independente da distância a competição foi avaliada pelos índices BAL (*basal area in larger trees*) e G (área basal da parcela) e para o modelo dependente da distância foi utilizado o índice de Hegyi.

Tabela 1 - Submodelos de incremento diamétrico (Δd), sobrevivência (p) e recrutamento (N) para ambos os modelos de crescimento construídos em nível de árvore individual

Modelo	Função	Submodelo
Independente da distância	Δd	$\ln(\Delta d + \alpha) = \beta_0 + \beta_1 \cdot DAP + \beta_2 \cdot \ln DAP + \beta_3 \cdot BAL + \beta_4 \cdot G$
	p	$p = [1 + \exp^{-(\beta_0 + \beta_1 \cdot X_1 + \beta_2 \cdot X_2 + \beta_3 \cdot BAL + \beta_4 \cdot G)}]^{-1}$
	N	$\ln(N + 1) = \beta_0 + \beta_1 \cdot Gi + \beta_2 \cdot Gi^2 + \beta_3 \cdot G$
Dependente da distância	Δd	$\ln(\Delta d + \alpha) = \beta_0 \cdot spp + \beta_1 \cdot DAP + \beta_2 \cdot \ln DAP + \beta_3 \cdot DAP \cdot spp + \beta_4 \cdot \ln DAP \cdot spp + \beta_5 \cdot CI$
	p	$p = [1 + \exp^{-(\beta_0 \cdot spp + \beta_1 \cdot DAP + \beta_2 \cdot DAP^{0.5} + \beta_3 \cdot DAP \cdot spp + \beta_4 \cdot DAP^{0.5} \cdot spp + \beta_5 \cdot CI)}]^{-1}$
	N	$\ln(N + 1) = \beta_0 \cdot spp + \beta_1 \cdot Gi + \beta_2 \cdot G + \beta_3 \cdot Gi \cdot spp + \beta_4 \cdot G \cdot spp$
Site form		$h_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot [parcela \cdot \ln(DAP)]$

Δd é o incremento diamétrico (cm/ano); p é a probabilidade de sobrevivência; N é o número de árvores recrutadas; spp é a variável qualitativa referente ao grupo de espécies; dbh é o diâmetro à altura do peito (DAP) em cm; $\ln dbh$ é o logaritmo neperiano do DAP; $dbh \cdot spp$ é uma interação entre a variável qualitativa do grupo e o DAP; $\ln dbh \cdot spp$ é uma interação entre o logaritmo neperiano do DAP e a variável qualitativa do grupo, CI é o índice de competição de Hegyi; $\alpha = 0,2$ para considerar os incrementos diamétricos negativos comuns em florestas tropicais e permitir a transformação logarítmica; Gi é a área basal do grupo ($m^2 \cdot ha^{-1}$) e G é a área basal da parcela ($m^2 \cdot ha^{-1}$); $Gi \cdot spp$ e $G \cdot spp$ são a área basal do grupo e da parcela com interação com a espécie, respectivamente.

Os coeficientes foram ajustados no ARC, um *software* estatístico gratuito que oferece diversas ferramentas e permite análise detalhada dos dados (VANCLAY, 2003).

Os modelos de crescimento dependente e independente da distância foram construídos no *software* de simulação SIMILE (MUETZELFELDT; MASSHEDER, 2003), uma importante ferramenta para simulação da

dinâmica florestal que apresenta diversas vantagens quando comparado a outros *softwares* do mesmo gênero (VANCLAY, 2003).

Os coeficientes e as curvas médias dos submodelos ajustados para os grupos de espécies, validação dos modelos de crescimento construídos (dependente e independente da distância) e espécies que compõem cada grupo estão apresentados em Orellana (2014).

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Para exemplificar algumas aplicações dos modelos de crescimento construídos, foram realizadas simulações em área basal e volume, utilizando ciclos de corte de 10 anos e DAP mínimo de corte de 40 cm, realizados para Parcela 1 da área de estudo (1 ha), para o total da parcela e para os grupos de espécies formados, com o modelo dependente e independente da distância (Figura 2).

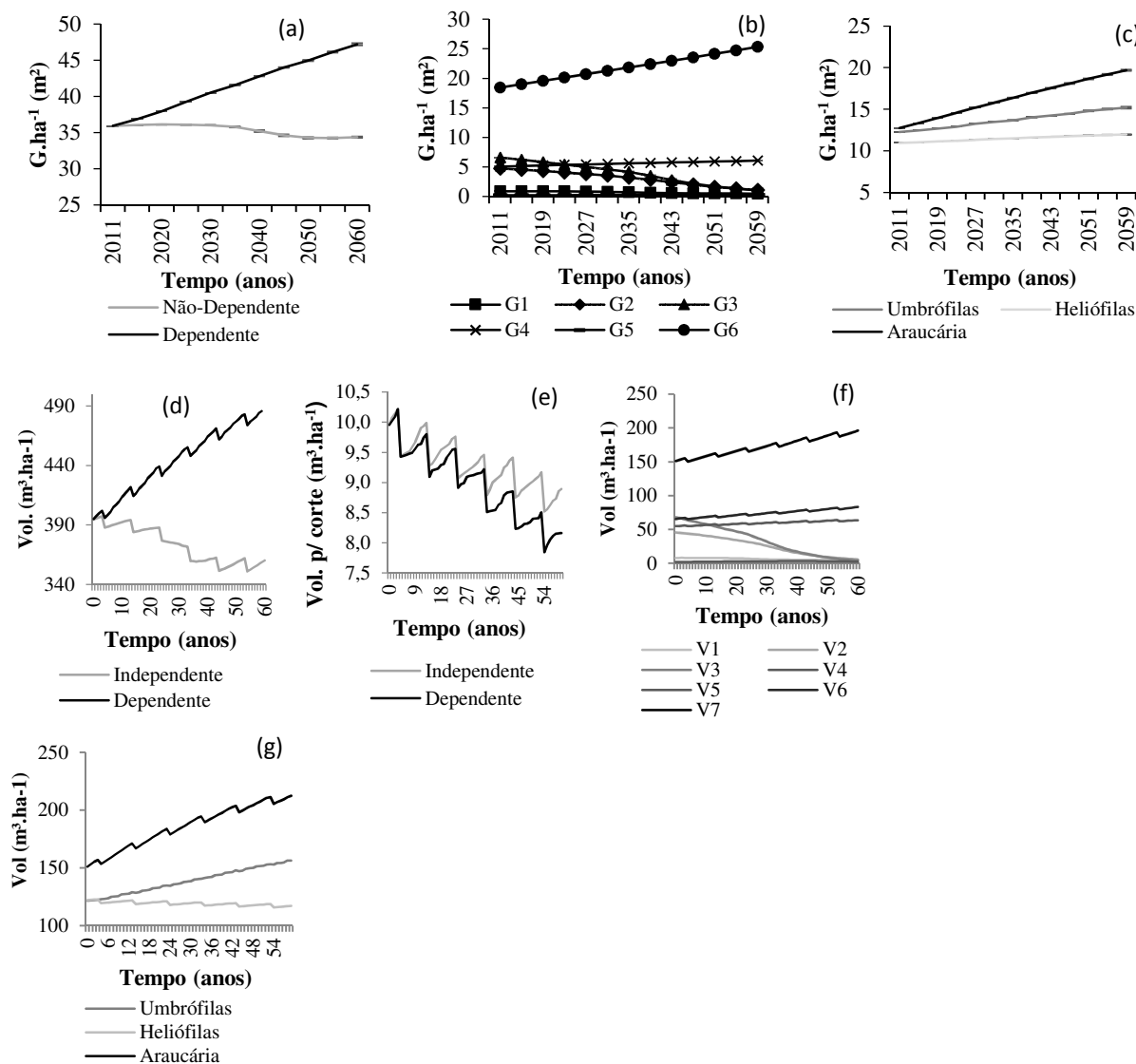


Figura 2 - Projeções em área basal da parcela (1 ha) realizadas pelos modelos dependente e independente da distância (a); Projeções em área basal para os grupos de espécies realizados pelo modelo independente da distância (b) e dependente da distância (c) para um período de 50 anos; Volume total da parcela projetado pelo modelo dependente e independente da distância (d); Volume disponível para corte para ambos os modelos (e). Projeção em volume dos grupos ecológicos para o modelo independente da distância (f); Projeção em volume dos grupos ecológicos para o modelo dependente da distância; G1/V1 = estrato inferior; G2/V2 = subdossel; G3/V3 = umbrófilas do dossel; G4/V4 = heliófilas do dossel; G5/V5 = pioneiras; G6= emergentes; V6 = volume de *Ocotea porosa*, V7= volume de *Araucaria angustifolia*.

O modelo dependente da distância projetou maior área basal (Fig.2a) e volume da parcela (Fig.2d) do que o independente da distância. Isso ocorre porque no modelo independente da distância foram incluídas duas variáveis de competição (BAL e G) nos submodelos de sobrevivência, as quais foram altamente significativas nos ajustes. Por outro lado, no modelo dependente da distância (índice de Hegyi), apenas no caso em que ocorre competição intragrupo de espécies umbrófilas é que foi considerada competição na sobrevivência. Nos demais casos de competição intragrupos a sobrevivência foi dependente apenas do diâmetro.

Para os grupos de espécies definidos pela proposta de Alder *et al.* (2002), o modelo independente da distância projetou maior produção em área basal (Fig.2b) e volume de espécies emergentes (araucária e imbuia) (Fig. 2f) e redução dos grupos de espécies tolerantes à sombra, quando comparado ao início das simulações. O modelo dependente da distância projetou aumento da produção em área basal e volume para a araucária. Mesmo essa espécie submetida a cortes de baixa intensidade, ambos os modelos construídos indicaram maior produção em área basal e volume dessa espécie no final do período projetado, quando comparado ao início das simulações.

CONCLUSÕES

O modelo de crescimento em nível de árvore individual independente da distância revelou tendência de aumento da produção volumétrica e em área basal de espécies emergentes, e redução dessas variáveis para espécies tolerantes à sombra. Foi apontado também aumento na produção em volume e área basal de araucárias no modelo dependente da distância. Ainda que essa espécie tenha sido mais suscetível ao corte, projeções realizadas com ambos os modelos de crescimento construídos revelaram maior volume de araucária no final das simulações do que no início.

REFERÊNCIAS

- ALDER, D.; OAVIKA, F.; SANCHEZ, M.; SILVA, J. N. M.; van der HOUT, P.; WRIGHT, H. L. A comparison of species growth rates from four moist tropical forest regions using increment-size ordination. **International Forestry Review**, v.4, n. 3, p. 196-205, 2002.
- AVERY, T. E.; BURKHART, H. E. **Forest measurements. Fifth edition.** McGraw-Hill, New York, NY, 456p., 2002.
- DAVIS, L. S.; JOHNSON, K. N. **Forest management. Third edition.** McGraw-Hill, New York, NY, 790p., 1987.
- FIGUEIREDO FILHO, A.; DIAS, A. N.; STEPKA, T. F.; SAWCZUK, A. R. Crescimento, mortalidade, ingresso e distribuição diamétrica em Floresta Ombrófila Mista. **Floresta**, v. 40, n. 4, p. 763-776, 2010.
- LIU, J.; ASHTON, P. S. FORMOSAIC: an individual-based spatially explicit model for simulating forest dynamics in landscape mosaics. **Ecological Modelling**, v. 106, p.177-200, 1998.
- MUETZELFELDT, R.; MASSHEDER, J. The Simile visual modelling environment. **European Journal of Agronomy**, v.18, n.3, p. 345-358, 2003.
- PENG, C. Growth and yield models for uneven-aged stands: past, present and future. **For. Ecol. Manage.**, v. 132, p. 259-279, 2000
- PRETZSCH, H. **Forest dynamics, growth and yield: from measurement to model.** Ed. Springer-Verlag Berlin Heidelberg, 664p., 2009.
- ORELLANA, E. **Sucessão florestal, regimes de manejo e competição avaliados por modelos de árvore individual em um fragmento de Floresta de Araucária**, 154f. Tese (Doutorado em Manejo Florestal) – Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2014.
- VANCLAY, J. K. **Modelling Forest Growth and Yield. Applications to Mixed Tropical Forests.** CAB International/Briddles Ltd., Guilford, 312p. 1994.
- VANCLAY, J. K. Growth models for tropical forests: a synthesis of models and methods. **For. Sci.**, v. 41, p. 7-42, 1995.
- VANCLAY, J. K. Growth modelling and yield prediction for sustainable forest management. **The Malaysian Forester**, v.66, n.1, p. 58-69, 2003.
- WEISKITTEL, A. R.; HANN, D. W.; KERSHAW JR, J. A.; VANCLAY, J. K. **Forest Growth and Yield Modeling**, Wiley-Blackwell, Chichester, 2011, 415p.

MODELOS PARA ALTURA TOTAL E CIRCUNFERENCIA A ALTURA DO COLO AOS SESSSENTA MESES PARA *Calophyllum brasiliensis* Cambess NO TOCANTINS

Maria Cristina Bueno Coelho¹, José Imaña Encinas², Otacílio Antunes Santana³, Marcos Giongo⁴

1.Engenheira Florestal, doutoranda do programa de pós graduação em Ciências Florestais da UnB e professora assistente III da Universidade Federal do Tocantins, mariabueno@unb.edu.br;

2. Engenheiro Florestal, Professor Dr. Universidade de Brasília, jose.imana@gmail.com;

3. Biólogo, Dr., Professor Adjunto, Universidade Federal de Pernambuco, otaciliosantana@gmail.com; 4. Engenheiro Florestal, Doutor, Universidade Federal do Tocantins, giongo@uft.edu.br

Resumo

O objetivo deste trabalho foi estudar o ajuste de modelos matemáticos para altura total e circunferência a altura do colo (CAC) em reflorestamento de *Calophyllum brasiliensis* Cambess. A base de dados foi obtida a partir de um inventário contínuo, com 24 parcelas retangulares de 720 m², com 4 sub-unidades de 8m x 4m, em um total 32 m² (com quatro árvores cada). Os parâmetros avaliados foram: altura total e CAC. A escolha da equação com o ajuste mais adequado foi feita por análise de resíduos, coeficiente de variação e coeficiente de determinação ajustado. Os modelos que apresentaram os ajustes mais adequados nos sessentas meses avaliados foram: i) $y = 1,30006 + \frac{9,423}{1 + e^{-\left(\frac{x-42,703}{10,072}\right)}}$ para a circunferência à altura do colo, com CV % 4,3463% a 8,2943%, e R² ajustado 0,9762 a 0,9903; e ii) para altura total $y = 0,751 + \frac{4,862}{1 + e^{-\left(\frac{x-46,581}{13,3751}\right)}}$, com CV % 2,9629 % a 7,4659 %, e R² ajustado 0,9730 a 0,9889.

Palavras-Chaves: manejo florestal, parcelas permanentes e guanandi

Abstract

Models for total height and circumference to the height of colo sixty months for the Calophyllum brasiliensis Cambess in Tocantins. The aim of this work was to study the adjustment of mathematical models for total height and the height of the neck circumference (CAC) in reforestation of *Calophyllum brasiliensis* Cambess. The database was obtained from a continuous inventory, with 24 rectangular plots of 720 m², with 4 subplots of 8m x 4m, in total 32 m² (with four trees each). The parameters evaluated were: total height and neck circumference. The choice of the equation with the most significant adjustment was made by analysis of residuals, coefficient of variation and coefficient of determination adjusted. The models showed that the most significant adjustments in sixty months were: i) $y = 1,30006 + \frac{9,423}{1 + e^{-\left(\frac{x-42,703}{10,072}\right)}}$ for neck circumference, from 4.3463 to 8.2943 of CV %, and adjusted R² from 0.9762 to 0.9903 ; and ii) to total height $y = 0,751 + \frac{4,862}{1 + e^{-\left(\frac{x-46,581}{13,3751}\right)}}$, from 2.9629 to 7.4659 of CV %, and adjusted R² from 0.9730 to 0.9889.

KeyWords: Forest management, Fixed plots, Guanadi

INTRODUÇÃO

O desenvolvimento das árvores, além de sua idade, é limitado pelos recursos ambientais (temperatura, precipitação, vento, insolação e nutrientes), espaço físico, características edáficas (físicas, químicas e biológicas), topográficas (inclinação, altitude e exposição) e pelos fatores de competição, como a influência de outras espécies, tamanho e constituição genética da árvore, bem como de sua história de desenvolvimento (ENCINAS; ENCINAS, 2008). Cada um desses fatores pode afetar de forma isolada ou em conjunto o crescimento das árvores.

O crescimento pode ser definido como uma mudança de magnitude de qualquer característica mensurável, como diâmetro, altura, volume, peso, biomassa, entre outros. (ENCINAS *et al.*, 2005). O entendimento da influência do ambiente no crescimento, refletido por variações no tamanho e na forma das árvores, bem como o comportamento passado da taxa de crescimento, são essenciais para a execução de planos de manejo florestal, pois refletem respostas relacionadas às variações do crescimento (ENCINAS *et al.*, 2009). Com isso, as empresas florestais são obrigadas a definir objetivos para o manejo os povoamentos de maneira, de modo que cumpram as metas da melhor forma.

O estado do Tocantins tem grande potencialidade para produção florestal, a cobertura vegetal natural predominante é o cerrado. Em um estudo realizado por técnicos da Secretaria da Agricultura, da Pecuária e do Desenvolvimento Agrário aponta que até 2014 o estado deverá ter uma área de 208 mil hectares de florestas plantadas. O plantio de arvores garante geração de renda para o estado, atrelada à preservação ambiental (SEPLAN, 2007). O referido trabalho tem como objetivo ajustar modelos matemáticos para determinação da altura total e da circunferência a altura do colo do *Calophyllum brasiliensis*, oriundas de reflorestamento, para auxiliar na tomada

de decisão sobre as intervenções futuras nos povoamentos florestais, a fim de melhorar as práticas de manejo da espécie na região do cerrado brasileiro.

MATERIAL E MÉTODOS

O estudo foi realizado em uma área com plantio comercial de guanandi num total de 50 hectares. As mudas para o plantio do povoamento foram produzidas pela empresa JAMP com sementes oriundas de árvores nativas da região. O povoamento em questão tem uma idade média de 60 meses, sendo realizados todos os anos tratos culturais, como adubação, capina química e mecânica. O clima é tropical úmido com deficiência hídrica (*BIWA'a'*), com precipitação média anual 1.800 (mm) e temperatura média anual 28°C. Os solos da região são classificados como concrecionários e hidromórficos com alto teor de argila. O relevo tem formas erosivas (Superfícies tabulares erosivas, superfícies em pediplanos, inselbergs e terraços fluviais) e de acumulação (Terraços fluviais, planícies fluviais e áreas de acumulação inundáveis), com hidrografia inserida na Bacia do Rio Araguaia (SEPLAN, 2007).

A base de dados foi obtida a partir da instalação de um inventário contínuo (ano base 2009), sendo que as unidades amostrais foram instaladas de forma sistemática. O tamanho das unidades amostrais foi definido de acordo com o espaçamento do local em estudo, sendo de 24 parcelas retangulares de 720 m² (40 m x 18 m) com 4 sub-unidades em cada unidade amostral (com 96 subunidades amostrais). Cada subunidade tem dimensões de 8 m x 4 m num total 32 m² com quatro árvores cada. Para o ajustes dos modelos foram usados como variável dependente a altura total (Ht) medida em metros com um clinômetro e circunferência à altura do colo considerando 5 cm da base (CAC) medida com uma fita métrica graduada em cm e após convertido em diâmetro e como variável independente a idade em meses de 384 árvores.

Para a escolha do modelo matemático (Tabela 1) ajustado utilizou-se os seguintes critérios estatísticos de seleção: análise gráfica dos resíduos, para verificar a ocorrência ou não de tendenciosidade nas estimativas da variável dependente, coeficiente de variação, coeficiente de determinação ajustado (R^2_{ajustado}) e significância do F obtido por meio da análise de variância da regressão e indica se há significância no ajuste a determinado nível de probabilidade, por meio da comparação do valor de F calculado com o valor de F tabelado. Quando o valor de F calculado é maior que o F tabelado, a regressão é significativa ao nível de probabilidade desejada. Para a obtenção do F tabelado deve-se levar em consideração os graus de liberdade da regressão e do erro em função do nível de probabilidade desejado. Neste trabalho foi considerada a probabilidade de 99% ($p < 0,01$).

Tabela 1 - Modelos matemáticos utilizados para determinação da Altura Total e CAC de *Calophyllum brasiliensis* ao 60 meses de idade

Função	Modelo
1.Polinomial Linear	$y = y_0 + a x$
2.Polinomial Quadrático	$y = y_0 + a x + b x^2$
3.Polinomial Cúbico	$y = y_0 + a x + b x^2 + c x^3$
4.Sigmoidal 3 parâmetros	$y = \frac{a}{1 + e^{-\left(\frac{x-x_0}{b}\right)}}$
5.Sigmoidal 4 parâmetros	$y = y_0 + \frac{a}{1 + e^{-\left(\frac{x-x_0}{b}\right)}}$
6.Sigmoidal (Hill) 4 parâmetros	$y = y_0 + \frac{a}{1 + e^{-\left(\frac{x-x_0}{b}\right)}}$
7.Gompert 3 parâmetros	$y = a e^{-e\left(\frac{x-x_0}{b}\right)}$
8.Chapman 4 parâmetros	$y = y_0 + a \left(1 - e^{-b x}\right)^c$
9.Weibull 4 parâmetros	$y = a \left[1 - e^{-\left(\frac{x-x_0+b \ln 2^{\frac{1}{c}}}{b}\right)^c}\right]$

Em que: a,b,c, y_0 e x_0 coeficientes da regressão ; y= variável dependente representada pela Ht e CAC, x= idade medida em meses, e =exponencial, a,b,c, x_0 e y_0 coeficientes, ln= logaritmo natural. Fonte: DRAPER, N. R. e SMITH, H. 1998

RESULTADOS E DISCUSSÃO

A Tabela 2 relaciona, para cada modelo, os respectivos valores de coeficiente de determinação R^2_{ajustado} , coeficiente de variação CV%, valor F e p. Tais valores foram utilizados, juntamente com a análise da distribuição gráfica de resíduos, para selecionar a melhor equação. As equações ajustadas para altura total proporcionaram uma

variação do coeficiente de variação de CV % 2,9629 % a 7,4659 % e o coeficiente de determinação ajustado de $R^2_{ajustado}$ 0,9730 a 0,9889. Para CAC os modelos ajustados proporcionaram uma variação do coeficiente de variação de CV % 4,3463% a 8,2943% e o coeficiente de determinação ajustado de $R^2_{ajustado}$ 0,9762 a 0,9903. O modelo que apresentou vantagem em relação aos demais foi o Sigmoidal com quatro parâmetros, tanto para altura total como para circunferência à altura do colo.

Tabela 2 - Coeficientes para Altura total circunferência a altura do colo para povoamentos de *Calophyllum brasiliensis* ao 60 meses de idade

Função	Altura Total				Circunferência a altura do colo			
	R^2_{aj}	CV%	F	p	R^2_{aj}	CV%	F	p
1	0,9730	7,4659	181,1431	0,0002	0,9762	8,2943	205,8007	0,0001
2	0,9885	4,8782	215,3962	0,0006	0,9809	4,3463	129,0541	0,0012
3	0,9879	5,000	137,8714	0,0730	0,9854	6,4872	113,6491	0,0087
4	0,9889	4,5619	246,2435	0,0005	0,9833	7,02399	148,3018	0,0010
5	0,9883	2,9629	141,8163	0,0070	0,9903	5,2893	171,3073	0,0058
6	0,9883	4,9125	141,5976	0,0070	0,9861	6,3405	118,9775	0,0083
7	0,9887	4,8269	219,7518	0,0006	0,9852	6,5281	167,8016	0,0008
8	0,9881	4,9811	139,2921	0,0071	0,9842	6,7565	104,6994	0,0095
9	0,9855	5,4727	114,0922	0,0087	0,9897	5,7035	147,2316	0,0068

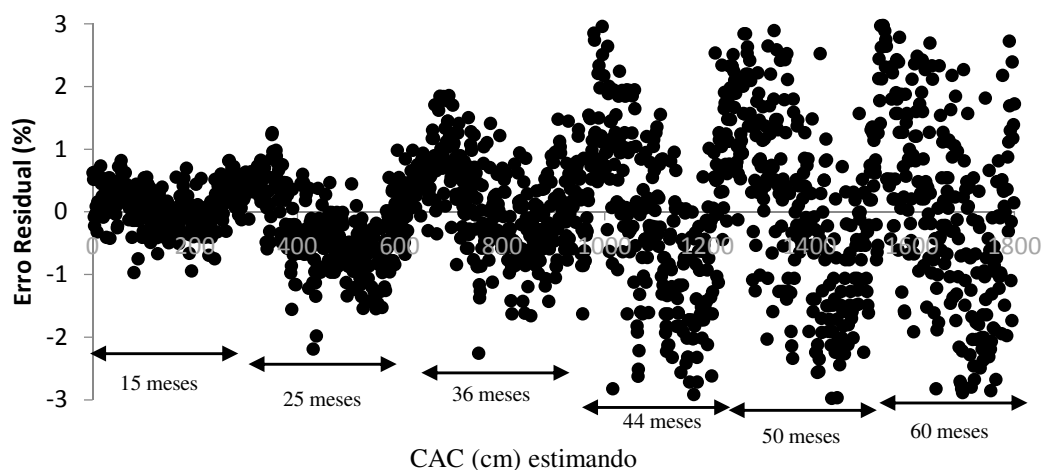
A Tabela 3 mostra os coeficientes estatísticos obtidos pelo ajuste do modelo calculados para a estimativa da CAC e altura total considerando o agrupamento das idades para o povoamento de *Calophyllum brasiliensis*.

Tabela 3 - Coeficientes para descrever a circunferência a altura do colo e Altura Total de *Calophyllum brasiliensis* aos 60 meses de idade

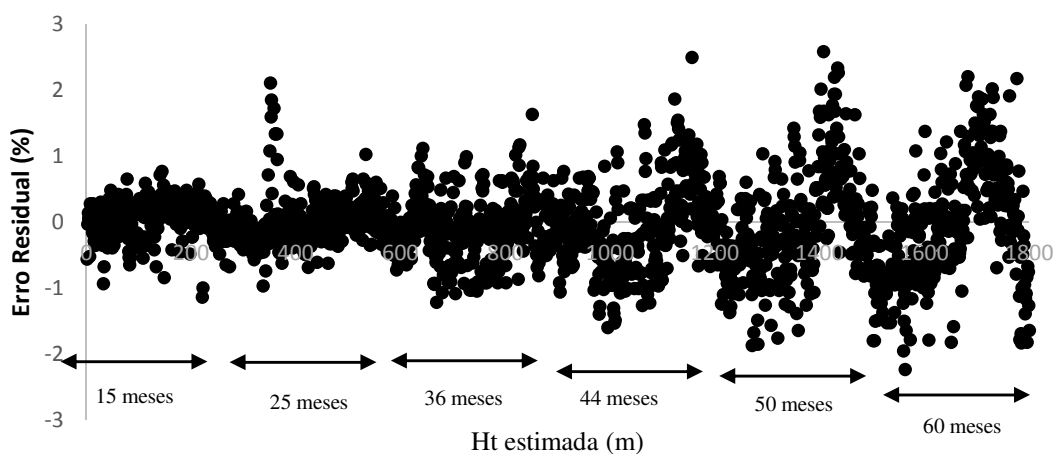
Função	Coeficientes CAC (cm)					Coeficientes Altura Total (m)				
	a	b	X_0	c	Y_0	a	b	X_0	c	Y_0
1	0,173				-1,261	0,071				-0,111
2	0,089	0,001			0,037	0,023	0,0006			0,634
3	-0,232	0,010		-	3,209	-0,056	0,0030		-	1,424
				8,2624E-005					2,0586E-005	
4	12,573	15,024	43,729			8,249	22,998	57,688		
5	9,423	10,072	42,703		1,3008	4,862	13,375	46,581		0,751
6	11,345	3,522		48,933	1,691	6,484	2,878		59,850	1,058
7	20,944	38,716	51,440			23,663	76,265	100,262		
8	12,023	0,0443		6,252	1,704	6,686	0,031		4,4117	1,088
9	10,195	316636,024	38,367	18394,45		5,861	1774079,325	43,941	72786,862	

Onde: a, b, c, X_0 e Y_0 : coeficientes da equação

Dos modelos testados, tanto para altura total em metros como para circunferência à altura do colo, os melhores resultados obtidos para o conjunto de dados foi o Sigmoidal com quatro parâmetros, sendo Para CAC $y = 1,30006 + \frac{9,423}{1 + e^{-\left(\frac{x-42,703}{10,072}\right)}}$ e para altura total $= 0,751 + \frac{4,862}{1 + e^{-\left(\frac{x-46,581}{13,3751}\right)}}$. Na Figura 1 é mostrada a distribuição gráfica dos resíduos em percentual em todas as medições, indicando o ajuste do modelo selecionado, verificando uma boa distribuição do mesmo. Analisando-se esse critério, foi possível notar que há uma coerente distribuição dos pontos, em ambos os lados da linha zero, mostrando que existe uma normalidade e homogeneidade da variação entre os dados reais e os estimados.



(a)



(b)

Figura 1 - Distribuição dos resíduos em porcentagem para as estimativas da altura total (a) e da circunferência a altura do colo (b) para *Calophyllum brasiliensis* ao longo dos sessenta meses de idade

CONCLUSÕES

A relação de modelos matemáticos para a determinação do crescimento em altura total e em circunferência a altura do colo, de acordo com a observação gráfica dos resíduos, coeficiente de variação e coeficiente de determinação ajustado, permitem concluir que, para o conjunto de dados utilizados, o modelo Sigmoidal com quatro parâmetros apresenta o ajuste mais adequado para as estimativas para a espécie *Calophyllum*, aos sessenta meses de idade.

REFERÊNCIAS

DRAPER, Norman Richard; SMITH, Harry. Applied regression analysis. 3rd ed. New York: John Wiley & Son, 1998. xvii, 706 p. : 1 disquete (Wiley series in probability and statistics) ISBN 0471170828

ENCINAS J. I.; SILVA, G. F.; PINTO, J. R. R. Idade e Crescimento das Árvores. **Comunicações Técnicas Florestais**, v. 7, n. 1, 2005.

ENCINAS, J. I. ; ENCINAS, O. **Epidometria forestal**. 1. ed. Mérida: RELAFOR, 2008. v. 1. 55 p.

ENCINAS, J. I. ; REZENDE, A. V.; IMANA, C. ; SANTANA, O. A. **Contribuição dendrométrica nos levantamentos fitossociológicos**. 1. ed. Brasília: UnB Depto. Engenharia Florestal, 2009. 46 p.

SEPLAN- **Anuário Estatístico do Estado do Tocantins**, Secretária do Planejamento e Meio Ambiente – SEPLAN, Diretoria de pesquisas e Informações – DPI. 2007.disponível em: <
<http://www.seplan.to.gov.br/Portal/cidadao/sicbr>> Acesso em: 04/05/2014.

PERFIL DO FUSTE DE *Eucalyptus urophylla* S. T. Blake SOB DOIS REGIMES DE CONDUÇÃO NO SUDOESTE DA BAHIA

Glauce Taís de Oliveira Sousa Azevedo¹, Gileno Brito de Azevedo¹, Renato Vinicius Oliveira Castro², Patrícia Anjos Bittencourt Barreto³

¹Eng. Florestal, Doutorando em Ciências Florestais, Universidade de Brasília - Fac. de Tecnologia - Departamento de Engenharia Florestal, Campus Universitário Darcy Ribeiro, Brasília - CEP 70910-900. Email: glauce_tais@hotmail.com; gilenoba@hotmail.com.

²Eng. Florestal, Professor Doutor da Universidade Federal de São João del Rei e do Programa de Pós-Graduação em Ciências Florestais da Universidade de Brasília, Rodovia MG 424 - Km 47 - CEP 35701-970, Sete Lagoas - MG. Email: castrorvo@ymail.com.

³Eng. Florestal, Professora Adjunta da Universidade Estadual do Sudoeste da Bahia - Departamento de Engenharia Agrícola e de Solos, Estrada do Bem Querer, Km 4, Vitória da Conquista Bahia - CEP 45083-900. Email: patriciaabarreto@uesb.edu.br

Resumo

O presente trabalho objetivou avaliar a influência de regimes de condução do povoamento sobre a forma do fuste de *Eucalyptus urophylla* S. T. Blake na região sudoeste da Bahia. Foram utilizados dados de povoamentos de eucalipto sob dois regimes de condução (alto fuste e talhadia). Foram testados os modelos de afilamento propostos por Kozak, Garcia e Demaerschalk, e selecionado aquele com melhor desempenho nas estatísticas de ajuste e análise gráfica de resíduos. Os modelos selecionados foram validados utilizando o teste do qui-quadrado ($\alpha = 0,05$). Com os modelos selecionados, foram estimados os valores de diâmetro ao longo do fuste da árvore média, permitindo avaliar o perfil do fuste para cada regime de condução do povoamento. O modelo de Garcia apresentou melhor desempenho para ambos os regimes de condução. A forma do fuste foi influenciada pelo regime de condução, sendo que o fuste tende a ser mais cilíndrico no regime de talhadia.

Palavras-chave: Modelos de *taper*, forma do fuste, alto fuste, talhadia.

Abstract

Stem profile of Eucalyptus urophylla S. T. Blake under two conduction regimes in southwest of Bahia, Brazil. This study aimed to evaluate the influence of the conduction regimen of the stand on the stem shape of *Eucalyptus urophylla* S. T. Blake in southwest Bahia region, Brazil. Data of eucalyptus plantations submitted to two conduction regimes were used (high forest and coppice). The taper models proposed by Kozak, Garcia and Demaerschalk were tested, and selected that one with best performance in the adjustment statistics and graphical residual analysis. The selected models were validated using the chi-square test ($\alpha = 0.05$). With the selected models were estimated the diameters along the stem of average tree, in order to evaluate the profile of the stem for each conduction regime of the stand. The Garcia's model showed better performance for both conduction regimens. The stem shape was influenced by the conduction regime and the stem tends to be cylindrical in coppice regime.

Keywords: Taper models, stem shape, high forest, coppice.

INTRODUÇÃO

O conhecimento do perfil do fuste de algumas espécies florestais comerciais, a exemplo do eucalipto, se torna uma ferramenta importante no planejamento e logística florestal, uma vez que permite a obtenção de informações sobre as dimensões mínimas e quantidade de cada produto a ser obtido no povoamento. A forma do fuste é definida pela taxa de decréscimo do diâmetro (d) em relação ao DAP (diâmetro à altura do peito, a 1,30 m de altura) ao longo do fuste (HUSCH *et al.*, 2003). Essa relação (d /DAP) é estudada por meio de funções de afilamento (*taper*) e se constituem em uma alternativa de quantificação dos sortimentos dos povoamentos florestais.

Para Prodan *et al.* (1997), as funções de afilamento constituem uma importante ferramenta estatística para estimar os perfis de fustes, pois permitem prever três características básicas das árvores: diâmetro em qualquer ponto do fuste, altura total ou a que se encontra em um diâmetro limite especificado e o volume entre pontos quaisquer do fuste. O estudo da forma do fuste de árvores é feito por meio de modelos de regressão, alguns já consagrados, porém, não existe uma função que seja eficiente em todos os casos, ou seja, para qualquer amostra de dados (NOGUEIRA *et al.*, 2008), uma vez que diversos fatores podem influenciar na forma do fuste de uma árvore. Dentre esses fatores, podem ser citados material genético, a idade, o espaçamento, regime de corte e desbaste, regime de condução, o sítio, comprimento e largura da copa (NOGUEIRA *et al.*, 2008; QUEIROZ *et al.*, 2008), os quais levam vários pesquisadores a desenvolver e aplicar diferentes técnicas de modelagem do perfil do fuste para diferentes condições.

No Brasil, muitos povoamentos de eucalipto destinados à produção de carvão vegetal, para suprimento de empresas siderúrgicas, são manejados com condução de pelo menos uma talhadia (CACAU *et al.*, 2008). A

condução das brotações gera um volume de madeira por fuste inferior em relação à reforma do povoamento (AZEVEDO *et al.*, 2011). Porém, na literatura não é encontrado o efeito do tipo de regime de condução (alto fuste ou talhadia) sobre a forma do fuste das árvores.

Diante do exposto, este trabalho tem por objetivo avaliar a influência do regime de condução do povoamento (alto fuste e talhadia) sobre a forma do fuste de *Eucalyptus urophylla* S. T. Blake, na região sudoeste da Bahia.

MATERIAL E MÉTODOS

Os dados utilizados foram obtidos em dois povoamentos de *Eucalyptus urophylla*, com 5 anos de idade, conduzidos sob dois regimes de manejo, alto fuste e talhadia, localizados na Fazenda Bela Vista, no município de Vitória da Conquista, Bahia. A escolha da idade de 5 anos é devido à grande maioria das plantações florestais da região serem destinadas à produção de madeira para fins energéticos, possuindo ciclos de corte entre 4 e 5 anos de idade. De acordo com a classificação de Köppen, o clima da região é do tipo tropical de altitude (Cwb), com relevo plano a levemente ondulado, e altitude em torno de 880 m. A temperatura média anual é de 21 °C e a precipitação varia entre 700 mm e 1.100 mm anuais, distribuída nos meses de novembro a março, com período seco de quatro a cinco meses.

Foram selecionadas aleatoriamente e abatidas 35 árvores no povoamento em regime de alto fuste, sendo observada uma variação de DAP de 8,69 a 16,87 cm e em altura de 10,2 a 16,5 m. No povoamento em regime de talhadia, foram abatidos 59 fustes, originados de 30 cepas selecionadas aleatoriamente, com DAP variando de 6,21 a 15,25 cm e altura de 10,6 a 16,8 m (AZEVEDO *et al.*, 2011). Nesse último povoamento, para efeito de cálculo e ajuste de equações, cada fuste resultante da condução dos brotos foi considerado um indivíduo. Em ambos os povoamentos as árvores foram cubadas, sendo medidos os diâmetros com casca ao longo do fuste nas posições de 0,1, 0,3, 0,7, 1,3 e 2 m do nível do solo e, a partir desse ponto, as seções foram medidas de 2 em 2 m, até a altura onde se encontrava o diâmetro mínimo de 4 cm.

Os dados da cubagem, dos dois regimes de condução, foram separados para o ajuste e para a validação dos modelos. Para o ajuste, foram utilizados dados de 25 árvores selecionadas aleatoriamente, para a área conduzida por alto fuste, e dados de 49 fustes, para a área conduzida por talhadia. Foram ajustados os modelos de afilamento de Kozak *et al.* (1969), Garcia *et al.* (1993) e Demaerschalk (1972), cujas relações funcionais e expressões para estimar o diâmetro (d) em qualquer altura do fuste são apresentadas a seguir:

Kozak *et al.* (1969)

$$\left(\frac{d}{DAP}\right)^2 = \beta_0 + \beta_1 \cdot \left(\frac{h}{Ht}\right) + \beta_2 \cdot \left(\frac{h}{Ht}\right)^2 + \varepsilon \quad \hat{d} = DAP \cdot \sqrt{\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \cdot \left(\frac{h}{Ht}\right) + \hat{\beta}_2 \cdot \left(\frac{h}{Ht}\right)^2}$$

Garcia *et al.* (1993)

$$\left(\frac{d}{DAP}\right)^2 = \beta_0 + \beta_1 \cdot \sqrt{\frac{h}{Ht}} + \beta_2 \cdot \left(\frac{h}{Ht}\right) + \varepsilon \quad \hat{d} = DAP \cdot \sqrt{\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \cdot \left(\frac{h}{Ht}\right)^{1/2} + \hat{\beta}_2 \cdot \left(\frac{h}{Ht}\right)}$$

Demaerschalk (1972)

$$\left(\frac{d}{DAP}\right)^2 = 10^{2\beta_0} DAP^{(2\beta_1-2)} Ht^{2\beta_2} (Ht-h)^{2\beta_3} + \varepsilon \quad \hat{d} = 10^{\hat{\beta}_0} \cdot DAP^{\hat{\beta}_1} \cdot Ht^{2\hat{\beta}_2} \cdot (Ht-h)^{2\hat{\beta}_3}$$

Sendo: d = diâmetro na altura h , em cm; DAP = diâmetro à 1,30 m de altura, em cm; h = altura num ponto qualquer do fuste, em m; Ht = altura total, em m; β_i = parâmetros a serem estimados por regressão; e ε = erro aleatório.

Os modelos lineares foram ajustados pelo método dos mínimos quadrados ordinários, e o modelo não linear foi ajustado utilizando o *software* Statistica 7.0 (STATSOFT, 2004), utilizando o algoritmo Levenberg-Marquardt, com 1.000 iterações. O melhor modelo, para cada regime de condução, foi selecionado com base no coeficiente de correlação entre valores observados e estimados (R), coeficiente de determinação ajustado (R^2_{aj}), erro padrão residual em porcentagem ($S_{yx}\%$) e distribuição gráfica dos resíduos (AZEVEDO *et al.*, 2011), obtidos para a variável diâmetro (d) em qualquer altura do fuste.

Para avaliar a aderência do modelo selecionado para a estimativa do diâmetro em cada regime de condução, foi realizada a validação utilizando dados de 10 árvores (alto fuste) e 10 fustes (talhadia), não utilizados no ajuste dos modelos, com a aplicação do Teste do qui-quadrado (χ^2) ($\alpha = 0,05$) (SILVEIRA, 2009).

De posse do modelo de afilamento selecionado para cada regime de condução, foram estimados os valores de diâmetro ao longo do fuste da árvore média, considerando todas as árvores medidas, permitindo assim,

apresentar graficamente o perfil do fuste para cada regime de condução do povoamento. Para isso, foi considerada como árvore média a árvore com diâmetro médio (q) e média aritmética das alturas (H_t) das árvores-amostra.

Foi aplicado o teste de identidade de modelos (REGAZZI, 1993) para verificar a igualdade das equações geradas para cada regime de condução e, com isso, verificar estatisticamente se há diferenças entre o perfil do fuste nos dois povoamentos avaliados.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Considerando as estimativas das estatísticas de ajuste (Tabela 1) e da análise da distribuição gráfica dos resíduos dos três modelos de afilamento avaliados (Figura 1), o modelo de Garcia foi selecionado em ambos os regimes de condução. Esse modelo, apesar de apresentar pouca diferença em relação aos demais modelos quanto ao coeficiente de correlação (R), apresentou o menor erro padrão residual ($S_{yx}\%$) e melhor distribuição gráfica dos resíduos. No entanto, em todos os modelos avaliados, observa-se maior dispersão dos resíduos para a porção superior do fuste, onde os diâmetros são menores.

Tabela 1 - Estimativa dos parâmetros dos modelos e estatísticas de ajuste para a variável diâmetro (d) para diferentes regimes de condução de *Eucalyptus urophylla* no sudoeste da Bahia

Regime de condução	Modelo	Coeficientes da regressão				Estatísticas de ajuste		
		β_0	β_1	β_2	β_3	R	R^2_{aj}	$S_{yx}\%$
Alto Fuste	Kozak	1,51313	-3,55349	2,30562	-	0,9634	0,9275	14,82
	Garcia	1,96059	-3,27482	1,40684	-	0,9810	0,9621	7,74
	Demaerschalk	0,34012	0,97327	-1,38730	1,19374	0,9722	-	20,85
Talhadia	Kozak	1,51848	-3,46356	2,26852	-	0,9542	0,9102	15,07
	Garcia	1,96759	-3,27766	1,44190	-	0,9704	0,9414	9,79
	Demaerschalk	0,16592	0,90696	-1,03117	1,04831	0,9607	-	18,09

β_i = coeficientes estimados na regressão; R = coeficiente de correlação entre valores observados e estimados; R^2_{aj} = coeficiente de determinação ajustado; e $S_{yx}\%$ = erro padrão residual em porcentagem.

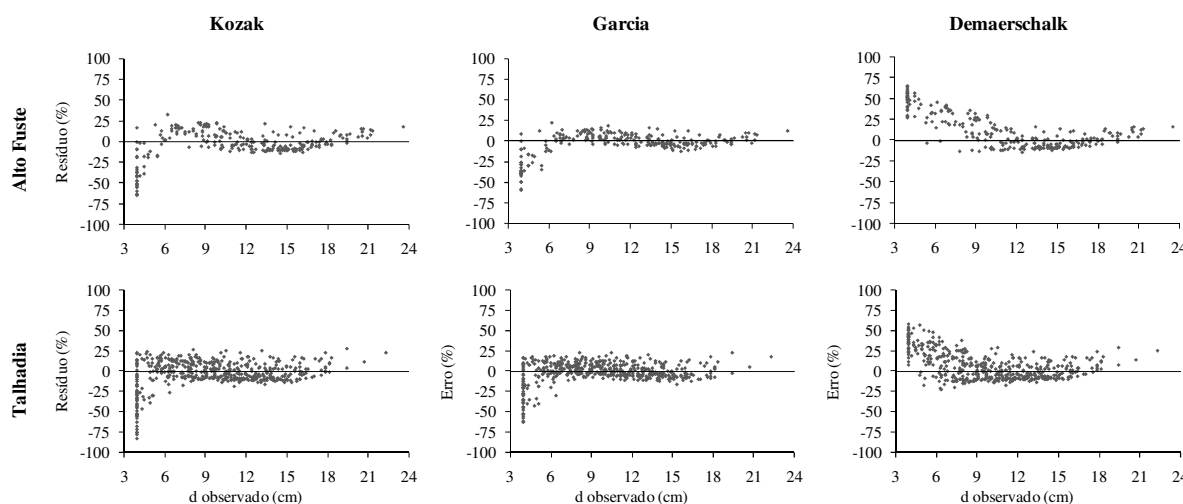


Figura 1 - Distribuição gráfica dos resíduos para os modelos de *taper* ajustados em cada regime de condução de *Eucalyptus urophylla* no sudoeste da Bahia.

Segundo o teste qui-quadrado (χ^2), utilizado para validação da equação selecionada (modelo de Garcia), os valores do diâmetro observado em diferentes alturas do fuste foram estatisticamente iguais aos valores estimados pela equação em ambos os regimes de condução (alto fuste: $\chi^2_{\text{tabelado}} = 120,99$; $\chi^2_{\text{calculado}} = 12,60$; talhadia: $\chi^2_{\text{tabelado}} = 124,34$; $\chi^2_{\text{calculado}} = 9,68$). Esse resultado indica que as equações geradas a partir do ajuste do modelo de Garcia são adequadas para ambos os regimes de condução, permitindo assim estimar o perfil do fuste.

No gráfico que representa o perfil do fuste (Figura 2), observa-se que há diferenças entre as formas dos fustes dos dois regimes de condução, sendo possível notar que o fuste proveniente do regime de talhadia apresenta forma menos cônica que o do regime de alto fuste, o que pode estar associado à maior competição entre as árvores. O efeito do regime de condução sobre a forma do fuste pode ser interpretado ao comparar os resultados do presente trabalho com os fatores e quocientes de forma observados por Azevedo *et al.* (2011), para a mesma área de estudo,

que verificaram valores ligeiramente maiores para o povoamento conduzido por talhadia em relação ao conduzido por alto fuste. Nogueira *et al.* (2008) avaliaram a influência do espaçamento sobre a forma do fuste de árvores de *Pinus taeda* L. e verificaram maior conicidade também para os espaçamentos maiores.

O teste de identidade de modelos constatou que há diferenças significativas entre as equações geradas para cada regime de condução ($F_{\text{calc}} = 20,01$; $F_{\text{tab}} = 2,62$), o que indica a necessidade de ajustar um modelo para cada regime, sendo o ajuste de um modelo geral insuficiente para estimar o diâmetro em diferentes alturas do fuste, na área em que foi realizado o presente estudo.

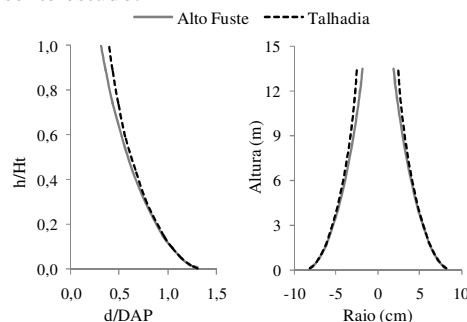


Figura 2 - Perfil da árvore média (DAP = 12,52 e Ht = 13,48) estimado pelo modelo de Garcia para cada regime de condução.

CONCLUSÕES

O modelo de Garcia foi o que apresentou melhor desempenho para a estimativa do diâmetro ao longo do fuste para ambos os regimes de condução. A forma do fuste foi influenciada pelo regime de condução, sendo que o fuste tende a ser mais cilíndrico no povoamento conduzido por talhadia. O teste de identidade de modelos indicou que o ajuste de apenas um modelo para os dois regimes de condução é insuficiente para estimar o diâmetro em diferentes alturas do fuste.

REFERÊNCIAS

- AZEVEDO, G. B.; SOUSA, G. T. O.; BARRETO, P. A. B.; CONCEIÇÃO JUNIOR, V. Estimativas volumétricas em povoamentos de eucalipto sob regime de alto fuste e talhadia no sudoeste da Bahia. **Pesquisa Florestal Brasileira**, v.31, n.68, p.309–318, 2011.
- CACAU, F. V.; REIS, G. G.; REIS, M. G. F.; LEITE, H. G.; ALVES, F. F.; SOUZA, F. C. Decepa de plantas jovens de eucalipto e manejo de brotações, em um sistema agroflorestal. **Pesquisa agropecuária brasileira**, v.43, n.11, p.1457–1465, 2008.
- DEMAERSCHALK, J. P. Converting volume equations to compatible taper equations. **Forest Science**, v.18, n.3, p.241–245, 1972.
- GARCIA, S. L. R.; LEITE, H. G.; YARED, J.A.G. Análise do perfil do tronco de morototó (*Didymopanax morototoni*) em função do espaçamento. In: CONGRESSO FLORESTAL PANAMERICANO, 1., CONGRESSO FLORESTAL BRASILEIRO, 7., 1993, Curitiba. **Anais...** Curitiba: SBS/SBEF, 1993. p. 485-491
- HUSCH, B.; BEERS, T. W.; KERSHAW JR., J. A. **Forest mensuration**. 4.ed. Hoboken, New Jersey: John Wiley & Sons, 2003. 443p.
- KOZAK, A.; MUNRO, D. D.; SMITH, J. H. G. Taper functions and their application in forest inventory. **Forestry Chronicle**, v.45, n.4, p.278–283, 1969.
- NOGUEIRA, S. N.; LEITE, H. G.; REIS, G. G.; MOREIRA, A. M. Influência do espaçamento inicial sobre a forma do fuste de árvores de *Pinus taeda* L. **Revista Árvore**, v.32, n.5, p.855–860, 2008.
- PRODAN, M. PETERS, R. COX, F. **Mensuração florestal**. San José, Costa Rica: IICA, 1997. 586p.
- QUEIROZ, D.; MACHADO, S. A.; FIGUEIREDO FILHO, A.; ARCE, J. E.; KOEHLER, H. S. Identidade de modelos em funções de afilamento para *Mimosa scabrella* Benth em povoamentos nativos da região metropolitana de Curitiba/PR. **Floresta**, v.38, n.2, p.339–349, 2008.

REGAZZI, A. J. Teste para verificar a identidade de modelos de regressão e a igualdade de alguns parâmetros num modelo polinomial ortogonal. **Revista Ceres**, v.40, n.228, p.176–195, 1993.

SILVEIRA, P. Ajuste de modelos matemáticos para estimar biomassa aérea em Floresta Ombrófila Densa. **Floresta**, v.39, n.4, p.743–752, 2009.

STATSOFT, INC. **Statistica (data analysis software system), version 7.0**. 2004.

RELAÇÃO ALTURA E DIÂMETRO EM UMA FLORESTA DE VÁRZEA NA REGIÃO DE MACAPÁ- AP

Maria Daniele dos Santos Dutra¹, Ronaldo Oliveira dos Santos², Michelle Vasconcelos Cordeiro², Jadson Coelho de Abreu³, Jorge Antonio de Farias⁴, Renata Reis de Carvalho⁵

¹ Discente - Curso Técnico em Geoprocessamento. Universidade Federal de Santa Maria (UFSM). Av. Roraima, 1000. Camobi. 97105-900. Santa Maria-RS-Brasil. E-mail: daniksd@hotmail.com .

² Discente- Curso de Engenharia Florestal. Universidade do Estado do Amapá (UEAP). Av. Presidente Getúlio Vargas, 650. Centro. 68900-070. Macapá - AP- Brasil. E-mail: Ronald_Olive_the_best@hotmail.com;michellevasconceloscordeiro@yahoo.com.br

³ Professor do Curso de Engenharia Florestal. Universidade do Estado do Amapá (UEAP). Av. Presidente Getúlio Vargas, 650. Centro. 68900-070. Macapá - AP- Brasil. E-mail: jadsoncoelhoabreu@hotmail.com.

⁴ Professor do Programa de Pós – Graduação em Engenharia Florestal. Universidade Federal de Santa Maria (UFSM). Av. Roraima, 1000. Camobi. 97105-900. Santa Maria – RS- Brasil. Email: fariasufsm@gmail.com.

⁵ Doutoranda – Programa de Pós Graduação em Ciências Florestais. Universidade Estadual do Centro Oeste do Paraná (UNICENTRO). Irati – PR- Brasil. E-mail: renatacarvalho88@gmail.com.

Resumo

O objetivo deste estudo foi avaliar o ajuste de modelos de relação hipsométrica em uma floresta de várzea, localizada no campus experimental da Universidade do Estado do Amapá (UEAP) Brasil, que ocupa uma área de 11 ha localizada no sul da cidade de Macapá -AP. Foram distribuídos 12 parcelas aleatórias de 10x10 m (100 m²), utilizando-se como critérios de inclusão árvores com diâmetro à altura do peito (DAP) ≥ 10 cm, e correspondente alturas comerciais. Seis modelos matemáticos de relação hipsométricas foram testados. Os modelos aritméticos, logarítmicos e não linear apresentaram resultados estatísticos consideráveis. Os coeficientes variaram de 85,94% no modelo aritmética (Prodam 1) para 94,50% no modelo não-linear (Chapman e Richards). No entanto, os modelos que são mais ajustadas a este ecossistema foram Chapman e Richards e parabólica, assim, adequado para o manejo florestal por sua confiabilidade dos dados.

Palavras-chave: Amazônia, manejo florestal, relação hipsométrica.

Abstract

Height and diameter ratio in afloodplain forest in the region of Macapá-AP. The aim of this study was models evaluate adjustment of relation hypsometric in a floodplain forest, localized in the experimental campus in the State University of Amapá (UEAP) Brazil, the which occupies an area of 11 ha located in the southern town of Macapa-AP. Were distributed 12 random plots of 10x10 m (100 m²), using as criteria inclusion trees with diameter at breast height (DBH) ≥ 10 cm, and corresponding commercial heights. Six mathematical models hypsometric relationship were tested. The models Arithmetical, logarithmic and not linear showed significant statistical results. The coefficients ranged from 85.94% in the arithmetic model (Prodam 1) to 94.50% in the non-linear model (Chapman and Richards). However, models that are more adjusted to this ecosystem Chapman and Richards were parabolic and thus suitable for forest management for its reliability data

Keywords: Amazon, forest management, hypsometric relationship.

INTRODUÇÃO

Bioma com a maior extensão de floresta tropical do mundo, a Floresta Amazônica, é formada a partir da associação de distintos ecossistemas. Sua maior singularidade pode ser observada na composição de espécies com as mais diversas características. Entre os diversos ecossistemas que a compõem, está a várzea, ambientes com características marcadas pela influência constante da vazão dos rios e pelo acúmulo de sedimento originários da floresta que são levados pelos regimes das águas das marés.

Na várzea do estuário Amazônico existe a necessidade de estudos e métodos que viabilizem o manejo adequado desse ecossistema de modo a promover seu sustento e uso racional dos recursos florestais nele presente. Manejar de forma eficiente esses recursos requer a utilização de técnicas de inventário florestal mais eficaz e menos oneroso. A busca por tecnologia e métodos capazes de tornar os inventários florestais mais eficientes e menos onerosos, se tornou o foco de muitos estudiosos que buscam empregar métodos capazes de utilizar os recursos da floresta de forma sustentável e reduzir os custos com os inventários florestais.

Recentemente, modelos matemáticos de relação hipsométrica, que buscam prever o volume de madeira e estimar a altura das árvores por meio da relação DAP e altura vem sendo empregada em florestas nativas. Este fato deve-se a possibilidade de estimar a altura das árvores apenas medindo-se o seu DAP, o que reduz o tempo, investimento e aumenta a precisão na obtenção dos dados, uma vez que em florestas nativas obter a variável altura além de ser de difícil obtenção demanda um maior tempo de coleta dos dados, devido as sobreposição das copas das árvores. Desta forma, ajustar equações de relação hipsométricas capazes de captar a relação diâmetro e altura, e

posteriormente estimar com precisão e eficiência a altura das árvores resultará em uma significativa redução dos custos com o inventário florestal. Sendo assim o objetivo deste trabalho foi avaliar o ajuste de modelos de relação hipsométrica em uma floresta de várzea.

MATERIAL E MÉTODOS

O estudo foi desenvolvido no campus experimental da Universidade do Estado do Amapá, situada em uma Floresta Densa de Planície Aluvial (DRUMMOND, 2004). Com coordenadas geográficas (0°01'55,02"S e 51°04'42,39" O) na zona Sul do Município de Macapá, abrangendo uma área de 11 ha. A vegetação é do tipo floresta de várzea estuarina, o clima dominante de acordo com a classificação de Köppen é da categoria Ami, com precipitação excessiva durante os meses de janeiro a julho, e um período seco caracterizado por precipitações abaixo de 60 mm nos demais meses do ano. A precipitação média anual é de 2.100 mm, com insolação total anual no Estado variando de 1800 a 2200 horas, e déficit hídrico de 353 a 470 mm/ano (AMAPÁ, 2000).

Para o estudo foram instaladas de forma aleatória 12 parcelas de 10 x 10 m (100m²), adotando-se como critério de inclusão para compor a amostragem todas as árvores com diâmetro à altura do peito (DAP) ≥ 10 cm e alturas comerciais correspondentes. O DAP foi obtido com o auxílio de uma fita métrica e altura foi mensurada com o auxílio do hipsômetro TRUPULSE 366°.

Após a obtenção dos dados de DAP e altura foram testados seis modelos matemáticos de relação hipsométrica baseados em Schneider (2009), sendo três aritméticos, dois logarítmicos e um não linear. No processamento dos dados utilizou-se o software Microsoft Excel 2010, os modelos testados podem ser visualizados na Tabela 1.

Tabela 1 - Modelos matemáticos testados para a relação altura/diâmetro em uma floresta de várzea na região de Macapá-AP, campus experimental da Universidade do Estado do Amapá.

Natureza	Modelo	Autor
Aritméticos	$h = \beta_0 + \beta_1 \cdot \ln(\text{DAP}) + \varepsilon_i$	Henriksen
	$h = \beta_0 + \beta_1 \cdot \text{DAP} + \beta_2 \cdot \text{DAP}^2 + \varepsilon_i$	Parabólico
	$h = \frac{\beta_0 + \beta_1 \cdot \text{DAP} + \beta_2 \cdot \text{DAP}^2}{\beta_0 + \beta_1 \cdot \text{DAP} + \beta_2 \cdot \text{DAP}^2} + \varepsilon_i$	Prodam 1
Logarítmicos	$\ln(h) = \beta_0 + \beta_1 \cdot \ln(\text{DAP}) + \ln(\varepsilon_i)$	Stoffels
	$\ln(h) = \beta_0 + \beta_1 \cdot \frac{1}{\text{DAP}} + \ln(\varepsilon_i)$	Curtis
Não-Linear	$h = \beta_0 \cdot (1 - e^{-\beta_1 \cdot \text{DAP}})^{\beta_2} + \varepsilon_i$	Chapman e Richards

$\beta_0, \beta_1, \beta_2$ = coeficientes a serem estimados; DAP = diâmetro à altura do peito (1,30 m do solo), em cm; ln = logaritmo natural; h = altura total, em m; ε_i = erro aleatório.

A escolha das melhores equações ajustadas com a base de dados em estudo foi realizada com base nos seguintes critérios estatísticos: maior coeficiente de determinação ajustado (R^2_{aj}), Erro padrão da estimativa (S_{yx}), e Distribuição dos resíduos (ABREU *et al*, 2011). Para comparação dos modelos logarítmicos com os aritméticos, utilizou-se o fator de correção da discrepância logarítmica conforme Rezende *et al* (2006), para assim as variáveis dependentes fiquem na mesma natureza.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Na floresta de várzea estudada, foram amostrados 55 indivíduos com uma área basal de 5,43 m²/ha, distribuídos em 23 espécies. As características das estatísticas de dispersão dos dados para diâmetro e altura total foram respectivamente, DAP máximo (95,54cm) e o mínimo (10,03cm) e altura máxima (38,5m) e a mínima (1,4m), e os coeficientes de variação para DAP e altura foram: 68,22 % e 62,68%, respectivamente. Já para o desvio padrão os resultados obtidos foram: DAP 19,54 cm e H 6,80m.

Analisando a característica das estatísticas de dispersão, percebe-se uma amplitude diamétrica elevada, confirmada pelo coeficiente de variação de 68,22% e o mesmo ocorre com a altura que apresenta 62,68% correspondente ao mesmo parâmetro. Na Tabela 2 apresentam-se e os valores calculados para os parâmetros dos modelos, coeficiente de determinação ajustado e erro padrão da estimativa.

Tabela 2 - Estimativas dos parâmetros de 6 modelos em estudo, coeficiente de determinação ajustado R^2_{aj} , erro padrão da estimativa $S_{xy}(\%)$.

Modelo	β_0	β_1	β_2	$R^2_{aj}(\%)$	$S_{xy}(\%)$
Stoffels	-1,13	1,04	-	93,33	18,90
Cutis	3,437	-26,2	-	87,23	20,97
Henriksen	-24,9	11,17	-	90,80	18,71
Parabólico	-0,08	0,407	-0,00076341	94,48	14,49
Prodram 1	0,112	-4,13	79,345	85,94	42,70
Chapman e Richards	115,4	0,003	0,9745	94,50	11,45

β_0 , β_1 , β_2 = coeficiente de determinação; $R^2_{aj}(\%)$ = coeficientes de determinação ajustado em porcentagem; $S_{xy}(\%)$ = erro padrão da estimativa em porcentagem.

Na Figura 1 verifica-se a distribuição gráfica dos resíduos para os seis modelos testados, onde se observa que alguns modelos tem uma tendência a estabilizar o erro como o modelo de Chapman e Richards, enquanto outros, superestimam o erro nas menores altura e nas maiores alturas como o modelos de Prodram 1.

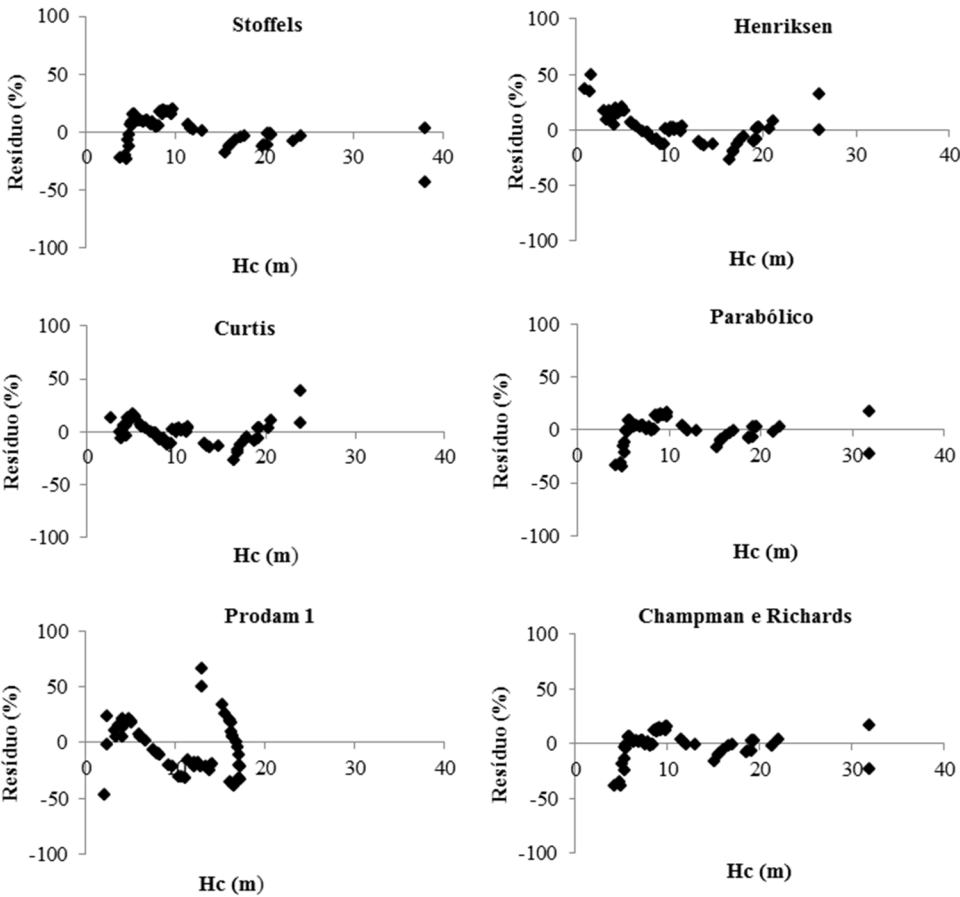


Figura 1- Análise gráfica do resíduo para os 6 modelos testados sendo: modelo Stoffels, modelo Henriksen, modelo Curtis, modelo Parabólico, modelo de Prodram 1, modelo de Chapman e Richards.

Verifica-se que tanto os modelos aritméticos, logarítmicos e o não linear obtiveram estatísticas significativas já que seus coeficientes de determinação estão variando de 85,94 % com o modelo aritmético (Prodram 1) até 94,50 % com o modelo não-linear (Chapman e Richards). Já o erro padrão da estimativa esta variando de 11,45% com o modelo de Chapman e Richards até 42,70% com o modelo de Prodram 1.

Os modelos que apresentaram a distribuição residual mais homogênea foi o modelo Chapman e Richards e Parabólico, sendo que suas extremidades residuais variaram de -40% a 20 % e -39% a 19 % mostrando que pela análise gráfica do resíduo esses modelos foram os que apresentaram as melhores distribuições e sem tendenciosidade. Abreu *et al.* (2011) trabalhando com modelagem hipsométrica na mesma área obtiveram sua

melhor equação a partir do modelo parabólico, porem com coeficiente de determinação de 65%, as equações ajustadas nesse trabalho apresentaram ajustes bem mais satisfatórios.

CONCLUSÃO

Os modelos que mais se adequaram a essa comunidade foram o deChapman e Richards e o Parabólico, sendo o de Chapman e Richards o mais indicado para inventário florestal em floresta de várzea estuarina, por apresentar estatísticas um pouco superiores ao modelo parabólico.

REFERÊNCIAS

ABREU, J. C.; MARANGON, G. P.; ANJOS, R. V.; HOLANDA, A. C. Modelagem hipsométrica em uma floresta de várzea na região adjacente a foz do rio Amazonas. **Revista Verde de Agroecologia e Desenvolvimento Sustentável**, v. 6, nº. 4, 2011.

AMAPÁ. Instituto de pesquisas Científicas e Tecnológicas do Estado do Amapá. Zoneamento ecológico econômico da área sul do estado do Amapá – ATLAS. Macapá: IEAP/GEA/AP, 2000.

DRUMMOND, J. A. Atlas das Unidades de Conservação do Estado do Amapá. IBAMA: SEMA-AP, Macapá. 2004.

REZENDE, A. V.; VALE, A. T.; SANQUETTA, C. R.; FIGUEIREDO FILHO, A.; FELFILI, J. M. Comparação de modelos matemáticos para estimativa do volume, biomassa e estoque de carbono da vegetação lenhosa de um cerrado *sensu stricto* em Brasília, DF. **Revista Scientia Florestalis**. nº. 71, p. 65-76, 2006.

SCHNEIDER, P. R.; SCHNEIDER, P. S. P.; SOUZA, C. A. M. S. **Análise de regressão aplicada à Engenharia Florestal**, 2.ed. Santa Maria: UFSM/FACOS, 2009. 293p.

SELEÇÃO DE EQUAÇÕES MATEMÁTICAS PARA A DETERMINAÇÃO DO VOLUME COMERCIAL DE UMA FLORESTA OMBRÓFILA MISTA EM ESTÁGIO AVANÇADO DE REGENERAÇÃO NATURAL

Geedre Adriano Borsoi¹, Paulo Victor Berri², Doádi Antônio Brena³

¹ Engenheiro Florestal, Dr. Professor do Departamento de Engenharia Florestal. Universidade do Estado de Santa Catarina – CAV/UDESC. CEP 88520-000 Lages (SC). geedreb@gmail.com

² Engenheiro Florestal, Mestrando do curso de Engenharia Florestal. Universidade do Estado de Santa Catarina – CAV/UDESC. CEP 88520-000 Lages (SC). paulo.berri@yahoo.com.br

³ Engenheiro Florestal, Dr. Assessor Técnico da Associação Gaúcha de Empresas Florestais - AGEFLOR; Endereço: Travessa Francisco Leonardo Truda, 40, sala 171, Centro, CEP: 90010-050, Porto Alegre, Rio Grande do Sul, Brasil. brena_florestal@yahoo.com.br.

Resumo

Este trabalho de pesquisa foi desenvolvido com o objetivo de selecionar equações matemáticas para estimar o volume comercial com casca para uma Floresta Ombrófila Mista em estágio avançado de regeneração natural. O trabalho foi realizado na Fazenda Tupi, propriedade do grupo VIPAL S/A, município de Nova Prata, RS, em uma área experimental de 7,5 hectares, na qual, também foi realizada a seleção e o abate de 302 árvores-amostra, divididas em 40 espécies. Essas árvores foram distribuídas em sete classes diamétricas, sendo o centro da classe inferior, igual a 15 cm de diâmetro. Foram testadas através de regressão pelo método Stepwise, 10 equações matemáticas. A “equação 1” de Meyer foi selecionada para estimar o volume comercial com casca. A equação apresentou grande precisão estatística e baixa variação na distribuição dos resíduos.

Palavra-chave: Manejo florestal, floresta de araucária, produção, regressão.

Abstrat

Selection of math equations for the determination of the commerce volume of a mixed araucaria hardwoods forest in advanced natural regeneration stage. This research work was developed with the objective of selecting mathematical equations to estimate the commerce volume with bark to a Mixed Araucaria Hardwoods Forest in advanced of natural regeneration stage. The work was accomplished in Fazenda Tupi, property of the group VIPAL S/A, municipal district of Nova Prata, RS, in an experimental area of 7,5 hectares, in the which, the selection and the fall of 302 tree-sample were also accomplished, divided in 40 species. Those trees were distributed in seven diameter classes, being the center of the inferior class, equal to 15 cm of diameter. They were tested through regression by the method Stepwise, 10 mathematical equations. The “equation 1” of Meyer was selected to estimate the commerce volume with bark. The equation presented tall statistical precision and it low variation in the distribution of the residues.

Keywords: Forest management, the araucaria forest, production, regression.

INTRODUÇÃO

As florestas naturais constituem um recurso potencialmente rico em produtos madeireiros e não-madeireiros, exigindo melhores técnicas de manejo para garantir a sua sustentabilidade.

A constante procura pela matéria-prima e a necessidade da preservação das formações florestais naturais, ainda existentes, exigem informações concretas a respeito da distribuição do volume das diversas espécies.

No Brasil a literatura cita vários trabalhos realizados para estimação do volume individual de espécies florestais nativas. Alguns autores mais conhecidos são: Jorge (1982), Silva *et al.* (1984), Silva & Carvalho (1984), Souza & Jesus (1991), Soares *et al.* (1996), Campos *et al.* (2001), entre outros.

As diversas formas para se estimar a produção de povoamentos florestais variam desde simples inventários a modernos modelos de crescimento e produção. Segundo Pretzsch (1995), as variáveis derivadas da morfometria de uma árvore são usadas para transmitir uma idéia das relações interdimensionais, possibilitando reconstituir o espaço ocupado por cada árvore, julgar o grau de concorrência de um povoamento e permitem, ainda, inferências sobre a estabilidade, a vitalidade e a produtividade de cada indivíduo. Atualmente, as formas e dimensões das árvores e sua modificação com o tempo adquirem nova importância, dada a possibilidade de fazer modelos matemático/estatísticos de concorrência e de crescimento a partir destes dados.

O objetivo de selecionar equações matemáticas para estimar o volume comercial com casca para uma Floresta Ombrófila Mista em estágio avançado de regeneração natural, conhecendo a dinâmica de crescimento das espécies ao longo do tempo.

MATERIAL E MÉTODOS

Características do local

Este trabalho de pesquisa foi realizado na Fazenda Tupi, município de Nova Prata, RS, localizada na região nordeste do Estado. A propriedade possui 962 ha de área total, sendo 780 ha de Floresta Ombrófila Mista em estágios médio e avançado de desenvolvimento. Pertence a Paludo Agropecuária S.A., empresa do grupo VIPAL.

Escolha das árvores-amostra

As melhores árvores dentre um total de 1.664 selecionadas para serem abatidas, em um plano de manejo proposto para a área, foram escolhidos 302 indivíduos para a obtenção dos dados. Estas árvores possuíam diâmetro superior a 10,0 cm, pertenciam a 40 espécies e estavam distribuídas sobre uma superfície experimental de 7,5 hectares.

A escolha das árvores-amostra deu-se em função das qualidades físicas em que cada indivíduo pré-selecionado apresentava. Foram priorizados os indivíduos com melhor arquitetura de copa, com boa forma de fuste, com poucos danos aparentes, entre outros.

Além dessas características, as espécies selecionadas deveriam apresentar pelo menos 05 indivíduos por classe de diâmetro. Os indivíduos selecionados estavam distribuídos sobre a área experimental em sete classes diamétricas, com intervalos de 10,0 cm. Assim como: 143 indivíduos na classe 15, 50 (na classe 25), 45 (35), 35 (45), 17 (55), 8 (65) e 4 indivíduos na classe 75. As espécies selecionadas para as diferentes classes foram *Luehea divaricata*, *Parapiptadenia rigida*, *Xylosma ciliatifolium*, *Psidium cattleianum*, *Sebastiania commersoniana*, *Sebastiania brasiliensis*, *Lithraea brasiliensis*, *Casearia decandra*, *Ilex theezans*, *Allophylus edulis*, *Cupania vernalis*, *Matayba elaeagnoides*, *Styrax leprosus*, *Eugenia involucrata*, *Ocotea catarinenses*, *Ocotea pulchella*, *Cryptocaria aschersoniana*, *Ocotea puberulla*, *Nectandra lanceolata*, *Myrsine coriacea*, *Cedrela fissilis*, *Erythroxylum deciduum*, *Myrcia palustris*, *Siphoneugenia reitzii*, *Myrciaria tenella*, *Ilex paraguariensis*, *Solanum erianthum*, *Ruprechia laxiflora*, *Myrcianthes pungens*, *Myrceugenia miersiana*, *Lamanonia speciosa*, *Myrcia bombicina*, *Campomanesia xanthocarpa*, *Zanthoxylum kleinii*, *Zanthoxylum rhoifolium*, *Blephorocalys salicifolius*, *Prunus myrtifolia*, *Eugenia uniflora*, *Sapium glandulatum* e *Sloanea monosperma*.

Este método de escolha foi realizado a fim de que o indivíduo selecionado fosse realmente representante daquela espécie dentro de uma determinada classe diamétrica. Na área experimental também havia indivíduos com diâmetro de 85 e 95 cm, porém, o número era insuficiente para serem incluídos no abate. Foram incluídos, portanto, como porta-sementes da espécie, nos seus centros de classe. Não houve a inclusão da *Araucaria angustifolia*, pois sua liberação para corte havia sido proibida pelo Órgão Ambiental Estadual.

Cubagem do fuste

Para todas as árvores-amostra realizou-se a cubagem rigorosa do fuste, pelo método de Smalian. As medições do diâmetro do fuste foram tomadas com uma suta, nas seguintes posições: 0,30 m, 0,60 m, 1,30 m, 2,30 m e se seguiram, de metro em metro, até o limite da altura comercial. Neste trabalho, a altura comercial foi considerada até onde era possível utilizar o fuste para desdobro em serra-fita. Estabelecendo como limite mínimo 8 cm de diâmetro. Muitas vezes, o limite aproximava-se da metade do comprimento da copa. Outras, o comprimento era comandado pelo galho dominante da árvore, principalmente em espécies de alto valor comercial. Este sistema difere de algumas metodologias observadas na literatura, as quais consideram como altura comercial o primeiro galho vivo da copa.

Equações matemáticas para estimativas do volume comercial

A seleção de equações matemáticas foi realizada para a estimativa do volume comercial com casca, para a floresta como um todo. As equações matemáticas utilizadas estão descritas na Tabela 1.

O processo de seleção de equações foi realizado através de regressão linear, pelo método Stepwise e, em seguida, foram comparados os critérios estatísticos de precisão, pré-estabelecidos.

Tabela 1 - Equações matemáticas testadas para a estimativa de volume.

Nº Eq.	Equações	Autores
1	$v = b_0 + b_1 d + b_2 d^2 + b_3 d h + b_4 d^2 h + b_5 h$	Meyer
2	$v = b_0 + b_1 d + b_2 d^2 + b_3 d h^2 + b_4 d^2 h$	Meyer modificada
3	$v = b_0 + b_1 d^2 + b_2 d^2 h + b_3 d h^2 + b_4 h^2$	Naslund modificada
4	$v = b_0 + b_1 d^2 + b_2 d^2 h + b_3 h$	Stoate
5	$v = b_0 + b_1 d^2 h$	Spurr
6	$v = b_0 + b_1 d + b_2 d^2$	Hohenald-Krenn
7	$v = b_0 + b_1 d^2$	Kopecky-Gehrhardt
8	$v = b_0 + b_1 d^2 + b_2 d^2 h$	Ogaya modificada
9	$\log v = b_0 + b_1 \log d + b_2 \log^2 d + b_3 \log h + b_4 \log^2 h$	Prodan
10	$\log v = b_0 + b_1 \log d + b_2 d^1$	Brenac

Fonte: Loetsch *et al* (1973) *apud* Schneider (1993).

Onde: v = volume; d = diâmetro do fuste à 1,30 metros do solo; h = altura comercial do fuste.

Crítérios utilizados para a seleção das equações testadas

A escolha da melhor equação foi realizada em função do: coeficiente de determinação ajustado ($R^2_{aj.}$), coeficiente de variação (CV%), desvios médios relativos (D%), desvio absoluto relativo ($D_{abs. \%}$), valor ponderado (VP) e análise gráfica dos resíduos.

O valor ponderado (VP) é determinado atribuindo-se valores ou pesos às estatísticas calculadas. Neste processo, os valores obtidos pelos critérios calculados são ordenados de acordo com sua precisão (ranking), sendo atribuído peso “1” para a equação mais eficiente e pesos crescentes (2; 3; 4.) para as demais equações, conforme define Thiersch (1997). A equação selecionada é aquela que apresentar a menor soma ou o menor valor ponderado.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Volume comercial estimado com casca para a floresta

Unindo os dados das 302 árvores abatidas, as equações que melhor estimaram o volume comercial com casca, foram a “equação 1”, de Meyer e a “equação 3”, de Naslund – modificada. Os valores ponderados estão descritos na Tabela 2.

Tabela 2 - Seleção de equações para estimar o volume comercial com casca para a floresta.

Eq.	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
R^2_{aj}	0,975	0,975	0,975	0,975	0,960	0,920	0,910	0,975	0,910	0,820
Pos.	1	1	1	1	2	3	4	1	4	5
CV%	21,6	21,8	21,5	21,8	25,7	39,3	41,7	21,8	41,2	57,6
Pos.	2	3	1	3	4	5	7	3	6	8
D%	0,00	0,00	0,00	0,04	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Pos.	1	1	1	3	2	1	1	1	1	1
$D_{abs. \%}$	2,73	5,54	3,11	15,93	20,93	22,87	22,78	3,13	18,15	36,42
Pos.	1	4	2	5	7	9	8	3	6	10
VP	1,25	2,25	1,25	3	3,75	4,5	5	2	4,25	6

Sendo: Eq. = equação testada; Pos. = Posição da equação em função do critério; $R^2_{aj.}$ = Coeficiente de determinação; CV% = Coeficiente de variação em porcentagem; D% = Desvios médios relativos; $D_{abs. \%}$ = Desvio absoluto relativo; VP = valor ponderado.

Apesar da equação 3 ter apresentado boa precisão optou-se pelo uso da equação 1. Observando-se a distribuição dos resíduos, a equação 1, foi a que apresentou maior homogeneidade na distribuição dos erros. Os coeficientes da equação selecionada estão descritos na Tabela 3 e o comportamento dos resíduos estão demonstrados graficamente pela Figura 1.

Tabela 3 - Valores dos coeficientes das equações selecionadas para estimar o volume com casca da floresta.

Equação	Coeficientes					
	b0	b1	b2	b3	b4	b5
1	0,03984	-0,00656	0,000279	0,0004	0,00003	0,00024
3	-0,01815	0,00012	0,00005	-0,00005	0,00102	---

Conforme apresenta a Figura 1, os resíduos estão distribuídos na sua totalidade entre 30% e 50%, sendo que a distribuição da maioria dos erros está abaixo dos 20%. Isto demonstra a boa precisão alcançada pela equação 1 de Meyer.

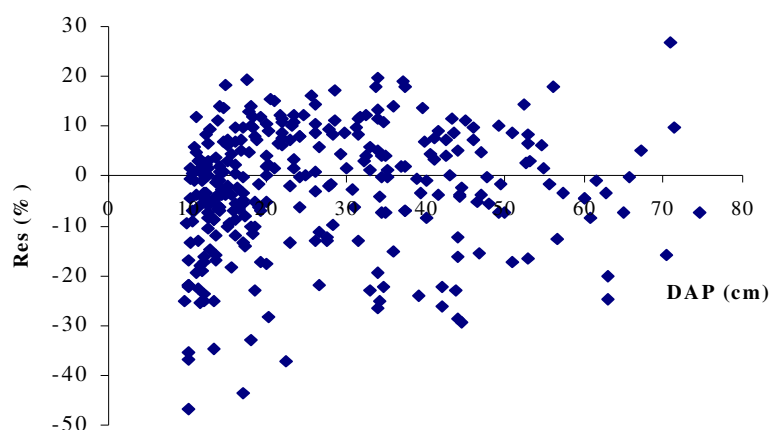


Figura 1 - Resíduos do volume comercial estimado com casca para a floresta.

CONCLUSÃO

Conclui-se que para estimar o volume comercial com casca da floresta estudada, o melhor modelo matemático foi de Meyer. Esta apresenta a seguinte forma: $v=0,03984 -0,00656.d +0,000279.d^2 +0,0004.dh +0,00003.d^2h +0,00024h$. Para a equação, a distribuição dos resíduos foi considerada satisfatória. No entanto, os maiores desvios encontrados ocorrem na primeira classe diamétrica, ou seja para a classe de 15 cm.

REFERÊNCIA

- CAMPOS, J. C. C.; LEITE, H. G.; SILVA, G. F.; SOARES, C. B. B.; CARNEIRO, J. A. Estimação de volumes do tronco e da copa de árvores de povoamentos mistos. **Revista Árvore**, v. 25, n. 4, p. 471 – 480, 2001.
- JORGE, L. A. B. Equações de volume comercial com casca em floresta tropical pluvial no norte do Espírito Santo. In: CONGRESSO NACIONAL SOBRE ESSÊNCIAS NATIVAS - Silvicultura em São Paulo, 1., 1982. **Anais...** São Paulo, 1982, v. 16 A, p. 456 – 457.
- PRETZSCH, H. Perspektiven einer modellorientierten Waldwachstumsforschung. **Forstwissenschaftliches Centralblatt** 114 (1995), 188-209. 1995.
- SILVA, J. N. M.; CARVALHO, M. S. P. DE. Equações de volume para uma floresta secundária no planalto do Tapajós, Belterra, Pará. **Boletim de Pesquisa Florestal**, (8 / 9), p. 26 - 34. 1984.
- SILVA, J. N. M.; CARVALHO, J. O. P.; LOPES, J. C. A.; *et al.* Equações de volume para a Floresta Nacional do Tapajós. **Boletim de Pesquisa Florestal**, (8 / 9), p. 50 –63, 1984.
- SCHNEIDER, P. R. **Introdução ao manejo florestal**. Santa Maria: UFSM, 1993. 348 p.
- SOARES, C. P. B.; PAULA NETO, F.; SOUZA, A. L.; *et al.* Equações para estimar a biomassa da parte aérea em um povoamento de *Eucalyptus grandis* na região de Viçosa, Minas Gerais. **Revista Árvore**, v. 20, n. 2, p. 179 – 189, 1996.

THIERSCH, A. **Eficiência das distribuições diamétricas para prognose da produção de *Eucalyptus camaldulensis***. 1997. 155 p. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) - Universidade Federal de Lavras, Lavras, 1997.

SEÇÃO II

INVENTÁRIO FLORESTAL E QUANTIFICAÇÃO DE BIOMASSA

AJUSTE DE MODELOS PARA BIOMASSA SECA DE EUCALIPTO EM SISTEMA AGRISILVIPASTORIL

¹Fernando de Castro Neto, ²Henrique Ferrazo Scolforo, ³Carlos Moreira Miquelino Eleto Torres, ⁴Laércio Antônio Gonçalves Jacovine, ⁵José Roberto Soares Scolforo ⁶Marcel Regis Raimundo, ⁷Mateus Matos de Castro

¹Engenheiro Florestal, Mestrando em Ciências Florestais, Universidade Federal de Lavras, C.P. 3037, CEP 37200-000, Lavras – MG – Brasil, fernandodecastro@hotmail.com;

²Engenheiro Florestal, Mestrando em Ciências Florestais, Universidade Federal de Lavras, C.P. 3037, CEP 37200-000, Lavras – MG – Brasil, henriquescolforo@hotmail.com,

³Engenheiro Florestal, Doutorando em Ciências Florestais, Universidade Federal de Viçosa, C.P. 218, CEP 36570-000, Viçosa – MG – Brasil, carlos.eleto@ufv.br;

⁴Engenheiro Florestal, Professor Assistente do Departamento de Engenharia Florestal, Universidade Federal de Viçosa, C.P. 218, CEP 36570-000, Viçosa – MG – Brasil, jacovine@ufv.br;

⁵Engenheiro Florestal, Professor Titular do Departamento de Engenharia Florestal, Universidade Federal de Lavras, C.P. 3037, CEP 37200-000, Lavras – MG – Brasil, scolforo@ufla.br;

⁶Engenheiro Florestal, Mestrando em Ciências Florestais, Universidade Federal de Lavras, C.P. 3037, CEP 37200-000, Lavras – MG – Brasil, marcelufla@gmail.com;

⁷Graduando em Engenharia Florestal, Universidade Federal de Viçosa, C.P. 3037, CEP 37200-000, Viçosa – MG – Brasil, castro.floresta@gmail.com.

Resumo

As alterações climáticas estão em evidência nos debates sobre meio ambiente. As árvores são capazes de sequestrar e armazenar carbono, portanto, podem auxiliar na redução dos gases de efeito estufa. Então, o objetivo deste estudo foi ajustar modelos para estimativa de biomassa seca de *Eucalyptus urograndis* em um sistema agrissilvipastoril no município de Viçosa, MG. Para isso, foram ajustados 7 modelos para biomassa seca das folhas, galhos, fuste e total. A escolha do modelo com o melhor desempenho foi baseada no erro padrão da estimativa, gráfico de resíduos e coeficiente de determinação. Devido à grande variação dos parâmetros estatísticos para cada compartimento, fica evidente que deve ser feita uma análise criteriosa antes da escolha do modelo. O modelo 2 apresentou o melhor comportamento, portanto, o escolhido dentre os avaliados. Para biomassa seca do fuste e total os modelos se mostraram mais precisos em relação aos ajustes para folhas e galhos.

Palavras-chave: Estoque, mensuração, mudanças climáticas.

Abstract

Model Adjustments for Dry Biomass of Eucalyptus in an Agrissilvipastoral System. Climate changes are present in discussions about the environment. Trees are able to sequester and store carbon from the atmosphere, thus this can help to reduce greenhouse gases. Thus, the aim of this study was to fit models to estimate dry biomass of *Eucalyptus urograndis* in an agrissilvipastoral system in Viçosa, MG. For this, 7 models were adjusted for dry biomass of leaves, branches, stem, and total. The choice of the model with the best performance was based on the standard error of the estimate, residual plot and coefficient of determination. Due to the large variation of the statistical parameters for each compartment, it should be done a careful analysis before choosing a model. Model 2 showed the best behavior, therefore, this model was chosen. Models for estimating stem biomass and total biomass were more accurate in relation to fitted models for leaves and branches.

Key-words: Stock, measurement, climate changes.

INTRODUÇÃO

Segundo Wise e Cacho (2005), projetos agroflorestais são atividades capazes de sequestrar e armazenar carbono, desta forma, podem contribuir com a mitigação dos gases de efeito estufa.

A quantificação da biomassa vegetal pode ser determinada basicamente por dois métodos, o destrutivo e o não destrutivo. De acordo com Sanquetta *et al.* (2003), o método destrutivo implica em alto custo com mão de obra e demanda de tempo, ao passo que no método indireto é usada uma relação empírica entre a biomassa e variáveis dendrométricas de fácil obtenção. Porém, para que se possa utilizar o método indireto a área a ser predita deve ser relacionada com a área para qual foi feito o ajuste.

Portanto, este trabalho tem como objetivo desenvolver equações alométricas para estimativa de biomassa seca total e a biomassa de três compartimentos (folhas, galhos e fuste) para *Eucalyptus urograndis*.

MATERIAL E MÉTODOS

O estudo foi realizado em uma unidade demonstrativa de sistema agrissilvipastoril composto por Eucalipto, Braquiária e Milho implantado em dezembro de 2007 em uma área de 0,93 ha no município de Viçosa, MG. Para o plantio do componente florestal, adotou-se o híbrido *Eucalyptus urograndis* em espaçamento de 8 x 3 m, totalizando 416 plantas por hectare. Em agosto de 2012, foram medidos CAP e altura total das árvores presentes na área. Para o CAP utilizou-se uma fita métrica e para determinação da altura utilizou-se o aparelho VERTEX. De posse desses dados foram selecionados 3 árvores por classe diamétrica para efetuar a pesagem.

Para a determinação da biomassa foi utilizado o método direto, o qual consiste na seleção e derrubada de árvores do povoamento para obtenção dos dados. Para isso, foram pesados os compartimentos das árvores amostradas (fuste, galhos e folhas), e retiradas amostras de cada componente. Para os galhos e folhas se retirou apenas uma amostra úmida, para cada árvore, já para o fuste foram retiradas amostras a 0,30m, 0,70m, 1,30m e a partir desta altura a cada 2,0 metros, até um diâmetro mínimo com casca de 3,0 cm. Essas amostras úmidas foram colocadas em estufa de circulação forçada e mantidas em uma temperatura de 65° C até a estabilização da matéria seca.

A determinação da biomassa seca foi obtida por meio do método da proporcionalidade, utilizado também em estudo realizado por Soares e Oliveira (2002). Para isso, utilizou-se a equação 1:

$$Ms(c) = \frac{Mu(c) * Ms(a)}{Mu(a)} \quad (1)$$

Em que: Ms (c) = massa de matéria seca total, em kg; Ms (a) = massa de matéria seca das amostras, em kg; Mu (a) = massa de matéria úmida das amostras, em kg; Mu (c) = massa de matéria úmida total no campo, em kg.

A partir dos dados da pesagem e das variáveis dendrométricas DAP e altura, foram testados 7 modelos lineares tanto para a biomassa total como para cada um dos três compartimentos das árvores. Os modelos ajustados têm por objetivo estimar a biomassa seca de cada compartimento (variável dependente) em função de variáveis independentes de fácil obtenção (DAP e ht). A seguir são apresentados os modelos testados para a estimativa da biomassa seca.

$$\ln BS = \beta_0 + \beta_1 * DAP + \beta_2 * DAP^2 * ht + \varepsilon \quad (2)$$

$$\ln BS = \beta_0 + \beta_1 * DAP + \beta_2 * DAP^2 + \beta_3 * DAP^2 * ht + \varepsilon \quad (3)$$

$$\ln BS = \beta_0 + \beta_1 * DAP^2 + \beta_2 * DAP^2 * ht + \varepsilon \quad (4)$$

$$\ln BS = \beta_0 + \beta_1 * DAP + \beta_2 * ht + \varepsilon \quad (5)$$

$$\ln BS = \beta_0 + \beta_1 * DAP + \beta_2 * DAP^2 + \beta_3 * DAP * ht + \beta_4 * DAP^2 * ht + \beta_5 * ht + \varepsilon \quad (6)$$

$$\ln BS = \beta_0 + \beta_1 * DAP^2 + \beta_2 * DAP^2 * ht + \beta_3 * DAP * ht^2 + \beta_4 * ht^2 + \varepsilon \quad (7)$$

$$\ln BS = \beta_0 + \beta_1 * \ln(DAP) + \varepsilon \quad (8)$$

Em que: BS = biomassa seca de cada compartimento (Kg), DAP = diâmetro a 1,30 m do solo (cm); ht = altura total (m) e β_2 = coeficientes de regressão.

A seleção dos melhores modelos foi baseada nos indicadores de qualidade do ajuste, sendo avaliado para cada modelo o erro padrão da estimativa (S_{YX} %), análise gráfica dos resíduos e coeficiente de determinação (R^2).

RESULTADOS E DISCUSSÃO

O fuste foi o compartimento que apresentou a maior participação na biomassa total, em média 89,59% da biomassa seca dos indivíduos estão alocadas neste componente. Os galhos e as folhas apresentaram 5,95 e 4,46%, respectivamente, em relação à biomassa total.

Os modelos testados para as folhas apresentaram R^2 que variaram de 42,23 a 88,71% e erros padrão da estimativa entre 12,55 a 30,01%. Embora para a maioria dos modelos de estimativa das folhas o coeficiente de determinação tenha oscilado em torno de 50%, este compartimento foi o que apresentou o menor S_{YX} (%) em relação aos estimados para os galhos, fuste e total. O modelo escolhido para estimativa da biomassa seca da folhagem foi o 2, pois embora apresente menor R^2 em relação ao 5, sua escolha foi devido ao menor erro padrão em porcentagem já que ambos apresentaram comportamento semelhante dos resíduos. Para o fuste, os modelos testados apresentaram R^2 que oscilaram entre 87,83 a

96,16% e Syx entre 19,83 a 34,00%. Novamente o modelo escolhido foi o 2, devido ao fato deste apresentar menor Syx em porcentagem. As equações para os galhos apresentaram coeficiente de determinação variando entre 31,19 a 73,93% e Syx entre 24,88 a 41,76%. Devido os mesmos motivos explicados anteriormente, o modelo indicado para estimativa de biomassa dos galhos foi o 2. Os modelos testados para biomassa total apresentaram R² que variaram de 87,70 a 95,82% e Syx entre 19,02 a 30,69%. A qualidade deste ajuste foi próximo ao observado no fuste devido a grande participação deste na biomassa total. Como em todos os outros ajustes e pelos mesmos motivos, o modelo escolhido foi o 2 (Tabela 1).

Tabela 1 - Equações ajustadas para estimativa da biomassa seca de *Eucalyptus urograndis*.

	Equação	Syx (%)	R ² (%)
Folhas	(1) $\ln(BS_{folhas}) = 1,03279 + 0,06625 * DAP - 0,00001 * DAP^2 * ht$	14,37	46,81
	(2) $\ln(BS_{folhas}) = 1,94840 - 0,04667 * DAP + 0,00405 * DAP^2 - 0,00004 * DAP^2 * ht$	12,55	50,92
	(3) $\ln(BS_{folhas}) = 1,53203 + 0,00273 * DAP^2 - 0,00004 * DAP^2 * ht$	15,88	50,37
	(4) $\ln(BS_{folhas}) = 1,23267 + 0,06452 * DAP - 0,01242 * ht$	17,27	47,66
	(5) $\ln(BS_{folhas}) = 17,57505 - 2,07142 * DAP + 0,06544 * DAP^2 + 0,08029 * DAP * ht - 0,00246 * DAP^2 * ht - 0,62244 * ht$	14,35	88,71
	(6) $\ln(BS_{folhas}) = 1,33250 + 0,00435 * DAP^2 - 0,00013 * DAP^2 * ht + 0,00003 * DAP * ht^2 + 0,00005 * ht^2$	30,01	51,63
	(7) $\ln(BS_{folhas}) = -0,43602 + 0,90030 * \ln(DAP)$	21,70	42,23
Fuste	(1) $\ln(BS_{fuste}) = 1,61657 + 0,18336 * DAP^2 - 0,00001 * DAP^2 * ht$	25,51	93,06
	(2) $\ln(BS_{fuste}) = -0,12132 + 0,39770 * DAP - 0,00770 * DAP^2 + 0,00004 * DAP^2 * ht$	19,83	96,12
	(3) $\ln(BS_{fuste}) = 3,42675 + 0,00356 * DAP^2 + 0,00001 * DAP^2 * ht$	34,00	87,83
	(4) $\ln(BS_{fuste}) = 1,73126 + 0,13333 * DAP + 0,03125 * ht$	24,22	94,38
	(5) $\ln(BS_{fuste}) = 1,45255 + 0,27521 * DAP - 0,00542 * DAP^2 + 0,01041 * DAP * ht - 0,00016 * DAP^2 * ht - 0,12380 * ht$	26,88	96,16
	(6) $\ln(BS_{fuste}) = 1,99138 + 0,00366 * DAP^2 + 0,00028 * DAP^2 * ht - 0,00056 * DAP * ht^2 + 0,00962 * ht^2$	26,55	95,13
	(7) $\ln(BS_{fuste}) = -3,73212 + 2,97686 * \ln(DAP)$	21,35	95,32
Galho	(1) $\ln(BS_{galhos}) = -0,46857 + 0,21547 * DAP^2 - 0,00013 * DAP^2 * ht$	34,15	44,49
	(2) $\ln(BS_{galhos}) = -3,70592 + 0,61474 * DAP - 0,01434 * DAP^2 - 0,00001 * DAP^2 * ht$	24,88	69,88
	(3) $\ln(BS_{galhos}) = 1,77842 + 0,00306 * DAP^2 - 0,00005 * DAP^2 * ht$	37,70	22,43
	(4) $\ln(BS_{galhos}) = 1,21695 + 0,03364 * DAP + 0,02614 * ht$	37,70	31,19
	(5) $\ln(BS_{galhos}) = 5,57673 + 0,11499 * DAP - 0,01161 * DAP^2 + 0,06783 * DAP * ht - 0,00119 * DAP^2 * ht - 0,89737 * ht$	38,95	73,93
	(6) $\ln(BS_{galhos}) = 0,52579 + 0,02476 * DAP^2 - 0,00159 * DAP^2 * ht + 0,00108 * DAP * ht^2 - 0,00881 * ht^2$	41,76	68,11
	(7) $\ln(BS_{galhos}) = -1,10756 + 1,21056 * \ln(DAP)$	36,52	37,74
Total	(1) $\ln(BS_{total}) = 2,06302 + 0,16774 * DAP^2 - 0,00001 * DAP^2 * ht$	23,55	92,85
	(2) $\ln(BS_{total}) = 0,55630 + 0,35357 * DAP - 0,00667 * DAP^2 + 0,00004 * DAP^2 * ht$	19,02	95,64
	(3) $\ln(BS_{total}) = 3,71063 + 0,00333 * DAP^2 + 0,00001 * DAP^2 * ht$	30,69	87,70
	(4) $\ln(BS_{total}) = 2,18774 + 0,12249 * DAP + 0,02682 * ht$	22,69	94,00
	(5) $\ln(BS_{total}) = 3,63481 + 0,10541 * DAP - 0,00181 * DAP^2 + 0,02013 * DAP * ht - 0,00038 * DAP^2 * ht - 0,23574 * ht$	24,73	95,82
	(6) $\ln(BS_{total}) = 2,48498 + 0,00487 * DAP^2 + 0,00012 * DAP^2 * ht - 0,00037 * DAP * ht^2 + 0,00706 * ht^2$	25,17	94,75
	(7) $\ln(BS_{total}) = -2,76787 + 2,69886 * \ln(DAP)$	20,18	94,90

Em que: BS = biomassa (kg); DAP = diâmetro à altura de 1,30 m do solo (cm); ht = altura total (m).

Todos os modelos testados obtiveram valor de f significativo, portanto, existe relação entre as variáveis. Em estudo com equações semelhantes, só que para biomassa seca de *Pinus* sp., Schikowski *et al.* (2013) também apresentaram ajustes muito bons para biomassa total e do fuste, com R² de 97 e 98% e Syx de 15,30 e 14,23% para os melhores comportamentos destes componentes respectivamente. Ainda para o *Pinus* sp., os valores de Syx para as folhas e os galhos, 38,92 e 32,86% respectivamente, foram maiores em relação aos obtidos neste trabalho.

Na figura 1 estão apresentados os gráficos dos resíduos em porcentagem em função da biomassa estimada para o modelo 2, o qual obteve o melhor desempenho estatístico dentre os modelos avaliados. De forma geral a distribuição dos resíduos se apresentou balanceada para os ajustes, porém, para folhas e galhos algumas árvores apresentaram resultados discrepantes, mas nada que inviabilize a aplicação do modelo.

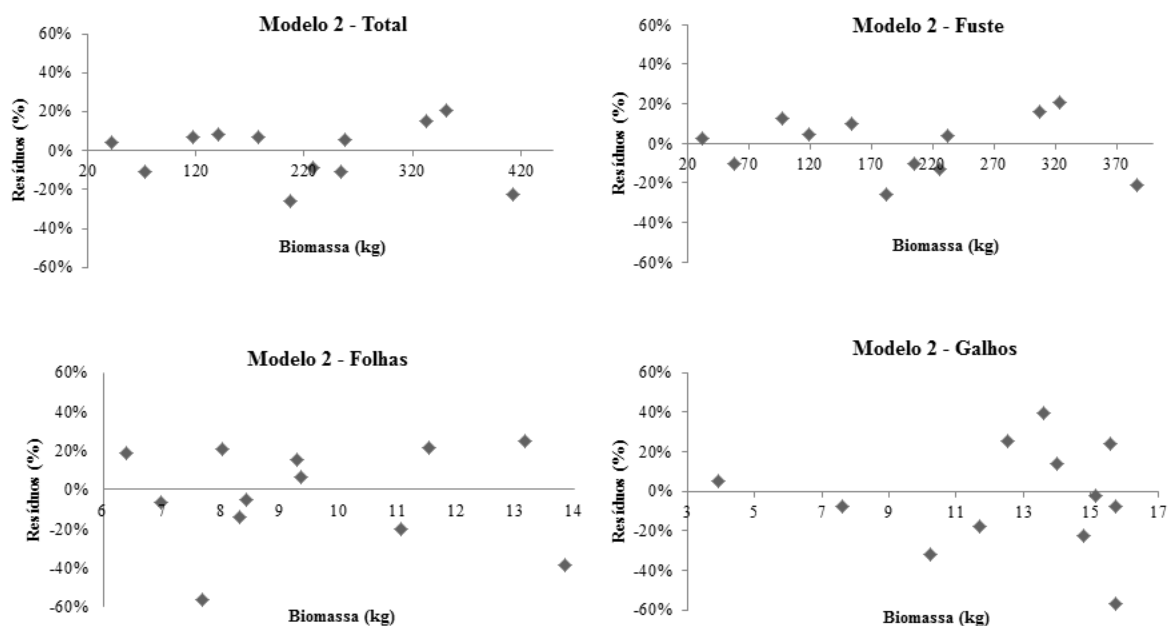


Figura 1 - Distribuição gráfica dos resíduos para as estimativas de biomassa seca em *Eucalyptus urograndis*.

CONCLUSÕES

Existe uma grande variedade de modelos na literatura, portanto, uma escolha criteriosa com base em parâmetros estatísticos deve ser feita a fim de minimizar os erros na predição.

Os ajustes para biomassa seca total e biomassa seca do fuste se mostraram precisos, para a maioria dos modelos alométricos testados, com R^2 de 95,64% e 96,12%, respectivamente, para as melhores equações. Entretanto, para as folhas e os galhos os ajustes foram piores em decorrência da modesta correlação observada entre a biomassa seca e as variáveis dendrométricas.

REFERÊNCIAS

SANQUETTA, C. R.; WATZLAWICK, L. F.; SCHUMACHER, M. V.; MELLO, A. A. Relações individuais de biomassa e Conteúdo de Carbono em Plantações de *Araucaria angustifolia* e *Pinus taeda* no sul do Estado do Paraná, Brasil. **Ciências Agrárias e Ambientais**, Curitiba, v. 1, n. 3, p. 33-40, 2003.

SCHIKOWISK, A. B.; CORTE, A. P. D.; SANQUETA, C. R.; Modelagem do crescimento e de biomassa individual de *Pinus*. **Pesquisa Florestal Brasileira**, Colombo, v.33, n.75, p.269-278, 2003.

SOARES, C. P. B.; OLIVEIRA, M. L. R. Equações para estimar a quantidade de carbono na parte aérea de árvores de eucalipto em Viçosa, Minas Gerais. **Revista Árvore**, v.26, n.5, p. 533-539, 2002.

WISE, R.; CACHO, O. Tree-crop interactions and their environmental and economic implications in the presence of carbon-sequestration payments. **Environmental Modelling & Software**, v.20, n.9, p.1139-1148, 2005.

ANÁLISE DE PERFIL MULTIVARIADA DE UM INVENTÁRIO FLORESTAL CONTÍNUO COM PARCELAS PERMANENTES

Waldenei Travassos de Queiroz¹, José Natalino Macedo da Silva², João Olegário Pereira de Carvalho³, Antônio Cordeiro de Santana⁴

¹Eng. Florestal, Dr., Professor Titular da UFRA, Belém, PA, Brasil waldenei.queiroz@ufra.edu.br

²Eng. Florestal, DPhil.r., Professor visitante da UFRA, Belém, PA, Brasil silvanatalino734@gmail.com

³Eng. Florestal, DPhil.r., Professor Visitante da UFRA, Belém, PA, Brasil olegario.carvalho@gmail.com

Eng. Agrônomo, Dr. Professor Associado da UFRA, Belém, PA, Brasil acsantana@superig.com.br

Resumo

O objetivo do trabalho foi analisar as estruturas de covariâncias de um Inventário Florestal Contínuo com parcelas permanentes de um experimento com cinco blocos ao acaso, para nove procedências da espécie *Cordia alliodora* (Ruiz & Pav) Oken. Observou-se o crescimento em altura para 6, 12, 18, 24 e 30 meses. Os resultados indicaram que a matriz de covariâncias não apresentou esfericidade, o que justifica a aplicação do método de análise de perfil multivariado. Optou-se pelo uso dos coeficientes dos polinômios ortogonais para verificar as tendências dos efeitos das ocasiões dentro das procedências, considerando que a hipótese de paralelismo dos perfis foi rejeitada, o que permitiu classificar as procedências de acordo com o grau obtido. Assim, foram realizados testes multivariados e o univariado de Tukey para verificação de coincidências de perfis. Ao final, comprovou-se a existência de quatro grupos com perfis de crescimento coincidentes.

Palavras chave: Esfericidade, Homocedasticidade, Multinormalidade, Teste de paralelismo.

Abstract

Analysis of multivariate profile of a continuous forest inventory with permanent plots. The study aimed at analyzing the covariance structures of a Continuous Forest Inventory, using permanent plots in a provenance trial using a randomized block design, with *Cordia alliodora* in Belterra, Pará, Brazil. Response variable was height development monitored at 6, 12, 18, 24 and 30 months after plantation. The results showed that the covariance matrix presented no sphericity, hence, the multivariate profile method was applied. We opted for using coefficients of orthogonal polynomials to verify trends in the effects of occasions within the provenances. Once the hypothesis of parallelism of the profiles was rejected, it was then possible to classify the provenances according to the degree of the polynomial obtained. Based on these results, multivariate tests were performed and the Tukey's univariate test was used for verifying profiles coincidences. The final results proved the existence of four groups of provenances with coincident growth profiles.

Keywords: Sphericity, Homoscedasticity, Multinormality, Parallelism test.

INTRODUÇÃO

Para avaliar a dinâmica de crescimento de uma floresta, é necessário utilizar um processo de monitoramento. Na ciência florestal, este procedimento é conhecido como Inventário Florestal Contínuo (IFC), em que são efetuadas medições repetidas no tempo, ou seja, medições em várias ocasiões. O tipo de alocação de parcelas mais comum nos IFC são as permanentes, as quais constitui-se em um problema de população multivariada, onde variáveis aleatórias, por exemplo, volume de madeira em p-ocasiões, seguem uma distribuição de probabilidade com um vetor de médias e uma matriz de covariâncias.

Levantamentos com parcelas permanentes enquadra-se, na análise estatística, no grupo de experimentos com medidas repetidas, mais precisamente na classe dos levantamentos longitudinais, por envolver observações em uma mesma unidade experimental em diversas ocasiões. As medidas são repetidas no tempo de forma sistemática. Assim sendo, espera-se a existência de uma correlação não nula entre as medidas no tempo e uma heterocedasticidade das variâncias nas diversas ocasiões.

Existem dois métodos para se testar as hipóteses sobre o efeito dos tratamentos e a correspondente variação ao longo do tempo. O primeiro adota um procedimento univariado, tratando as observações medidas no tempo como se fossem originadas de subdivisões das unidades experimentais (split-plot), sendo estudado por meio do delineamento em parcelas subdivididas. O segundo método, denominado de análise de perfil "profile analysis", adota um procedimento multivariado, ou seja, considera as observações repetidas sobre cada unidade experimental como um vetor de respostas. Queiroz (2012) apresenta uma aplicação da análise univariada, considerando o delineamento em parcelas subdivididas, com o objetivo de estudar curvas de crescimento e análise de perfil de um ensaio com parcelas permanentes.

A escolha do procedimento de análise de perfis, se univariado ou multivariado, depende de suposições para o conjunto de dados em estudo. O modelo de análise univariada de perfis em parcelas subdivididas (“split-plot”) não é recomendada para a análise de dados com medidas repetidas, pois considerando o modo sistemático como são feitas as observações nas ocasiões, geralmente não é esperado que a matriz de covariâncias seja do tipo uniforme. De acordo com Huynh e Feldt (1970), uma condição necessária e suficiente para que possa ser empregada a análise de variância univariada, no esquema de parcelas subdivididas, para um experimento com medidas repetidas, é que a matriz de covariâncias entre os tempos satisfaça a condição de esfericidade ou circularidade, o que é equivalente a especificar que as variâncias entre pares de erros sejam todas iguais.

Para testar tal condição, Mauchly (1940) propôs um teste de esfericidade que verifica se uma população normal multivariada apresenta variâncias iguais e correlações nulas. Caso o teste de esfericidade de Mauchly resulte em não significativo, conclui-se que a matriz de covariâncias é do tipo esférica, logo o experimento pode ser analisado na forma de parcela subdividida; caso contrário recomenda-se o uso da análise multivariada de perfis.

Morrison (1990) descreveu o teste de Mauchly (1940) para a validade da condição de esfericidade da matriz de covariâncias. Este teste está disponível no PROC GLM do SAS (2002), com o comando *repeated* e a opção *printe*.

Para evitar problemas de singularidade das matrizes de covariâncias, o tamanho da amostra, no mínimo, deve ser maior do que o número de variáveis dependentes. A maioria dos experimentos biológicos apresentam tamanho amostral insuficiente para proceder o teste de multinormalidade e de homogeneidade de matrizes de covariâncias. Hair *et al.* (2009) recomendam que, na manova, o tamanho da amostra seja maior do que nas anovas univariadas.

Anderson (1958) cita que a pressuposição de homogeneidade de matrizes de covariâncias, supondo populações normais multidimensionais, pode ser feita pelo critério da razão de verossimilhança generalizada

O modelo de análise multivariada de perfis (geralmente) é parametrizado através das médias e tem a vantagem de proporcionar uma grande facilidade de interpretação. O modelo pode ser representado matricialmente na forma usual da Análise Multivariada de Variância: $Y = X\beta + \varepsilon$, tal que Y é uma matriz de dados, X é a matriz de especificação do modelo, β é a matriz de parâmetros e ε é a matriz dos resíduos. Qualquer hipótese sobre os parâmetros pode ser expressa na forma linear geral: $H: C\beta U = 0$, onde C e U são matrizes de constantes conhecidas. A matriz C é responsável por comparações entre os tratamentos (linhas da matriz β) e a matriz U, por comparações entre as ocasiões de observação (colunas da matriz β).

O teste da hipótese linear geral $H: C\beta U = 0$ pode ser feito através das estatísticas: Lambda de Wilks, Traço de Pillai, Traço de Hotelling-Lawley e Maior Raiz Característica de Roy. Essas estatísticas são funções das raízes características da matriz HE^{-1} , tal que H é a matriz de somas de quadrados e produtos cruzados devido à hipótese nula e E é a matriz de somas de quadrados e produtos cruzados devido ao erro. Detalhes sobre essas estatísticas podem ser encontradas em Fávero *et al.* (2009) e Hair *et al.* (2009).

O objetivo do trabalho foi analisar as estruturas de covariâncias de um Inventário Florestal Contínuo, com parcelas permanentes de um experimento com cinco blocos ao acaso, para nove procedências da espécie florestal *Cordia alliodora*, considerando a variável altura para as ocasiões 6, 12, 18, 24 e 30 meses, visando estudar a natureza das tendências de crescimento pelo método de Análise de Perfil Multivariado.

MATERIAL E MÉTODOS

Caracterização da área de estudo e coleta dos dados

O ensaio foi instalado, por Yared (1983), no Campo Experimental de Belterra, da EMBRAPA ORIENTAL, localizado no município de Belterra -PA. Trata-se de uma pesquisa com parcelas permanentes com cinco blocos ao acaso, para nove procedências da espécie *Cordia alliodora*. Foi observado o desenvolvimento de seus crescimentos em altura para 6, 12, 18, 24 e 30 meses. Este experimento está localizado na área de planalto do Tapajós. O solo foi classificado como latossolo amarelo distrófico textura muito argilosa. O material experimental utilizado constou de nove procedências, sendo oito provenientes da América Central e uma da Ilha de Fiji. As procedências P9, P19 e P20 são originárias de Honduras, P10 e P30 da Guatemala, P14 Nicarágua, P32 e P53 da Costa Rica, P13 da Ilha de Fiji. Os dados coletados são regulares, em relação ao tempo, pois há equidistância entre as medidas consecutivas e balanceados, pois as observações foram feitas nos mesmos instantes de tempo em todas as unidades experimentais.

Análise estatística de perfil multivariada

A aplicação da Análise de Perfil foi para testar as hipóteses sobre os perfis médios de respostas das procedências, isto é, sobre os valores médios da variável altura nas diferentes ocasiões, e visa responder às perguntas:

- Os perfis médios de resposta das diferentes procedências são paralelos? Sim, desde que a hipótese de nulidade sobre a existência de interação entre procedência e ocasião não seja rejeitada;
- Se os perfis são paralelos, eles são coincidentes? Sim, desde que a hipótese de igualdade dos efeitos de procedências seja não significativo para as ocasiões;
- Se os perfis são paralelos, eles são horizontais? Sim, desde que a hipótese relativa ao efeito das ocasiões seja não significativo.

Quando a hipótese de paralelismo dos perfis não é aceita, Morrison (1990) sugeriu testar a igualdade das respostas médias dos tratamentos, separadamente, através de análises de variâncias univariadas dentro de cada ocasião.

As suposições básicas para a aplicação da análise de variância multivariada são de que o vetor de médias de cada unidade experimental deve ter distribuição normal p -dimensional, significando que qualquer combinação linear das variáveis dependentes deve ser normalmente distribuída, assim como todo subconjunto de variáveis deve apresentar distribuição normal multivariada, assim como deve apresentar uma matriz de covariâncias populacional (desconhecida) comum a todas as procedências.

A verificação da multinormalidade foi efetuada pelos testes de Mardia que se baseia na análise da assimetria e da curtose multivariadas e de Henze-Zirkler baseado na distância entre a função da distribuição observada e a função de distribuição normal multivariada. Esses testes podem ser processados usando a rotina %multnorm, disponível no SAS (2002). Fávero *et al.* (2009) recomendam, quando o pressuposto da normalidade for violado, o uso de uma transformação Box-Cox nos dados para torná-los normais. Hair *et al.* (2009) citam que apesar da análise univariada para cada variável individualmente não garantir multinormalidade, pode-se considerar os desvios de normalidade desprezíveis.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Na Figura 1 estão os perfis de crescimento correspondentes ao comportamento, considerando os cinco períodos de seis meses, das nove procedências referentes ao incremento corrente (IC). Verifica-se a existências de vários formatos de perfis.

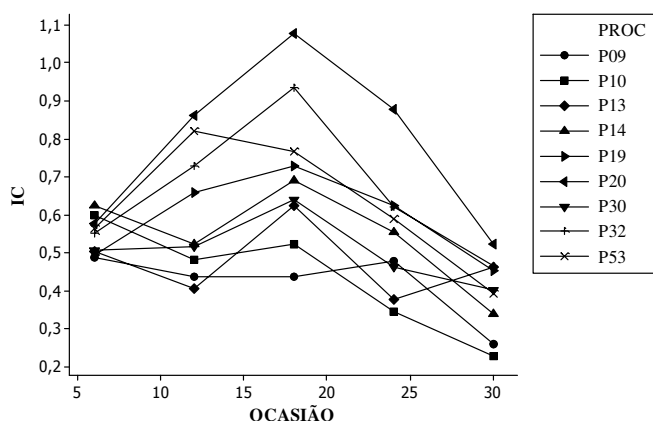


Figura 1 - Perfis de crescimento das nove procedências considerando as cinco ocasiões.

A verificação de multinormalidade apresentou resultados não significativos para os três testes realizados: Mardia Skewness (p-valor = 0,2939), Mardia Kurtosis (p-valor = 0,2096) e Henze-Zirkler (p-valor = 0,1308). Portanto, existe multinormalidade considerando as cinco ocasiões. O teste de homogeneidade de matrizes de covariâncias não foi aplicado devido o número de repetições ser igual ao número de ocasiões. O critério de Mauchly's apresentou um valor de 0,0048422 (p-valor <0,0001), atestando não existir esfericidade, o que recomenda não efetuar a análise univariada de parcelas subdivididas.

Os resultados da análise de variância multivariada foram significativos para os efeitos: ocasião, procedência e interação procedência para os testes Lambda de Wilks, Traço de Pillai, Traço de Hotelling-Lawley e Maior Raiz Característica de Roy.

O resultado da interação procedência×ocasião altamente significativo, demonstra que as procedências se comportam de maneira diferente em relação às ocasiões. Assim sendo, analisou-se as tendências através do ajustamento de curvas polinomiais às médias considerando as ocasiões sobre cada procedência. O grau do polinômio para cada procedência foi obtido pela decomposição da soma de quadrados dos correspondentes efeitos polinomiais ortogonais em: efeito linear, quadrático, cúbico de 4^o grau. Os coeficientes para interpolação de polinômios ortogonais estão apresentados em Gomes (2000). Os resultados da análise mostraram que as procedências apresentaram as seguintes tendências: P09 e P10 efeito linear; P14, P19, P20, P30 e P53 de segundo grau; P13 e P32 de quarto grau.

Pelos testes Lambda de Wilks, Traço de Pillai, Traço de Hotelling-Lawley e Maior Raiz Característica de Roy, foi verificado que os perfis das procedências P09 e P10 (Grupo1) são paralelos e coincidentes. Resultado similar para as procedências P13 e P32 (Grupo2).

Concernente com as procedências P14, P19, P20, P30 e P53, os testes Lambda de Wilks, Traço de Pillai, Traço de Hotelling-Lawley e Maior Raiz Característica de Roy o teste de Wilk' Lambda apresentaram significância para o paralelismo. Em função desses resultados, aplicou-se o teste de Tukey para estudar a igualdade das respostas médias dos tratamentos para essas procedências, separadamente, através de análises de variâncias univariadas dentro de cada ocasião, comprovando que apresentam perfis coincidentes P14, P19, e P30 e P53 (Grupo3), entretanto, o perfil de P20 não é coincidente (Grupo4). A coincidência dos perfis de P14, P19, P30 e P53 obtidos pelo teste de Tukey foi reanalisada e confirmada pelos testes Lambda de Wilks, Traço de Pillai, Traço de Hotelling-Lawley e Maior Raiz Característica de Roy.

CONCLUSÕES

Em relação ao crescimento das nove procedências da espécie *Cordia alliodora*, os resultados das análises com relação a dinâmica de crescimento do incremento corrente em altura, considerando uma amplitude total de trinta meses, permitem estabelecer as seguintes conclusões que vão ajudar a especificar os tipos de manejo para cada grupo:

- a) As procedências P09 e P10 (Grupo1) apresentaram seus perfis de crescimento coincidentes e com tendência polinomial de primeiro grau;
- b) As procedências P13 e P32 (Grupo2) apresentaram seus perfis de crescimento coincidentes e com tendência polinomial de quarto grau;
- c) As procedências P14, P19, P20, P30 e P53 (Grupo3) apresentaram perfis de crescimento com tendência polinomial de segundo grau, entretanto, somente P14, P19, P30 e P53 foram coincidentes;
- d) A procedência P20 possui um perfil de crescimento não coincidentes em relação aos demais.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ANDERSON, T.W. **An Introduction to multivariate Statistical Analysis**. New York: John Wiley e Sons, 1958. 374 p.
- GOMES, F. P. **Curso de estatística experimental**. 14. ed. Piracicaba: ESALQ, 2000. 477 p.
- FÁVERO, L.P.; BELFIORE, P.; SILVA, F.L.; CHAM, B.L. **Análise de dados: modelagem multivariada para tomada de decisão**. São Paulo: Campus, 2009. 646 p.
- HAIR Jr., J.F.; ANDERSON, R.E.; TATHAM, R.L.; BLACK, W.C. **Análise multivariada de dados**. São Paulo: Bookman, 2009. 688 p.
- HUYNH, H. & FELDT, L.S. Conditions under which mean square ratios in repeated measurements designs have exact F-distributions. **Journal of the American Statistical Association**, Boston, v.65, n. 322, p 1582-1589, 1970.
- MAUCHLY, J. W. Significance Test for Sphericity of a Normal n-Variate Distribution. **The Annals of Mathematical Statistics**. Baltimore, v.11, n.6, p. 204-209, 1940.
- MORRISON, D.F., **Multivariate Statistical Methods**. 2ªEd. Tokio, McGraw-Hill, Inc. 1990. 415 p.
- QUEIROZ, W.T. **Amostragem em Inventário Florestal**. Belém: Universidade Federal Rural da Amazônia, 2012. 441 p.
- SAS INSTITUTE INC. SAS/STAT. Version 9.00, Cary, NC, USA, 2002.

YARED, J. A. G. Comportamento e viabilidade de procedimento de cordia alliodora (Ruiz e pav.) Oken, no Planalto do Tapajós – Belterra, PA. 1983. 108p. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba, 1983.

AVALIAÇÃO DA REGENERAÇÃO NATURAL DE POVOAMENTOS DE *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze. COM DIFERENTES ESPAÇAMENTOS, ATRAVÉS DO MÉTODO DE BITTERLICH

Maurício Romero Gorenstein¹, Sandra Mara Krefta², Veridiana Padoin Weber¹, Paulo Henrique Jung³, Anderson Luiz Pires de Lima², Íris Cristina Bertolini³, Daniela Aparecida Estevan²

¹ Prof. Dr. do curso de Engenharia Florestal da Universidade Tecnológica Federal do Paraná – Campus Dois Vizinhos. Email: mauriciorg@utfpr.edu.br; veridianapadoin@utfpr.edu.br, danielaaestevan@utfpr.edu.br

² Acadêmicos do curso de Engenharia Florestal da Universidade Tecnológica Federal do Paraná – Campus Dois Vizinhos. Email: sandra_krefta@hotmail.com ; andersoluiz_pires@hotmail.com

³ Engenheiros Florestais. Email: iris_cristinabertolini@hotmail.com; paulinhohenriquej@bol.com

Resumo

Amostrou-se a vegetação regenerante sob dois povoamentos de araucária, um com espaçamento de 3 x 3m e outro com espaçamento de 5 x 5m, em Dois Vizinhos, PR. A amostragem foi feita pelo método de Bitterlich utilizando o FAB = 2 m²/ha. O sub-bosque do povoamento mais adensado apresentou menor riqueza florística, porém maior diversidade e maior equabilidade comparativamente ao sub-bosque do povoamento menos adensado. O povoamento menos adensado apresentou, em sua regeneração, um maior número de indivíduos de menor porte. Pode-se concluir que neste estudo, com um espaçamento menos denso no dossel, a vegetação regenerante ocorreu com um maior número de indivíduos de menor porte, maior estrutura e maior número de espécies, porém com uma distribuição de abundância mais concentrada.

Palavras-chave: Sudoeste do Paraná, Floresta Ombrófila Mista, Manejo Florestal.

Abstract

Natural regeneration assesment of Araucaria angustifolia stands with different spacings by angle count sampling. It was sampled the regenerating vegetation in two stands of Araucaria, with a spacing of 3 x 3m and the other with a spacing of 5 x 5m in Dois Vizinhos, PR. Sampling was performed by using the Bitterlich method with BAF = 2 m²/ha. The understory of the denser population showed lower species richness, but greater diversity and evenness compared to the understory of lower density settlement. The less dense stand presented in its regeneration, a larger number of smaller individuals. It can be concluded that in this study, with a less dense spacing in the canopy, the regenerating vegetation occurred with a greater number of individuals of smaller, more structure and greater number of species, but with a more concentrated distribution of abundance.

Keywords: Southwest Paraná, Araucaria forest, Forest Management

INTRODUÇÃO

A amostragem do sub-bosque em plantios homogêneos fornece informações sobre quais espécies conseguem se desenvolver em plantios florestais e como essas se relacionam com o meio abiótico (NERI *et al.*, 2005). Hüller *et al.* (2011) destacam que por meio da regeneração natural, um fragmento florestal passa a apoiar ecologicamente a manutenção de espécies nativas componentes de um determinado ecossistema.

Sendo assim, estudos fitossociológicos são muito importantes, pois de acordo com Martins (1993), fornecem informações quantitativas e qualitativas sobre a estrutura horizontal da vegetação, assim como auxiliam no conhecimento sobre variações fisionômicas e estruturais que esta vegetação pode sofrer no decorrer do tempo.

O desenvolvimento da regeneração natural é afetado pelo espaçamento empregado no plantio e no manejo da espécie comercial, sendo que o mesmo influencia na seleção das espécies que se desenvolverão no local, assim como, nas dimensões que estas podem atingir.

Entre os métodos utilizados em levantamentos fitossociológicos, os métodos de parcela fixa e de quadrantes são os mais empregados, sendo o método de Bitterlich pouco utilizado para esta finalidade (GORENSTEIN, 2002). O método de Bitterlich baseia-se em uma técnica de amostragem sem a delimitação da parcela, sendo considerada uma amostragem pontual. Além disso, neste método, as árvores são amostradas com probabilidade proporcional ao tamanho (SANTOS, 2012).

Poucos estudos fitossociológicos utilizam o método de Bitterlich, sendo assim, o objetivo do presente trabalho foi caracterizar a regeneração natural de um povoamento de *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze com diferentes espaçamentos através do método de Bitterlich.

MATERIAL E MÉTODOS

Este trabalho foi realizado nos sub-bosques de dois povoamentos de Pinheiro-do-Paraná (*Araucaria angustifolia*, com área aproximada de meio hectare cada, ambos com 40 anos de idade, com espaçamentos diferentes. Um povoamento com espaçamento entre plantas de 5 x 5 m, e outro com 3 x 3 m.

Tais povoamentos foram plantados na comunidade rural de São Luís, município de Dois Vizinhos, região sudoeste do Paraná. Localizam-se entre as coordenadas geográficas 25°44'03" S e 53°03'10" W, com altitude média de 509 m. Segundo a classificação de Köppen, a região está sob clima Cfa, apresentando precipitação média anual entre 2000 a 2.500 mm e temperaturas médias anuais entre 19°C e 20°C (IAPAR, 2012). O solo predominante é do tipo Nitossolo Vermelho distroférico (Silva *et al.*, 2009). Quanto a vegetação, a região encontra-se em uma área de transição entre a Floresta Ombrófila Mista e a Floresta Estacional Semidecidual.

Para o levantamento da estrutura da regeneração, foi utilizado o método de Bitterlich, sendo alocados sistematicamente 60 pontos em cada um dos povoamentos. Em cada unidade amostral as árvores foram selecionadas através do fator de área basal igual a 2 m².ha⁻¹. Para cada indivíduo obtiveram-se as medidas de diâmetro à altura do peito (dap), com o uso da suta e de altura total (ht) através do Hipsômetro Vertex IV.

Posterior à tabulação dos dados calcularam-se os seguintes parâmetros: Ni – Número de indivíduos amostrados; G (m².ha⁻¹) – Área Basal; DA (n° ind.ha⁻¹) - Densidade absoluta; DR (%) - Densidade relativa. Calculou-se também o Volume Total, utilizando-se fator de forma de 0,7 e o diâmetro médio dos povoamentos. Para a caracterização da diversidade das espécies foram calculados os índices de diversidade de Shannon e equabilidade de Pielou. Os dados foram tabulados e calculados utilizando-se o software Microsoft Office Excel®.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

No povoamento com espaçamento de 3 x 3m, 15 parcelas de área variável não amostraram nenhum indivíduo, razão pela qual foram descartadas da análise. Assim, os 45 pontos de Bitterlich utilizados na amostragem da vegetação regenerante sob o povoamento de araucária, plantado com espaçamento de 3 x 3m amostraram 93 árvores pertencentes a 25 espécies, 24 gêneros e 17 famílias botânicas. O índice de diversidade de Shannon foi de 2,67 nats/indivíduo com uma equabilidade de 0,83 avaliada pelo índice de Pielou (Tabela 1). Na amostragem da vegetação regenerante sob o povoamento de araucária com espaçamento de 5 x 5m, foram descartados 9 pontos, também em razão da não ocorrência de árvores nesses pontos. Para esse povoamento a amostragem resultou em 156 árvores de 30 espécies, pertencentes a 28 gêneros e 19 famílias botânicas. A análise da diversidade pelo índice de Shannon foi de 2,53 nats/indivíduo com uma equabilidade de 0,74 (Tabela 1). Nota-se, portanto, uma maior riqueza florística no sub-bosque do povoamento menos adensado. Porém, a regeneração desse povoamento apresentou-se menos diversa e menos equitativa, se comparada com a regeneração do povoamento com espaçamento de 3 x 3m.

Tabela 1 - Resumo da composição florística e índices de diversidade da vegetação arbórea regenerante sob os povoamentos de Araucária com espaçamento de 3x3m e de 5x5m, no município de Dois Vizinhos, PR

Parâmetro	3 x 3m	5 x 5m
Nº de árvores amostradas	93	156
Número de espécies	25	30
Número de gêneros	24	28
Número de famílias	17	19
H'(nats/ind.)	2,67	2,53
J	0,83	0,74

Isso ocorreu porque na regeneração do povoamento com menor densidade (5 x 5 m), a distribuição de abundância está mais concentrada nas espécies de maior densidade relativa, o que proporcionou uma menor equabilidade e consequentemente menor diversidade. As seis espécies com maior densidade relativa totalizam 72% do número de indivíduos da comunidade, sendo elas:

Machaerium stiptatum (DC.) Vogel (27,02%), *Aegiphila mediterranea* Vell. (10,57%), *Casearia sylvestris* Sw. (10,10%), *Matayba elaeagnoides* Radlk. (9,13%) e *Cupania vernalis* Cambess (8,69%). Na regeneração do sub-bosque do povoamento menos adensado (3 x 3m), a distribuição de abundância ocorre de maneira menos concentrada, uma vez que as seis espécies com maior densidade relativa totalizam 66%, sendo elas: Indeterminada sp.2 (16,37%), *Parapiptadenia rigida* (Benth.) Brenan (12,16%), *Nectandra lanceolata* Nees et Mart. ex Nees. (12,14%), *Hovenia dulcis* Thumb. (12,03%), Indeterminada sp.1 (7,81%) e *Nectandra megapotamica* (Spreng.) Mez (5,81%).

Nota-se que as espécies mais abundantes, em ambos os povoamentos, são predominantemente secundárias iniciais, com exceção das Lauráceas *N. lanceolata* e *N. megapotamica*, abundantes no povoamento com espaçamento 5 x 5, classificadas como secundárias tardias. Rode *et al.* (2009) ao compararem a florística de uma Floresta Ombrófila Mista com a de um comunidade sob plantio de araucária com 60 anos, observaram que espécies de início da sucessão foram mais abundantes sob a floresta plantada e que a cobertura de araucária, limita de alguma forma o desenvolvimento dessa vegetação.

No tocante a estrutura dos povoamentos regenerantes, nota-se uma grande diferença entre eles. Sob o povoamento de araucária com espaçamento de 3 x 3m, a regeneração apresentou um menor número de árvores por hectare, apesar de indivíduos de maior porte, o que resultou em um diâmetro médio de 14,3 cm. Como consequência, esse povoamento apresentou menor área basal e menor volume, comparativamente a regeneração sob espaçamento de 5 x 5m. Observa-se que, de modo geral, no sub-bosque da araucária menos adensada há um maior número de indivíduos de menor porte, porém, essa elevada densidade contribuiu para maiores valores de área basal e consequentemente maior volume (Tabela 2).

Tabela 2 - Resumo da estrutura da vegetação arbórea regenerante sob os povoamentos de Araucária com espaçamento de 3x3m e de 5x5m, no município de Dois Vizinhos, PR.

Parâmetro	3 x 3m	5 x 5m
DAP máximo (cm)	95,0	46,5
DAP médio (cm)	14,3	8,3
G (m ² /ha)	4,13	6,12
D (arv./ha)	189	858
Vol.(m ³ /ha)	41,2	50,38

CONCLUSÕES

O método de amostragem de Bitterlich foi eficiente na amostragem da regeneração arbórea. O povoamento mais adensado apresentou vegetação regenerante com menor riqueza florística, porém com maior diversidade e equabilidade. O povoamento menos adensado apresentou, em sua regeneração, um maior número de indivíduos de menor porte. Pode-se concluir que neste estudo, com um espaçamento menos denso no dossel, a vegetação regenerante ocorreu com um maior número de indivíduos de menor porte, maior estrutura e maior número de espécies, porém com uma distribuição de abundância mais concentrada.

REFERÊNCIAS

GORENSTEIN, M. R. **Métodos de amostragem no levantamento da comunidade arbórea em floresta estacional semidecidual**. 92 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Piracicaba, 2002.

HÜLLER, A; RAUBER, A; WOLSKI, M. S; ALMEIDA, N. L. de; WOLSKI, S. R. S. Regeneração natural do componente arbóreo e arbustivo do parque natural Municipal de Santo Ângelo – RS. **Revista da Sociedade Brasileira de Arborização Urbana**, Piracicaba – SP, v.6, n.1, p.25-35, 2011.

IAPAR. INSTITUTO AGRONÔMICO DO PARANÁ. **Cartas Climáticas do Paraná**. 2012. Disponível em <http://200.201.27.14/Sma/Cartas_Climaticas/Classificacao_Climatica.htm>. Acesso em: 03 de maio de 2014.

MARTINS, F. R. **Estrutura de uma floresta mesófila**. Campinas: UNICAMP, 1993. 246p.

NERI, A. V.; CAMPOS, E. P. de; DUARTE, T. G.; NETO, J. A. A. M.; SILVA, A. F. da; VALENTE, G. E. Regeneração de espécies nativas lenhosas sob plantio de *Eucalyptus* em área de cerrado na Floresta Nacional de Paraopeba, MG, Brasil. **Acta Botanica Brasilica**, São Paulo, v. 19, n. 2, p. 369-376, 2005.

RODE, R.; FIGUEIREDO FILHO, A.; GALVÃO, F.; MACHADO, S. A. M. Comparação florística entre uma floresta ombrófila mista e uma vegetação arbórea estabelecida sob um povoamento de *Araucaria angustifolia* de 60 anos. **Cerne**, Lavras, v. 15, p. 101-115, 2009.

SANTOS, J.S. **Avaliação do método de amostragem de Bitterlich em plantio de *Eucalyptus grandis***. 31 f. Monografia (Bacharel em Engenharia Florestal). Departamento de Ciências Florestais e da Madeira, Universidade Federal do Espírito Santo, Espírito Santo, 2012.

SILVA, L.; EMER, A. A.; BORTOLONI, C. E.; ARRUDA, J. H. Estudo de um Nitossolo vermelho com evidencia de caráter coeso da região sudoeste do Paraná. **Synergismus Scyentifica UTFPR**, Pato Branco - PR, v. 4, n. 1, 2009.

COMPOSIÇÃO FLORÍSTICA DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA ALTOMONTANA NO MUNICÍPIO DE URUPEMA, ESTADO DE SANTA CATARINA

Gean Carlos Paia Lima¹ Raul Silvestre² Diego Felipe Mores³ Rafael Scariot⁴ Mariana Emanuella
Carvalho⁵, Marina Sbravati⁶

¹Engenheiro Florestal, Mestrando em Produção Florestal, Universidade do Estado de Santa Catarina - Av. Luiz de Camões, 2090, CEP: 88520-000, Lages/SC (geanpagio@gmail.com)

²Engenheiro Florestal, Prof. Dr. da Universidade do Estado de Santa Catarina - Av. Luiz de Camões, 2090, CEP: 88520-000, Lages/SC (silvestrefloresta@yahoo.com.br)

³Engenheiro Florestal, Universidade do Estado de Santa Catarina - Av. Luiz de Camões, 2090, CEP: 88520-000, Lages/SC (diego_fmores@hotmail.com)

⁴Engenheiro Florestal, Universidade do Estado de Santa Catarina - Av. Luiz de Camões, 2090, CEP: 88520-000, Lages/SC (eng.rafaelscariot@yahoo.com.br)

⁵Graduanda em Engenharia Florestal, Universidade do Estado de Santa Catarina - Av. Luiz de Camões, 2090, CEP: 88520-000, Lages/SC (m4ricarvalho@hotmail.com)

⁶Graduanda em Engenharia Florestal, Universidade do Estado de Santa Catarina - Av. Luiz de Camões, 2090, CEP: 88520-000, Lages/SC (marina_sbravati@hotmail.com)

Resumo

O objetivo do presente estudo foi avaliar a composição florística de um remanescente de Floresta Ombrófila Mista Altomontana no Município de Urupema, Santa Catarina. Por meio do processo de amostragem sistemática com múltiplos incícios aleatórios, foram alocados quatro transectos permanente paralelos ao gradiente de declividade do terreno. Os transectos foram subdivididos em 54 subunidades de 10 x 20 m (200 m²), totalizando 1,08 hectares amostrados. Nas subunidades, todos os indivíduos com DAP $\geq$ 5 cm foram medidos, identificados e numerados com placa de alumínio, também foram medidas as alturas totais e do ponto de inversão morfológico de cada indivíduo. Dessa forma, foram amostrados 2.169 indivíduos, distribuídos em 34 espécies, 25 gêneros e 16 famílias botânicas. A diversidade florística calculada pelo Índice de Shannon foi de 2,36 Nts. Ind⁻¹. Conclui-se que a área de estudo apresenta moderada riqueza de espécies e moderada diversidade estimada pelo Índice de Shannon.

Palavras-chave: Parcelas permanentes, gradiente de declividade, inversão morfológica, diversidade florística.

Abstract

Floristic composition the mixed ombrophylous forest high montane in the municipality of Urupema, Santa Catarina State. The objective of this study was to evaluate the floristic composition of a remnant of Mixed Ombrophilous Forest High Montane in the municipality of Urupema, Santa Catarina state. Through systematic sampling with multiple random beginnings process, four transects were allocated permanently parallel to the slope gradient of the land. The transects were subdivided into 54 subunits of 10 x 20 m (200 m²), totaling 1.08 hectares sampled. In subunits all individuals with DBH $\geq$ 5 cm were measured, identified and numbered with aluminum plate. Also total heights and morphological point of inversion of each individual were measured. Thus, 2169 individuals it were found belonging to 34 species, 25 genera and 16 botanical families. The floristic diversity estimated by Shannon index was 2.36 Nts. Ind⁻¹. It was concluded that the study area has moderate species richness and moderate estimated by Shannon diversity index.

Keywords: permanent plots, slope gradient, morphological reversal, floristic diversity

INTRODUÇÃO

A Floresta Ombrófila Mista ou floresta com araucária, conhecida também como “mata-de-araucária ou pinheiral”, é um tipo de vegetação do Planalto Meridional, onde ocorre a maior frequência. Caracteriza-se pela presença de *Araucaria angustifolia* (Bertol) Kuntze como espécie emergente e, sob a cobertura de suas copas as araucárias encerram diversas formas de vida, constituindo três estratos bem definidos: arbóreo superior, arbóreo inferior e arbustivo-herbáceo, os quais variam em abundância e porte, dependendo do local e do estágio de desenvolvimento da comunidade (KLEIN 1960, 1979).

De acordo com Leite e Klein (1990) no Planalto Meridional brasileiro a vegetação apresenta estrutura extremamente variada, predominando agrupamentos densos com abundância de espécies da família Lauraceae e agrupamentos pouco desenvolvidos com predomínio de plantas pertencentes aos gêneros *Podocarpus* e *Drimys* e à família Aquifoliaceae. Ocorrem ainda associações diversificadas com espécies das famílias Myrtaceae, Anacardiaceae, Salicaceae, Sapindaceae, Asteraceae e Symplocaceae (SEGER *et al.* 2005).

As áreas ocupadas pela Floresta Ombrófila Mista apresentam valores de precipitação média situada entre 1.500 e 1.750 mm anuais e temperatura variável. De acordo com os dados do IBGE (1992), a Floresta Ombrófila Mista, pode ser subdividida nas formações Aluvial, Submontana, Montana e Altomontana, sendo essa classificação atribuída em função da latitude e da altitude de ocorrência da vegetação. A formação Altomontana inclui tipologias que ocorrem acima de 1.000 m, embora outros autores considerem ainda valores que variam entre 1.000 e 1.200 m de altitude (MAACK, 1968; KLEIN, 1979; FALKENBERG, 2003).

De acordo com Roderjan *et al.* (2002), a Floresta Ombrófila Mista Altomontana geralmente é encontrada acima de 1.200 m, tem distribuição em pequenos núcleos nos pontos mais altos da Serra Geral catarinense e apresenta grande número de espécies endêmicas, como as pertencentes às famílias Berberidaceae, Cunoniaceae, Ericaceae e Winteraceae (KLEIN, 1978). Cerca de 10% das espécies Altomontanas são endêmicas e restritas a essas regiões, com distribuição bastante reduzida, em decorrência da raridade geográfica e de fatores como pequeno tamanho populacional, ausência ou redução de polinizadores e/ou dispersores e competição, associados aos impactos antropogênicos, os quais podem tornar várias espécies suscetíveis à extinção (FALKENBERG, 2003).

A vegetação da Floresta Ombrófila Mista Altomontana é bastante numerosa no estrato dominado, associada a vários ecotipos, dentre os quais merecem destaque as Angiospermas da família das Winteraceae, Meliaceae, Lauraceae e Myrtaceae. Fisionomicamente são similares à Floresta Ombrófila Mista Montana, no entanto pelo rigor climático, possuem menor diversidade florística. A composição florística dessa formação atualmente, especificamente em Campos do Jordão no estado de São Paulo, apresenta a dominância de *Araucaria angustifolia*, que se sobressai do dossel normal da floresta.

Hoje não se dispõe de muitas informações sobre a Floresta Ombrófila Mista Altomontana. A carência de informações associadas a ações antrópicas ocorrentes nas formações Altomontanas levam a necessidade de criação de planos de conservação para essas áreas, antes que a mesma seja totalmente descaracterizada do seu habitat natural. Nesse sentido, o presente projeto tem como objetivo disponibilizar informações e conhecimentos que poderão subsidiar propostas de conservação desses ambientes, assim como conhecer a composição florística, a estrutura e características da vegetação da Floresta Ombrófila Mista Altomontana ocorrente no Município de Urupema, no Estado de Santa Catarina.

MATERIAL E MÉTODOS

Área de estudo

A área da realização do presente estudo localiza-se entre as coordenadas geográficas 27° 57' 39'' e 27° 58' 64'' Latitude Sul, e 49° 50' 66'' e 49° 50' 55'' Longitude Oeste, no município de Urupema, SC. Possui altitude média de 1.500 m acima do nível do mar.

O clima da região é temperado úmido, Cfb pela classificação de Köppen (1948), com chuvas bem distribuídas durante todo o ano e precipitação média anual de 1.789 mm. A temperatura média anual é de 13°C, sendo comum também a ocorrência de neve nos meses mais frios. O relevo é composto pelas unidades Planalto de Lages, Planícies Fluviais e Serra Geral, com solos do tipo Cambissolo Húmico Álico, Neossolo Litólico Álico, Neossolo Litólico Distrófico e Nitossolo Bruno (EMBRAPA, 1998).

A vegetação natural da área refere-se à Floresta Ombrófila Mista Altomontana (IBGE, 1992). Na área também são encontrados trechos úmidos correspondentes aos campos naturais onde os ecossistemas permanecem inundados durante um período suficiente para ocorrer o estabelecimento de solos encharcados e de plantas aquáticas.

Alocação das Unidades Permanentes

Por meio do processo de amostragem sistemático com múltiplos inícios aleatórios, foram instalados quatro transectos permanentes e paralelos ao gradiente de declividade do terreno. Os transectos possuem dez metros de largura e comprimentos variando de acordo com o tamanho da área, sendo que totalizaram 1,08 hectares de área amostrada. Os mesmos foram subdivididos em subunidades contíguas de 10 x 20 m (200 m²) para acompanhamento do gradiente de declividade da vegetação. Cada subunidade foi demarcada e materializada em campo com a utilização de balizas (estacas de PVC) por meio bússola apropriada.

Em cada unidade amostral, todos os indivíduos com diâmetro a 1,3 m do solo (DAP) maior ou igual a 5 cm foram medidas, identificadas e numeradas por meio de placas de metal à altura de 1,30 m do solo. Cada árvore medida foi referenciada dentro de cada subunidade por coordenadas (x, y). Também foram realizadas as medições da altura total e do ponto de inversão morfológico dos indivíduos.

Florística

A composição florística foi quantificada de acordo com cada espécie, gênero e família botânica. Foram determinados valores absolutos e relativos de riqueza de espécies para cada uma das famílias identificadas.

A identificação botânica (taxonômica) foi realizada inicialmente *in loco*, bem como utilizando consultas em literatura especializada, consultas em herbários e especialistas. Em cada planta arbórea amostrada foi coletado exsicata a qual após preparação foi depositada em herbário.

Para a estimativa da diversidade específica empregou-se o Índice de Diversidade de SHANNON - WEANER (MAGURRAN, 1989).

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Foram amostrados, no total, 2.169 indivíduos, distribuídos em 34 espécies e 25 gêneros pertencentes a 16 famílias botânicas. Resultado diferente foi encontrado por Ramos *et al.* (2011) em um trabalho realizado na Floresta Ombrófila Mista Altomontana em Urupema, os autores encontraram 61 espécies, pertencentes a 44 gêneros e 28 famílias. Porém esse trabalho foi feito por caminhamento no interior da floresta, sem instalação de parcelas. Ao longo da Serra do Mar, em uma estrutura arbórea de cinco diferentes montanhas, Koehler *et al.* (2002) listaram 55 espécies e 36 gêneros pertencentes a 24 famílias, com área amostrada total de 2.500 m², em floresta altomontana no estado do Paraná.

As famílias que apresentaram maior riqueza foram: Myrtaceae, com 10 espécies pertencentes a 5 gêneros; Solanaceae, com 5 espécies e 1 gênero; Lauraceae, com 3 espécies e 3 gêneros e Fabaceae, com 2 espécies e 2 gêneros. As demais famílias apresentaram uma espécie em cada. Resultados similares para essa mesma região foram encontradas por Ramos *et al.* (2011), sendo que a família das Myrtaceae apresentou maior riqueza, com 15 espécies pertencentes a 8 gêneros, Asteraceae com 7 espécies em 5 gêneros, Solanaceae com 6 espécies e 1 gênero e Lauraceae com 4 espécies e 3 gêneros. Scheer *et al.* (2011) amostrou 1 ha de Floresta Ombrófila Mista Altomontana, localizado na Serra no Mar e verificou que a família com maior riqueza específica foi Myrtaceae, com 34 espécies, seguida por Asteraceae, com 30 espécies, Orchidaceae, com 29 espécies, Rubiaceae, com 17 espécies, Melastomataceae, com 16 espécies, Poaceae, com 12 espécies e Bromeliaceae, com 11 espécies.

As cinco espécies mais abundantes encontradas no levantamento representaram mais de 72% dos indivíduos, sendo elas: *Drimys angustifolia* Miers (535 indivíduos), *Dicksonia sellowiana* Hook. (417 indivíduos), *Myrceugenia euosma* (O. Berg) D. Legrand (322 indivíduos), *Cinnamomum amoenum* (Nees) Kosterm. (158 indivíduos) e *Ilex paraguariensis* (137 indivíduos). Segundo Callegaro (2012), em trabalho realizado em Floresta Ombrófila Mista Montana, 46,73 % dos indivíduos amostrados foram restritos a 10 espécies mais abundantes (*Matayba elaeagnoides* Radlk. com 394 indivíduos, *Campomanesia xanthocarpa* O.Berg com 220, *Cupania vernalis* Cambess. com 216, *Myrciaria floribunda* (West ex Willd.) O. Berg com 181, *Nectandra megapotamica* (Spreng.) Mez com 180, *Myrceugenia miersiana* (Gardner) D. Legrand & Kausel com 180, *Sebastiania commersoniana* (Baill.) L.B. Sm. & Downs com 171, *Casearia decandra* Jacq. com 163, *Lithrea brasiliensis* Marchand com 147 e *Eugenia uniflora* L. com 139).

As espécies *Drimys angustifolia* e *Dicksonia sellowiana* representaram 43,9% dos indivíduos, sendo a primeira representada por árvores de pequeno diâmetro (de 5 a 30 cm). Os indivíduos da segunda espécie foram observados em agrupamentos maciços em baixadas e encostas úmidas, formando colônias devido ao acúmulo de sedimentos e umidade. Esta espécie confere à área de grande importância ecológica e conservacionista.

A área de estudo apresentou moderada diversidade florística, com Índice de Shannon (H') estimado em 2,36 nats.ind⁻¹, quando comparado a outros trabalhos realizados em áreas de Floresta Ombrófila Mista Altomontana na região Sul do Brasil, onde os valores do índice de Shannon variaram entre 2,68 e 2,79 nats. Ind⁻¹ (SCHEER *et al.*, 2011; HIGUCHI *et al.*, 2013). Segundo Felfili e Rezende (2003) o índice de Shannon geralmente varia de 1,5 a 3,5 nats. Ind⁻¹, podendo chegar a valores próximos de 4,5 nats. Ind⁻¹. Os valores de H' próximos a 1,5 indicam baixa diversidade, em contraponto aos valores próximos de 4,5 que indicam alta diversidade. Por haver poucas pesquisas em Floresta Ombrófila Mista Altomontana, é difícil estabelecer um nível de diversidade florística para esse tipo de fisionomia, sendo ainda necessário mais estudo.

De acordo com Durigan (1999), para Floresta Ombrófila Mista, os valores do índice de diversidade de Shannon situam-se entre 1,50 e 3,50. Porém, a Floresta Ombrófila Mista Altomontana tem tendência de apresentar menor diversidade florística, devido a ela ser encontrada em regiões de alto rigor climático.

Para efeito de análise da suficiência amostral, a partir de 0,6 ha, do total de 1,08 hectares amostrados, registrou-se 91,2% do total de espécies. Considera-se que a relação entre custo x benefício

entre o esforço amostral e o registro de novas espécies é desvantajosa, ressalta-se que a área amostrada de 1,08 hectares foi suficiente para conhecer a florística do local de estudo. Ressaltando ainda a teoria de Cain e Castro (1959), na qual sugeriram que o limite da superfície mínima de levantamento dá-se quando o aumento de 10% na área amostral corresponde a um aumento de 10% no número total de espécies.

CONCLUSÕES

A área de estudo apresenta moderada riqueza de espécies e moderada diversidade estimada pelo Índice de Shannon, quando os valores são comparados com regiões como montana e submontana da mesma tipologia florestal, isso pode ser ocasionado pelo rigor climático ocorrente nas regiões altomontanas.

É necessário dar continuidade ao estudo, por meio de futuras medições periódicas para assim estudar a dinâmica, bem como o crescimento e produção das espécies, possibilitando a comparação com demais estudos realizados em remanescentes de mesma tipologia florestal, a fim de subsidiar propostas de conservação desses ambientes.

REFERÊNCIAS

CALLEGARO, R. M. **Variações florísticas e estruturais de um remanescente de Floresta Ombrófila Mista Montana em Nova Prata-RS**. 97 f. Dissertação (Mestrado na Área de Concentração em Silvicultura) – UFSM, Santa Maria, 2012.

CAIN, S. A.; CASTRO, G. M. O. **Manual of vegetation analysis**. New York, Harper e Brothers, 1959. v. 1. 325 p.

DURIGAN, M. E. **Florística, dinâmica e análise protéica de uma Floresta Ombrófila Mista em São João do Triunfo –PR**. 125 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) - Setor de Ciências Agrárias, Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 1999.

EMBRAPA. Mapa **Convenção cartográfica: escala 1:250.000**. Rio de Janeiro, 1998. v. 1. 2 p.

FALKENBERG, D. B. 2003. **Matinhas nebulares e vegetação rupícola dos Aparatos da Serra Geral (SC/RS), sul do Brasil**. 594 f. Tese (Doutorado em Biologia Vegetal) – Instituto de Biologia, Universidade Estadual de Campinas, Campinas, 2003.

FELFILI, J. M.; REZENDE, R. P. **Conceitos e métodos em fitossociologia**. Brasília: Universidade de Brasília, 2003. v. 1. 68 p.

IBGE. Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Manual técnico da vegetação brasileira**. Rio de Janeiro: Departamento de Recursos Naturais e Estudos Ambientais, 1992. v. 1. 92 p.

HIGUCHI, P.; SILVA, A. C.; ALMEIDA, J. A.; BORTOLUZZI, R. L. C.; MANTOVANI, A.; FERREIRA, T. S.; SOUZA, S.T.; GOMES, J. P.; SILVA, K. M. Florística e estrutura do componente arbóreo e análise ambiental de um fragmento de Floresta Ombrófila Mista Alto-Montana no município de Paineiras, SC. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 23, p. 153-164, 2013.

KLEIN, R. M. **O aspecto dinâmico do pinheiro brasileiro**. Sellowia, Itajaí, 1960. v. 12. 17-44 p.

KLEIN, R. M. **Mapa fitogeográfico do Estado de Santa Catarina**. Flora Ilustrada Catarinense, Itajaí, 1978. 24 p.

KLEIN, R. M. **Ecologia da flora e vegetação do Vale do Itajaí**. Sellowia, 1979. 11-164 p.

KOEHLER, A.; GALVAO, F.; LONGHI, S. J. 2002. Floresta Ombrófila Densa Altomontana: aspectos florísticos e estruturais de diferentes trechos da Serra do Mar. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 12, p. 27-39, 2002.

KOPPEN, W. **Climatologia: con un estudio de los climas de la tierra**. México: Fondo de Cultura Económica, 1948. 479 p.

LEITE, P. F.; KLEIN, R. M. **Geografia do Brasil: Região Sul**. Rio de Janeiro, 1990. v. 2. 113-150 p.

MAACK, R. **Geografia física do Estado do Paraná**. Curitiba: M. Roesner, 1968. 350 p.

MAGURRAN, A. E. **Diversidad ecológica y su medición**. Barcelona: Veda, 1989. 200 p.

RAMOS, D. M.; CHAVES, C. L.; BORTOLUZZI, R. C.; MANTOVANI, A.; Florística de Floresta Ombrófila Mista Altomontana e de Campos em Urupema, Santa Catarina, Brasil. **Revista Brasileira de Biociências**, Porto Alegre, v. 9, p. 156-166, 2011.

RODERJAN, C. V.; GALVÃO, F.; KUNIYOSHI, Y. S.; HATSCHBACH, G. G. As unidades fitogeográficas do Estado do Paraná. **CIÊNCIA & AMBIENTE**, SANTA MARIA, v. 24, p. 75-92, 2002.

SEGER, C. D.; DLUGOSZ, F. L.; KURASZ, G.; MARTINEZ, D. T.; RONCONI, E.; MELO, A. N.; BITTENCURT, S. M. Levantamento florístico e análise fitossociológica de um remanescente de Floresta Ombrófila Mista localizado no município de Pinhais, Paraná-Brasil. **Floresta**, Curitiba, v. 35, p. 291-302, 2005.

SCHEER, M. B.; MOCOCHINSKI A. Y.; RODERJAN C. V. Estrutura arborea da Floresta Ombrófila Densa Altomontana de serras do Sul do Brasil. **Acta Botanica Brasílica**, Belo Horizonte, v. 25, p. 735-750, 2011.

COMPOSIÇÃO FLORÍSTICA E ESTRUTURA HORIZONTAL DE UM ECÓTONO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA E FLORESTA ESTACIONAL SEMIDECIDUAL EM BENTO GONÇALVES/RS

Aline Gross¹; Suyane Lamari Cabral²; Felipe Domingos Machado³; Marcelo Bonazza⁴; Raul Silvestre⁵; Rosemary Hoff⁶

¹Graduanda em Engenharia Florestal, Universidade do Estado de Santa Catarina, Rua Getúlio Vargas, 601 Bairro Conta Dinheiro, 88508-620 Lages, SC, Brasil. E-mail: alinegros@hotmail.com,

²Engenheira Florestal, Universidade do Estado de Santa Catarina, Av. Luiz de Camões, 2090 - Conta Dinheiro - 88.520-000 Lages, SC, Brasil. E-mail: suyanesc@hotmail.com,

³Graduando em Engenharia Florestal, Universidade do Estado de Santa Catarina, Av. Luiz de Camões, 2090 - Conta Dinheiro - 88.520-000 Lages, SC, Brasil. felipe.d.machado@hotmail.com,

⁴Engenheiro Florestal, Mestrando em Produção Florestal, Universidade do Estado de Santa Catarina - Av. Luiz de Camões, 2090, CEP: 88520-000, Lages/SC, E-mail: marcelo.bonazza@hotmail.com,

⁵Engenheiro Florestal, Universidade do Estado de Santa Catarina, Av. Luiz de Camões, 2090 - Conta Dinheiro - 88.520-000 Lages, SC, Brasil. E-mail: silvestrefloresta@yahoo.com.br

⁶Pesquisadora da Embrapa Unidade de Bento Gonçalves – CNPQ, Rua Livramento, n. 515. Bairro Conceição, 95700-000, Bento Gonçalves, RS. E-mail: rose.hoff@embrapa.br

Resumo

O objetivo do presente estudo foi avaliar a fitossociologia de um fragmento de ecótono da Floresta Ombrófila Mista e Floresta Estacional Semidecidual, localizado na sede da Embrapa Uva e Vinho, no município de Bento Gonçalves - RS. Para isso, na área, foram alocadas aleatoriamente 13 unidades amostrais permanentes de 10 m x 30 m, onde foram medidos indivíduos com DAP ≥ 5 cm e suas respectivas alturas totais. Foram mensurados 806 indivíduos, distribuídos em 74 espécies, 56 gêneros e 31 famílias. O Índice de Shannon foi estimado em 3,61 nats.ind⁻¹. A área basal foi estimada em 30,40 m².ha⁻¹. A análise da estrutura horizontal revelou que a espécie com maior Valor de Importância foi a *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze. Por meio dos resultados encontrados, pode-se verificar que o fragmento é bastante rico em termos de espécies e, pelo Índice de Shannon observa-se alta diversidade da comunidade.

Palavras-chave: flora, fragmento de floresta, floresta semi-decídua.

Abstract

Floristic composition and horizontal structure of a Araucaria Forest ecotone and tropical semi-deciduous forest in Bento Gonçalves/RS. This study aimed to evaluate the phytosociology of a Araucaria Forest ecotone and Tropical Semi-deciduous Forest, located at the headquarters Embrapa Grape and Wine, in Bento Gonçalves – RS. It was made, for the study in a systematic form, 13 permanent sampling with 10 x 30 m of dimensions, where were individuals measured with DBH (diameter at breast height) ≥ 5 cm and their total heights. Were measured 806 individuals distributed in 74 species, 56 genera and 31 families. Shannon-Weaver diversity index was estimated at 3,61 nats.ind⁻¹. The horizontal structure revealed that analysis the specie with the highest importance value was *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze. Through these results, we can verify that the fragment is quite rich in terms of species and the Shannon Index observed high diversity of the community.

Keywords: flora, forest fragment, semi-deciduous forest.

INTRODUÇÃO

As áreas de transição ou de tensão ecológica representam aquelas regiões onde há uma mistura de elementos florísticos entre duas formações adjacentes (IBGE, 1992). No caso dos ecótonos, a identidade florística caracteriza-se em nível de espécies, não se determinando a dominância de uma região sobre a outra, onde frequentemente ocorrem endemismos que melhor as identifiquem (IBGE, 1992; COUTINHO, 2006).

Pelo exposto, nota-se a importância do desenvolvimento de estudos realizados em áreas de ecótonos, visto que para cada região e ou formação existem particularidades florísticas e estruturais que, quando conhecidas podem contribuir de forma efetiva na conservação dos recursos genéticos, na conservação de áreas similares e na recuperação de áreas ou fragmentos florestais degradados (VILELA et al., 1993).

Nesse contexto, o objetivo deste trabalho foi avaliar as relações fitossociológicas em um ecótono de Floresta Ombrófila Mista e Floresta Estacional Semidecidual em Bento Gonçalves, no Rio Grande do Sul.

MATERIAL E MÉTODOS

A área de estudo localiza-se na sede da Embrapa Uva e Vinho, no município de Bento Gonçalves, sob as seguintes coordenadas geográficas de localização, 29°09'44" Sul, e 51°31'50" Oeste. A altitude média da região é de 640 m. (EMBRAPA, 2008).

A vegetação estudada apresenta área de 47,56 hectares, sendo caracterizada por ecótono de Floresta Ombrófila Mista e Floresta Estacional Semidecidual (IBGE, 2012). A temperatura média anual da região é de 17°C. A precipitação pluviométrica média é de 1.665 mm e, a umidade relativa média do ar de 77%. (CNPUV, 2010).

Predominam na área solos rasos e pouco profundos, de cores brunadas, com grande variabilidade no teor de alumínio e de gradiente textural (VALLADARES; LUZ, 2005).

Na área de estudo foram alocadas aleatoriamente 13 parcelas permanentes de área fixa. As parcelas apresentam dimensões de 10 m x 30 m, totalizando uma área amostrada de 0,39 ha. Todos os indivíduos com DAP (diâmetro à altura do peito) maior ou igual a 5 cm foram medidos, e suas respectivas alturas, foram estimadas por comparação com régua telescópica.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

No presente estudo foram amostrados 806 indivíduos distribuídos em 74 espécies e 31 famílias. As famílias que mais se destacaram em riqueza de espécie foram: Myrtaceae (9); Fabaceae (9); Euphorbiaceae (5) e Rutaceae (5).

A floresta apresentou diversidade florística pelo Índice de Shannon estimado em 3,61 nats.ind⁻¹. Ivanauskas *et al.* (1999) relata diversidade estimada em 3,77 nats.ind⁻¹ para a Floresta Estacional Semidecidual. Silvestre *et al.* (2012) apresentaram diversidade estimada de 3,30 nats.ind⁻¹ para um fragmento de floresta Ombrófila Mista no Estado do Paraná. Na literatura, é observado que os valores do Índice de Shannon calculado para os mais diversos tipos e subtipos de vegetação, estão entre 1,2 nats.ind. indicando baixa diversidade e 4,0 nats.ind. indicando alta diversidade, então, para o presente estudo pode-se considerar que a vegetação de ecótono é diversa e se caracteriza como área de grande interesse de conservação.

A análise da estrutura horizontal revelou que as 10 espécies com maior Valor de Importância (VI) foram: *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze (6,37), *Cupania vernalis* Cambess. (5,99), *Bauhinia forficata* Link (5,36), *Luehea divaricata* Mart. & Zucc. (4,65), *Sebastiania commersoniana* (Baill.) L.B. Sm. & Downs (4,64), *Casearia sylvestris* Sw. (4,59), *Parapiptadenia rigida* (Benth.) Brenan (4,29), *Albizia niopoides* (Spruce ex Benth.) Burkart (3,74), *Trema micrantha* (L.) Blume (3,40) e *Myrsine coriacea* (Sw.) R.Br (3,36).

Estas 10 espécies com maior VI contribuem juntas com 67,42% do total das espécies amostradas. A área basal (DoRe) contribuiu significativamente para que a espécie *Araucaria angustifolia* permanecesse no topo das espécies com maior VI, seguido pela *Cupania vernalis*. A espécie *Bauhinia forficata* ficou com o terceiro maior VI, devido ao grande número de indivíduos presentes na área de estudo (DeRe).

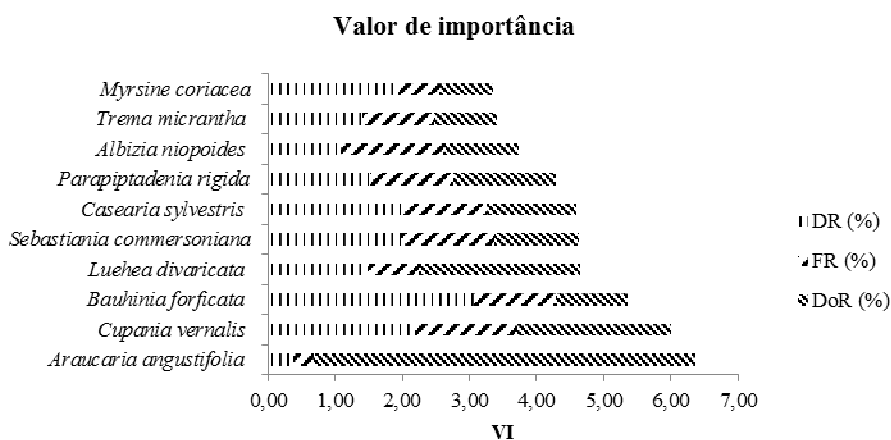


Figura 1: Distribuição das 10 espécies com o maior VI amostradas na área de estudo.

Foram encontrados 2.067 ind/ha sendo as espécies mais abundantes *Bauhinia forficata* (190), *Cupania vernalis* (136), *Casearia sylvestris* (126), *Sebastiania commersoniana* (123), *Myrsine coriácea* (121), *Parapiptadenia rigida* (95), *Luehea divaricata* e *Actinostemon concolor* (92), *Trema micrantha* (87) e a *Albizia niopoides* com 67 indivíduos por hectare respectivamente. Juntas estas 10 espécies representam cerca de 50% do total de indivíduos.

Dentre as espécies de maior VI e maior número de indivíduos, ocorrem espécies da Floresta Ombrófila Mista e da Floresta Estacional Decidual, caracterizando o contato florístico das duas tipologias.

Observa-se na Figura 2 que a distribuição diamétrica apresentou-se dentro dos padrões esperados para uma floresta heterogênea inequiana, concentrando maior quantidade de indivíduos entre as menores classes de diâmetros. Cerca de 85 % dos indivíduos amostrados apresentaram DAP entre 5 e 15 cm. O DAP médio foi estimado em 10,9 cm. Florestas que apresentam distribuição diamétrica como a do presente estudo, tendem a perpetuar caso não ocorra intervenção antrópica ou algum tipo de catástrofe ambiental.

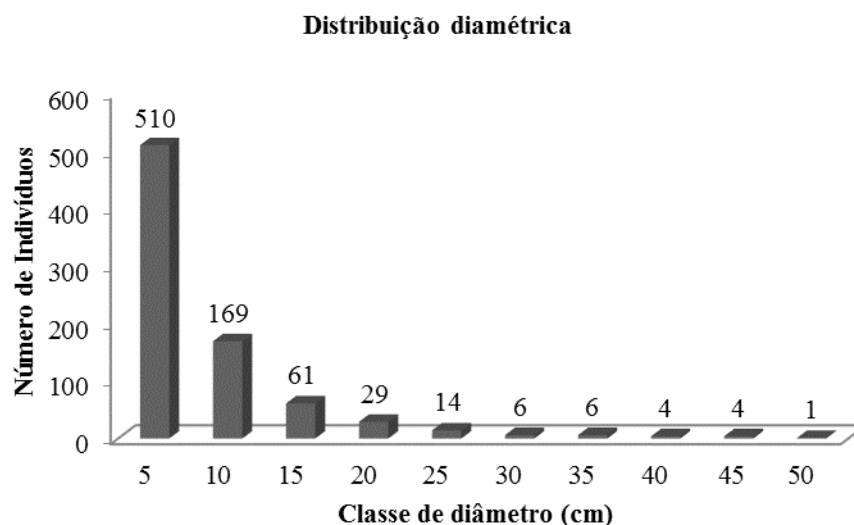


Figura 2 - Distribuição diamétrica por classe de diâmetro dos indivíduos, amostrados na área de estudo.

CONCLUSÕES

Pelo Índice de Shannon, foi possível constatar que a área de estudo apresentou alta diversidade florística, se comparado com outros estudos realizados;

Os indivíduos de *Araucaria angustifolia* apresentaram baixa densidade e frequência, porém contribuíram no alto VI com sua significativa área basal;

Conhecer a fitossociologia de diferentes fitofisionomias, tipos e subtipos de florestas e disponibiliza-las na literatura é de extrema importância, pois as informações subsidiam o conhecimento da florística e estrutura e, servem como base para a conservação e até mesmo para a restauração dos distintos ambientes florestais;

A presente publicação traz resultados parciais de um estudo mais abrangente, com intensificação da amostragem, análises químicas e físicas do solo e, monitoramento da dinâmica da vegetação para auxílio nas futuras tomadas de decisões no que diz respeito ao uso e conservação da comunidade estudada.

REFERÊNCIAS

COUTINHO, L. M. (2006). **O conceito de bioma**. *Acta Botânica Brasílica*, v.20, n.1, p: 13-23.

EMBRAPA – **Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária**. Disponível em: <<http://www.cnpqv.embrapa.br/>>. Acesso em 02 Out. de 2013.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE (1992). Departamento de Recursos Naturais e Estudos Ambientais. *Manual Técnico da Vegetação Brasileira*. CDDI-IBGE, Rio de Janeiro. (Série Manuais Técnicos de Geociências, n. 1).

PEREIRA, I. M. et al. Regeneração natural em um remanescente de caatinga sob diferentes níveis de perturbação, no agreste paraibano. **Acta Botanica Brasilica**, v.15, n.3, p.413-426, 2001.

RADAMBRASIL – Ministério das Minas e Energia/ Departamento Nacional de Produção Mineral. **Projeto Radambrasil: Levantamento de Recursos Naturais**. Folha Rio de Janeiro. Rio de Janeiro: DNPM/ Projeto RADAMBRASIL, 1984.

VILELA, E.A.; OLIVEIRA FILHO, A.T.; GAVINALES, M.L.; CARVALHO, D.A. **Espécies de matas ciliares com potencial para estudos de revegetação no alto Rio Grande, Sul de Minas**. Revista Árvore, Viçosa, v.17, n.2, p. 117-128, 1993.

DISTRIBUIÇÃO DA BIOMASSA NOS DIFERENTES COMPARTIMENTOS DE *Araucaria angustifolia* (Bertol) Kuntze

Rafaelo Balbinot¹, Gustavo Luís Gonzatto², Jonathan Willian Trautenmüller³, Laís Fernanda Trautenmüller⁴, Diego Balestrin⁵, Fábio Marcelo Breunig⁶

¹ Eng. Florestal, Prof. Dr. do Departamento de Engenharia Florestal da Universidade Federal de Santa Maria, campus de Frederico Westphalen, RS.

² Acadêmico do Curso de Engenharia Florestal da Universidade Federal de Santa Maria, campus de Frederico Westphalen, RS.

³ Eng. Florestal, Mestrando do curso de Eng. Agrônoma da Universidade Federal de Santa Maria, campus de Frederico Westphalen, RS

⁴ Acadêmica do Curso de Engenharia Florestal da Universidade Federal de Santa Maria, campus de Frederico Westphalen, RS.

⁵ Eng. Florestal, Mestrando do curso de Engenharia Ambiental da Universidade Federal de Santa Maria, campus sede

⁶ Geógrafo, Prof. Dr. do Departamento de Engenharia Florestal da Universidade Federal de Santa Maria, campus de Frederico Westphalen, RS.

Linha Sete de Setembro s/n - BR386 KM40; CEP 98400-000 - Frederico Westphalen - RS - BRASIL; www.cesnors.ufsm.br; E-mail: cesnors@smail.ufsm.br; Fone (55) 3744-8964

Resumo

O trabalho foi realizado em um plantio de *Araucaria angustifolia* (Bertol) Kuntze de 58 anos de idade na Floresta Nacional de Passo Fundo, localizada no município de Mato Castelhano, região Norte do Rio Grande do Sul. O objetivo foi analisar a distribuição da biomassa nos diferentes compartimentos das árvores. A partir do inventário florestal prévio dividiu-se as árvores em seis classes de diâmetro, e foram amostradas duas árvores das três maiores classes. Observou-se que o componente fuste representou 52,7%, a casca 19,6%, os galhos 21,4% e ainda as grimpas representaram apenas 6,3% do peso total das árvores. A biomassa da casca e do fuste somados corresponde a aproximadamente 70% da biomassa total das árvores.

Palavras-chave: Pinheiro do Paraná, biomassa arbórea, biomassa florestal.

Abstract

Distribution of biomass in different magazines Araucaria angustifolia (Bertol) Kuntze. The study was conducted in a plantation of *Araucaria angustifolia* (Bertol) Kuntze with 58 years of age in the Floresta Nacional de Passo Fundo, located in Mato Castelhano, northern of Rio Grande do Sul. The objective was to analyze the tree biomass distribution. From the previous forest inventory divided the trees into six diameter classes, and two trees were sampled from three major classes. It was observed that the stem component accounted for 52.7%, bark 19.6%, twigs 21.4%, and the needles branch accounted for only 6.3% of the total weight of the trees. The biomass of bark and bole added corresponds to approximately 70% of total tree biomass.

Keywords: Parana pine, tree biomass, forest biomass.

INTRODUÇÃO

Os ecossistemas florestais são considerados reservatórios de carbono e têm sido apontados como alternativas para redução de gases do efeito estufa, principais responsáveis pelas mudanças climáticas globais (NUNES, 2011). A quantificação da biomassa em ecossistemas florestais é de fundamental importância para que se conheça a dinâmica dos nutrientes nos diversos compartimentos, podendo encontrar indicadores de possíveis impactos das técnicas silviculturais (REIS; BARROS, 1990; CALDEIRA *et al.*, 2008) e direcionar decisões para o planejamento do tipo de manejo a ser utilizado (ANDRAE; KRAPPENBAUER, 1983).

O acúmulo de nutrientes nos diversos componentes das árvores apresenta grande variação ao longo das fases de desenvolvimento, por causa das diferenças de alocação de biomassa e concentração destes (LANDSBERG, 1986; PALLARDY, 2008). Durante a fase inicial de desenvolvimento grande parte dos carboidratos são canalizados para produzirem a biomassa da copa (SCHUMACHER 1996), verifica-se assim um aumento na proporção dos componentes madeira e casca e diminuição gradativa de folhas e ramos (SCHUMACHER 1996; SCHUMACHER; HOPPE, 1997).

Acerca desta dinâmica de distribuição de biomassa, ainda são escassos os trabalhos com *Araucaria angustifolia* (Bertol) Kuntze, especialmente em árvores de grandes dimensões. Assim, este trabalho tem como objetivo analisar a distribuição da biomassa em árvores de *Araucaria angustifolia* em plantios com 58 anos de idade.

MATERIAL E MÉTODOS

Este estudo foi realizado em um plantio de *Araucaria angustifolia*, com 58 anos de idade, localizados na Floresta Nacional de Passo Fundo, no município de Mato Castelhano, região norte do Rio Grande do Sul. As coordenadas da área são 28°16'42" sul e a longitude 52°11'30" oeste, estando a uma altitude de 740 metros em relação ao nível médio do mar.

A amostragem se deu de forma aleatória. Onde, a partir do inventário florestal prévio dividiu-se as árvores nas seguintes classes de diâmetro: 15–25 cm, 25–35 cm, 35–45 cm, 45–55 cm, 55–65 cm e > 65 cm, onde foram selecionadas apenas duas árvores de cada uma das três maiores classes de diâmetro.

As árvores selecionadas foram seccionadas ao nível do solo e fracionadas nos seguintes componentes: grimpas (ramos finos com acícula), galhos, casca e fuste. A biomassa de cada componente foi determinada por meio de pesagem direta a campo, utilizando-se talha e dinamômetro digital com capacidade para 500 kg (mínimo 1 kg, erro ± 100 g) marca Lider PR-30.

Para determinação do teor de umidade foram coletadas e pesadas subamostras representativas de cada componente das árvores. A casca foi separada da madeira do fuste para sua estimativa, e a partir do cálculo da percentagem de casca nos discos, obteve-se assim um fator de casca para todo o fuste.

Após coletadas, as amostras a campo foram colocadas em sacos plásticos, a fim de não perderem umidade. Todas as amostras foram pesadas em laboratório com balança de precisão (0,01g). Após, as amostras foram acondicionadas em sacos de papel e secas a 60° C em estufa de circulação e renovação de ar até a estabilização e constância do peso, sendo novamente pesadas para determinação da massa seca.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

O diâmetro médio das árvores é de 58,0 cm e a altura média é de 22,1 m (Tabela 1). No geral a ordem de distribuição da biomassa é a seguinte: fuste > galhos > casca > grimpas, porém, em duas árvores (5A; 6A) a ordem da distribuição se deu de forma diferente: fuste > casca > galhos > grimpas.

Tabela 1 - Distribuição e características dendrométricas das árvores.

Árvore	DAP (cm)	HT (m)	HC (m)	Nº G	PESO SECO (Kg)				
					Fuste	Casca	Galhos	Grimpas	TOTAL
4 A	47,5	23,1	20,1	47	779,95	164,96	168,94	60,92	1174,76
4 B	50,0	21,3	19,9	23	783,51	247,04	339,02	100,87	1470,44
5 A	58,0	24,6	22,6	48	1180,89	384,06	339,78	112,35	2017,07
5 B	60,8	20,1	18,3	76	871,98	442,80	702,01	205,11	2221,91
6 A	65,0	21,4	18,2	57	1319,74	557,99	415,84	125,85	2419,42
6 B	67,0	22,0	20,3	76	1366,11	752,05	774,45	180,79	3073,40
Média	58,0	22,1	19,9	55	1050,36	424,82	456,67	130,98	2062,83
DP					270,35	212,57	233,73	53,23	

(HT – Altura total; HC – Altura comercial; NºG – Número de galhos)

Em média, a biomassa estava distribuída do seguinte modo, 52,7% no fuste, a casca 19,6%, galhos 21,4% e 6,3% para grimpas. Andrae e Krapfenbauer (1983) em um trabalho realizado também na Floresta Nacional de Passo Fundo, nos mesmos plantios, que na época tinham 17 anos, encontraram valores de 57,7%, 14,7%, 8,9%, e 18,7% para fuste, casca, galhos e grimpas (brotos com acículas vivas e mortas, acículas mortas no tronco), respectivamente.

Em plantios de *Araucaria angustifolia* com idade entre 29 a 33 anos, localizados no município de General Carneiro, PR, Sanquetta *et al.* (2003) encontraram valores semelhantes de 54,22% de biomassa aérea verde para fuste, 17,74% para casca, 17,66% de galhos vivos, 1,62% de galhos mortos e ainda 8,76% para grimpas.

Schumacher *et al.* (2011) em um de seus trabalhos realizado em um plantio de *Araucaria angustifolia* com 27 anos de idade, no município de Quedas do Iguaçu, PR, encontrou 59,2%, 16,9%, 14,1% e 9,8% para fuste, casca, galhos e grimpas, respectivamente.

A casca apresentou aumento gradativo de biomassa em relação com o aumento do DAP, diferente dos outros compartimentos, que não apresentaram aumento gradativo algum.

O fuste e a casca somados representam mais de 70% (71,5%) da biomassa total das árvores, podendo assim verificar que apesar das diferentes idades o percentual de tronco (fuste + casca) se mantém semelhante através do tempo.

É possível observar que em todos os trabalhos citados, o tronco (fuste + casca) manteve aproximadamente a mesma contribuição para a biomassa total da árvore: Andrae e Krapfenbauer (1983) (em povoamento com 17 anos) encontraram 72,4%, Schumacher *et al.* (2011) (27 anos) chegou aos 76,1%, Sanquetta *et al.* (2003) (29-33 anos) encontrou 71,9% e neste trabalho, em plantio de 58 anos chegou-se aos 71,5%. A proporção do componente tronco (fuste + casca) não se alterou em relação aos

outros compartimentos da árvore, através do tempo houve um aumento na percentagem do componente casca e redução dos demais compartimentos da árvore na composição da biomassa total.

CONCLUSÕES

Com o término deste trabalho conclui-se que o acúmulo da biomassa se dá em maior parte pelo tronco (fuste + casca) o qual representa 71,2% da biomassa total, e que apesar das diferentes idades esse percentual não sofre grandes alterações através do tempo. Sendo o fuste e a casca os maiores responsáveis pela biomassa acima do solo.

REFERÊNCIAS

- ANDRAE, F.H.; KRAPPENBAUER, A. Inventário de um reflorestamento de *Araucaria* de 17 anos em Passo Fundo, RS. Parte I: Inventário de biomassa. In: ANDRAE, F.H.; KRAPPENBAUER, A. (Eds). **Pesquisa Austro-Brasileira 1973 - 1982 sobre *Araucaria angustifolia*, *Podocarpus lambertii* e *Eucalyptus saligna***. Santa Maria - Brasil / Viena-Áustria: Universidade Federal de Santa Maria / Universitaet fuer Bodenkultur, 1983. p.16-29.
- CALDEIRA, M. V. W.; VITORINO, M. D.; SCHAADT, S. S.; MORAES, E.; BALBINOT, R. Quantificação de serapilheira e de nutrientes em uma Floresta Ombrófila Densa **Semina: Ciências Agrárias**, Londrina, v. 29, n. 1, p. 53-68, 2008.
- LANDSBERG, J. J. **Physiological ecology of forest production**. London: Academic Press, 1986. 198 p.
- NUNES, S. S. S. **Estimativa de biomassa e carbono e indicadores para restauração de florestas secundárias em Paragominas – Pará. 126p**. Dissertação (Mestrado) - Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz” Piracicaba – 2011.
- PALLARDY, S. **Physiology of woody plants**. San Diego: Academic Press, 2008. 454-p.
- REIS, M. G. F.; BARROS, N. F. Ciclagem de nutrientes em plantios de eucalipto. In BARROS, N. F.; NOVAIS, R. F. (Eds.). **Relação solo-eucalipto**. Viçosa: Folha de Viçosa, 1990. p. 265-301.
- SANQUETA, C. R.; WATZLAWICK, L. F.; SCHUMACHER, M. V. ; MELLO, A. A. Relações individuais de biomassa e conteúdo de carbono em plantações de *Araucaria angustifolia* e *Pinus taeda* no sul do estado do Paraná, Brasil. **Revista Acadêmica**, Curitiba, v. 1, n. 3, p. 33-40, jul./set. 2003.
- SCHUMACHER, M.V. Ciclagem de nutrientes como base da produção sustentada em ecossistemas florestais. In: SIMPÓSIO SOBRE ECOSSISTEMAS NATURAIS DO MERCOSUL O AMBIENTE DA FLORESTA, 1, 1996, Santa Maria. **Anais do...** Santa Maria: UFSM/CEPEF, 1996. p. 65-77.
- SCHUMACHER, M.V.; HOPPE, J. M. **A complexidade dos ecossistemas**. Porto Alegre: Pallotti, 1997. 50p.
- SCHUMACHER, M. V.; WITSCHORECK, R.; CALIL, F. N.; LOPES, V. G.; VIERA, M. Produção de biomassa no corte raso em plantio de *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze de 27 anos de idade em Quedas do Iguaçu, PR. **Ciência Florestal**. Santa Maria, v. 21, p. 53-62, 2011.

FATOR DE EXPANSÃO DE BIOMASSA E RAZÃO RAÍZES-PARTE AÉREA PARA *Populus* sp.

Ana Beatriz Schikowski¹, Ana Paula Dalla Corte², Carlos Roberto Sanquetta³, Greyce Charlllyne
Benedet Maas⁴, Aurélio Lourenço Rodrigues⁵

¹Mestranda em Engenharia Florestal, Universidade Federal do Paraná – UFPR, Lothário Meissner, 632 - Curitiba, PR, CEP 80.210-170, Brasil - biaschik@hotmail.com

²Professora Doutora em Engenharia Florestal, Universidade Federal do Paraná – UFPR, anapaulacorte@gmail.com

³Professor Doutor em Engenharia Florestal, Universidade Federal do Paraná – UFPR, sanquetta@ufpr.br

⁴Doutoranda em Engenharia Florestal, Universidade Federal do Paraná – UFPR, greycemaas@yahoo.com.br

⁵Doutorando em Engenharia Florestal, Universidade Federal do Paraná – UFPR, alourencorodrigues@gmail.com

Resumo

Fator de Expansão da Biomassa (FEB) e Razão de Raízes (R) são normalmente utilizados como constantes para quantificação de carbono em florestas. O presente trabalho tem como objetivo analisar as variações de FEB e R para *Populus* sp. e ajustar modelos para suas estimativas em função das variáveis de fácil medição. Dados de 40 árvores do gênero *Populus* plantado no sul do Brasil foram usados para demonstrar a correlação entre FEB e R entre dap, altura (h) e idade. Doze modelos alométricos foram testados a fim de modelar FEB e R. FEB se correlacionou com dap, h e idade e os modelos de regressão que continham essas variáveis independentes se ajustaram adequadamente ao FEB, porém não foram consideradas adequadas para R, que apresentou baixa correlação com todas as variáveis testadas.

Palavras-chave: alometria; biomassa florestal; modelos de regressão; estoque de Carbono.

Abstract

Biomass expansion factor and root-to-shoot ratio for Populus sp. Biomass Expansion Factor (BEF) and root-to-shoot ratio (R) are usually used on quantifying carbon in forests. The purpose of this paper was to analyze the variations of BEF and R for *Populus* sp. and to fit models for their estimates with dendrometric variables (dbh, height and age). Data from 40 trees of *Populus* sp. planted in southern Brazil were used to demonstrate the correlation of BEF and R between dbh, height and age. Twelve allometric models were tested to model BEF and R. BEF correlated significantly with dbh, height and age. Regression models containing these independent variables were adjusted appropriately to estimate BEF, but were not considered suitable for R, which shown low correlation with all the variables tested.

Keywords: allometry; forest biomass; regression models; Carbon stock.

INTRODUÇÃO

O gênero *Populus*, popularmente chamado de Álamo ou Choupo, pertence à Família Salicaceae. Amplamente cultivado em diversos países como China e Paquistão, no Brasil, o gênero *Populus* tem importância menos expressiva, apresenta florestas plantadas concentradas nos estados do Paraná e Santa Catarina.

As florestas exercem papel importante no balanço global de carbono, se fazendo necessária a quantificação acurada do carbono nos ecossistemas florestais, bem como suas mudanças. Uma maneira para calcular a biomassa e o estoque de carbono é através da aplicação do fator de expansão de biomassa (FEB), que relaciona a biomassa da parte aérea com a biomassa do fuste, e também a razão de raízes-parte aérea (R) que relaciona a biomassa aérea com a biomassa subterrânea. Normalmente FEB e R são assumidos constantes, embora vários estudos apontem variações dependentes de dimensão e de idade nessas grandezas (LEHTONEN *et al.*, 2004; CORTE *et al.*, 2012). O próprio Painel Intergovernamental para as Mudanças Climáticas (IPCC) publica tabelas com valores padrões médios (*default*) para várias florestas do mundo (IPCC, 2006), isso porque faltam pesquisas sobre FEB e R para a maior parte das formações florestais do mundo, especialmente nos trópicos. O uso de valores *default* ou médios pode implicar em incertezas nas estimativas, porém muitas vezes é a única saída. Para os ecossistemas brasileiros, são escassos os trabalhos realizados para a determinação de FEB e R.

Por esse motivo, esse trabalho teve como objetivo analisar as variações de FEB e R para *Populus* sp. plantado no centro-sul do Estado do Paraná, bem como, ajustar modelos para suas estimativas em função de variáveis de fácil medição.

MATERIAL E MÉTODOS

Os dados provenientes de 40 árvores representativas de um povoamento do gênero *Populus* (híbridos), localizados no centro-sul do Estado do Paraná, com espaçamento de 3x3m, idades variando de

2 a 18 anos. Tiveram suas variáveis dendrométricas coletadas (dap e altura total - h) e idade determinada por meio da técnica de análise de tronco (ANATRO). Após a derrubada, as árvores tiveram seus compartimentos de biomassa separados em: fuste, folhagem, galhos vivos, galhos mortos e raízes e medido o respectivo peso verde de cada compartimento. Os procedimentos de determinação de biomassa verde seguiram as recomendações do IPCC (2006).

Os pesos verdes foram determinados com balança mecânica com capacidade de até 100 kg e precisão de 100 g. Porções de cerca de 500 g foram retiradas de cada compartimento e pesadas em balança eletrônica com capacidade de 5 kg e precisão de 1 g. As amostras foram secas em estufa a 103° C, até peso constante, para determinação do peso seco.

Para os cálculos do Fator de Expansão de Biomassa (FEB) e razão de raízes (R) de cada árvore foram utilizadas as fórmulas abaixo, indicada pelo IPCC (2006), qual seja:

$$FEB = \frac{P_{copa} + P_{fuste}}{P_{fuste}} = \frac{P_{aéreo}}{P_{fuste}} \quad R = \frac{P_{raiz}}{P_{aéreo}}$$

Em que FEB é o fator expansão da biomassa (adimensional), P_{copa} é o peso seco da copa da árvore (kg), P_{fuste} é o peso seco do fuste da árvore (kg), $P_{aéreo}$ é o peso seco do fuste da árvore somado ao peso da copa da árvore (kg), P_{raiz} é o peso seco da raiz da árvore (kg).

Considerando como parte da copa os galhos secos e verdes, bem como as folhas e demais componentes ligados à parte aérea do indivíduo. Para a determinação da biomassa abaixo do solo, abriu-se uma trincheira até o limite da abrangência da copa das árvores projetadas para o solo, para o recolhimento de toda a massa de raízes, considerando um limite de 2 mm de espessura e 50 cm de profundidade.

Com os dados dendrométricos (dap, h) e idade, FEB e R calculados para as 40 árvores, foi construída uma matriz de correlação dessas variáveis, visando identificar como elas se associam. Foram selecionados 12 modelos matemáticos encontrados na literatura florestal usados para outros fins (Tabela 1). Os modelos tiveram sua qualidade de ajuste avaliada com base nas estatísticas de coeficiente de determinação ajustado (R^2_{aj}), erro padrão da estimativa (S_{yx}) absoluto e em porcentagem e análise gráfica dos resíduos.

Tabela 1 - Modelos testados para estimar o fator de expansão de biomassa.

Nº	Modelo
1	$Y = \beta_0 * dap^{-\beta_1}$
2	$Y = \beta_0 * h^{-\beta_1}$
3	$Y = \beta_0 * I^{-\beta_1}$
4	$Y = \beta_0 + \beta_1 * \ln(dap)$
5	$Y = \beta_0 + \beta_1 * \ln(h)$
6	$Y = \beta_0 + \beta_1 * \ln(I)$
7	$Y = \beta_0 * EXP(-\beta_1 * dap)$
8	$Y = \beta_0 * EXP(-\beta_1 * h)$
9	$Y = \beta_0 * EXP(-\beta_1 * I)$
10	$Y = \beta_0 + \beta_1 * dap + \beta_2 * h + \beta_3 * I$
11	$Y = \beta_0 + \beta_1 * \ln(dap * h * I)$
12	$Y = \beta_0 + \beta_1 * \ln(dap) + \beta_2 * dap + \beta_3 * \ln(h) + \beta_4 * \ln(dap * h * I)$

Onde: β_i = coeficientes dos modelos; Y = FEB, R; dap = diâmetro a altura do peito (cm); h = altura total (m); I = idade (anos); Ln = logaritmo neperiano; EXP = exponencial.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Estatísticas descritivas das variáveis analisadas

O valor médio de FEB foi de 1,51 para as condições deste estudo, variando de 1,17 a 2,24, com coeficiente de variação de aproximadamente 17%. Em relação a R, as variações oscilaram de 0,14 a 0,60, sendo a média desta grandeza em 0,28, com coeficiente de variação de mais de 35%, ou seja, bem acima do CV (%) de FEB, indicando uma maior dispersão e variabilidade em R em relação a FEB.

Chen *et al.* (2009) encontraram o valor de FEB para *Populus deltoides* W. Bartram ex Marshall de 2,16, Walle *et al.* (2005) para *Populus* sp. reportou o FEB médio de 1,50, bem como Shan (2008) encontrou o valor de FEB médio 1,57 para plantações chinesas de *Populus* sp. Para *Populus nigra* L. e *Populus alba* L., Liberloo *et al.* (2006) encontraram valores de R variando entre 0,12 até 0,17. Para

Populus euramericana Guinier Ruiz-Peinado *et al.* (2012) encontrou um valor de 0,36 para R médio. Todavia estudos relacionados ao gênero *Populus*, tanto para FEB quanto para R, ainda são escassos, dificultando a comparação dos resultados encontrados no presente trabalho.

Comportamento de FEB e R em função de dap, h e Idade

A Tabela 2 apresenta os resultados da matriz de correlação para as variáveis analisadas neste estudo. Fica demonstrado que o dap e altura se relacionam de maneira inversamente proporcional com FEB. A idade, por sua vez, possui uma correlação menor com FEB mas, continua com a tendência inversamente proporcional (-0,57). Todas as variáveis dendrométricas apresentaram baixa correlação com R. FEB e o R não apresentaram correlação.

Tabela 2 - Matriz de correlação entre as variáveis FEB, R, DAP, H e Idade.

Variável	dap (cm)	h (m)	Idade (anos)	FEB
h	0,96	1	-	-
Idade	0,73	0,81	1	-
FEB	-0,76	-0,74	-0,57	1
R	-0,11	-0,24	-0,18	0,08

Nos estudos de Levy *et al.* (2010) e Lehtonen *et al.* (2004), a altura total da árvore foi a variável mais significativa para explicar variações em FEB. Por sua vez, Chambers *et al.* (2001) e Chave *et al.* (2005) afirmam ser o dap a variável mais significativa com relação ao FEB.

Os resultados deste trabalho indicam também inexistência de correlação entre FEB e R. Magnani *et al.* (2000) relatam que resultados como este são esperados, uma vez que o FEB diminui com o aumento do tamanho da árvore e a biomassa aérea descontada do fuste não aumenta na mesma proporção do que o fuste e raízes.

Modelos para estimar FEB e R em função de dap, h e Idade

Na Tabela 3 estão apresentados os coeficientes e estatísticas de desempenho de ajuste apenas para FEB, pois os ajustes para R não foram considerados adequados devida a menor correlação desta grandeza com as variáveis dendrométricas dap, h e idade, por esse motivo não foram reportados no estudo.

Tabela 3 – Coeficientes e estatísticas de precisão dos modelos ajustados para estimar FEB.

Modelo	β_0	β_1	β_2	β_3	β_4	R^2_{aj}	S_{yx}	$S_{yx\%}$
1	3,949	0,370	-	-	-	0,63	0,16	10,57
2	3,630	0,366	-	-	-	0,64	0,16	10,40
3	2,323	0,225	-	-	-	0,39	0,20	13,58
4	2,987	-0,563	-	-	-	0,62	0,16	10,74
5	2,829	-0,544	-	-	-	0,62	0,16	10,69
6	2,184	-0,348	-	-	-	0,39	0,21	13,60
7	2,241	0,028	-	-	-	0,59	0,17	11,15
8	2,193	0,032	-	-	-	0,57	0,17	11,33
9	1,916	0,032	-	-	-	0,34	0,21	14,13
10	2,090	-0,029	-0,014	0,001	-	0,54	0,18	11,75
11	2,714	-0,172	-	-	-	0,58	0,17	11,25
12	4,327	-1,137	0,068	-0,539	0,068	0,64	0,16	10,40

Para FEB, os coeficientes de determinação ajustado nas 12 equações variaram de 0,34 a 0,64, com os modelos 1, 2 e 12 com melhor índice (mais alto). No que diz respeito a $S_{yx\%}$, os valores para as equações de FEB estiveram entre 10,40 a 14,13%, novamente com os modelos 1, 2 e 12 com melhor desempenho (mais baixos que os demais), porém os modelos 4 e 5 também apresentaram valores aproximados. No que concerne à análise de resíduos dos conjuntos de equações (Figura 1), não ocorreu nenhuma discrepância na dispersão de resíduos dos modelos ajustados para FEB, sendo o resíduo máximo cerca de 30%.

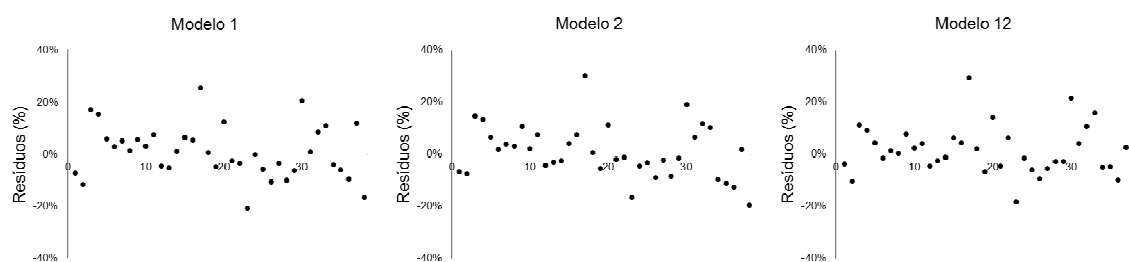


Figura 1 – Gráfico dos resíduos dos modelos considerados de melhor desempenho para FEB.

CONCLUSÕES

Para *Populus* sp. o fator de expansão da biomassa (FEB) é correlacionado as variáveis dap, altura total e idade das árvores, apresentando tendência inversamente proporcional em relação a elas. A razão de raízes (R) não apresentou correlação significativa com tais variáveis.

Modelos de regressão podem ser utilizados para expressar a relação entre o FEB com as variáveis dendrométricas, o que não pode ser dito em relação a R.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

CHAMBERS, J. Q.; DOS SANTOS, J.; RIBEIRO, R. J.; HIGUCHI, N. Tree damage, allometric relationships, and above-ground net primary production in central Amazon forest, **Forest Ecology Management**, v.152, p.73–84, 2001.

CHAVE, J., ANDALO, C., BROWN, S., CAIRNS, M.A., CHAMBERS, J.Q., EAMUS, D., FÖLSTER, H., FROMARD, F., HIGUCHI, N., KIRA, T., LESCURE, J.P., NELSON, B.W., OGAWA, H., PUIG, H., RIÉRA, B. AND YAMAKURA, T. Tree allometry and improved estimation of carbon stocks and balance in tropical forests. **Oecologia**, v.145, p.87–99, 2005.

CHEN, X.; ZHANG, X.; ZHANG, Y.; WAN, C. Carbon sequestration potential of the stands under the Grain for Green. **Forest Ecology and Management**. v. 258, p. 199-206p, 2009.

CORTE, A. P. D.; SILVA, F.; SANQUETTA, C. R. Fator de expansão de biomassa e razão de raízes-parte aérea para *Pinus* spp. plantados no Sul do Brasil. **Floresta**, v. 42, n.4, p.755-768, 2012.

IPCC - Intergovernmental Panel on Climate Change. **Guidelines for National Greenhouse Gas Inventories**. Em CD ou no site: www.ipcc.ch. Guia de Boas Práticas. 2006.

LEHTONEN, A.; MÄKIPÄÄ, R.; HEIKKINEN, J.; SIEVÄNEN, R.; LISKI, J. Biomass expansion factors (BEFs) for Scots pine, Norway spruce and birch according to stand age for boreal forests. **Forest Ecology and Management**. v. 188, n. 1(3), p.211-224, 2004.

LEVY, P. E.; HALE, S. E.; NICOLI, B. C. Biomass expansion factors and root: shoot ratios for coniferous tree species in Great Britain. **Forestry**, v. 77, n. 5, p. 421-430, 2010.

LIBERLOO, M.; CALFAPIETRA, C.; LUKAC, M.; GODBOLD, D.; BINLUO, Z.; POLLE, A.; HOOSBEEK, M. R.; KULL, O.; MAREK, M.; RAINE, C. T.; RUBINO, M.; LOR, G. T.; SCARASCIA-MUGNOZZA, G.; EMANS, R. Woody biomass production during the second rotation of a bio-energy *Populus* plantation increases in a future high CO₂ world. **Global Change Biology**, 12, 1094–1106p. 2006.

MAGNANI, F.; MENCUCCINI, M.; GRACE, J. Age-related decline in stand productivity: the role of structural acclimation under hydraulic constraints. **Plant Cell Environment**. v. 23, p. 251–263, 2000.

RUIZ-PEINADO, R.; MONTERO, G.; DEL RIO, M. Biomass models to estimate carbon stocks for hardwood tree species. **Forest Systems**. v. 21 (1): p. 42-52, 2012.

WALLE, I. V.; CAMP, N. V.; PERRIN, D.; LEMEURE, R. ; VERHEYEN, K. ; WESEMAEL, V. B.; LAITAT, E. Growing stock-based assessment of the carbon stock in the Belgian forest biomass. **Forensic Science**. v. 62. p.853–864, 2005.

FATOR DE EXPANSÃO DE BIOMASSA EM FLORESTA ESTACIONAL DECIDUAL MONTANA NO RIO GRANDE DO SUL

Bráulio Otomar Caron¹, Rafaelo Balbinot², Fernanda Raquel Lambrecht³, Jonathan William Trautenmuller⁴, Angelica Martinelli Sabadini⁵, Rafael Vendruscolo⁶

¹ Engenheiro Agrônomo, Dr. Professor colaborador da Universidade Federal de Pelotas e professor Associado I da Universidade Federal de Santa Maria campus de Frederico Westphalen. Coordenador do Programa de Pós graduação em Agronomia - Agricultura e Ambiente. Linha 7 de Setembro, s/n - BR 386 Km 40, 98400-000 - Frederico Westphalen - RS-Brasil. caron@smail.ufsm.br

² Engenheiro Florestal, Dr., Professor Adjunto 3 do Departamento de Engenharia Florestal, Universidade Federal de Santa Maria, campus de Frederico Westphalen, Idem 1. rafaelo.balbinot@gmail.com

³ Graduanda pelo curso de Engenharia Florestal, Universidade Federal de Santa Maria, campus de Frederico Westphalen. Idem 1. fernanda.lambrecht@hotmail.com

⁴ Engenheiro Florestal, Mestrando em Agronomia - Agricultura e Ambiente, Universidade Federal de Santa Maria, campus de Frederico Westphalen. Idem 1. jwtrautenmuller@yahoo.com.br

⁵ Engenheira Florestal, Universidade Federal de Santa Maria, campus de Frederico Westphalen, Idem 1. ela_ams33@gmail.com

⁶ Engenheiro Florestal, Mestrando em Agronomia - Agricultura e Ambiente, Universidade Federal de Santa Maria, campus de Frederico Westphalen. Idem 1. eng.rafaelvendruscolo@gmail.com

Resumo

O Fator de Expansão de Biomassa (FEB) é usado para expandir a biomassa do fuste em biomassa total acima do solo para cada árvore. Desse modo, o trabalho tem por objetivo calcular o FEB para Floresta Estacional Decidual. Foram instaladas três unidades amostrais de 12 x 12 m, sendo abatidos todos os indivíduos com Diâmetro à Altura do Peito (DAP) ≥ 10 cm. Foram encontradas 33 árvores que possuíram DAP entre 10,0 à 72,2 cm. O FEB calculado para a área de estudo foi de 2,03.

Palavras-chave: Mata atlântica, biomassa arbórea, biomassa florestal.

Abstract

Biomass expansion factor in estacional deciduous forest in Rio Grande do Sul. The Biomass Expansion Factor (BEF) is used to expand the stem biomass in the total above ground biomass for each tree. So the study object to calculate the BEF for Estacional Deciduous Forest. Were installed three sample units of 12 x 12 m overthrown diameter at breast height (DBH) ≥ 10 cm. Were found 33 trees that possessed DBH between 10.0 to 72.2 cm. The FEB calculated for the study area was 2.03

Keywords: Atlantic Forest, tree biomass, forest biomass.

INTRODUÇÃO

A realização de estudos relacionados a biomassa e carbono em formações florestais são feitos com objetivos diversos, dentre os quais destacam-se a quantificação da ciclagem de nutrientes, a quantificação para fins energéticos e como base de informações para estudos de sequestro de carbono. Estes estudos são muito importantes para a tomada de decisões no manejo dos recursos florestais (PÁSCOA *et al.*, 2004).

Uma estimativa acurada da biomassa florestal e seu padrão de mudança no tempo é um pré-requisito para ajudar a entender a grande controvérsia sobre a função das florestas no ciclo do carbono (BROWN *et al.*, 1999).

Um método utilizado para obtenção indireta de valores de biomassa dos povoamentos assenta nos designados Fatores de Conversão e Expansão de Biomassa (BCEFs). De forma genérica, os BCEFs são fatores que permitem converter valores de volume do tronco, em biomassa, seguida da expansão do quantitativo em biomassa para outra(s) componente(s) das árvores. Os fatores são calculados através do quociente entre a biomassa do componente em consideração (copa, aérea e total) e o volume do tronco da(s) árvore(s). Este método vem sendo usado por diversos autores para diferentes ecossistemas florestais (CASTEDO-DORADO *et al.*, 2012).

Os métodos indiretos produzem estimativas por meio do emprego de equações alométricas ou fatores de expansão de biomassa (FEB) que foram gerados, a partir de dados obtidos pelo método direto. Dessa forma, a obtenção do FEB é encontrado pela relação entre a biomassa total aérea com a biomassa do fuste de cada indivíduo. Assim, o presente trabalho tem por objetivo encontrar o FEB para Floresta Estacional Decidual Montana no Rio Grande do Sul.

MATERIAIS E MÉTODOS

O trabalho foi desenvolvido em um fragmento de Floresta Estacional Decidual Montana (FEDM) (IBGE, 2012), de aproximadamente 50 ha, na propriedade da Universidade Federal de Santa

Maria, no município de Frederico Westphalen- RS as coordenadas 27°23'44" Sul e 53°25'59" Oeste, e a uma altitude de 520 a 550 m.s.n.m.

Foram instaladas três Unidades Amostras (UA) de 12 x 12 m (144 m²), em que todos os indivíduos com Diâmetro à Altura do Peito (DAP) ≥ 10 cm foram abatidos e pesados separadamente. O fuste com casca, galhos grossos (diâmetro ≥ 5 cm) e galhos finos (diâmetro ≤ 4,9 cm), folhas e miscelânea (cipós, lianas, bromeliáceas, etc., aderidas na árvore) também foram pesados separadamente.

Para realização das medições, o fuste foi considerado até o ponto de inversão morfológica. Este foi pesado utilizando-se um dinamômetro com capacidade para 500 kg (mínimo 1 kg, erro ± 100 g) marca Lider PR-30 acoplado à uma talha. Este conjunto suspenso por um tripé.

Foram coletadas amostras para determinação do teor de umidade. Para os galhos retirou-se amostras de vários diâmetros em todas as camadas da copa. As folhas foram coletas em vários pontos da copa, e retirou-se um disco na metade da altura do fuste. Todas as amostras verdes foram pesadas em balança de precisão (0,001 g) ao final do turno de trabalho, e colocadas em estufa com circulação e renovação de ar a 60° C até atingirem um peso constante. Toda a coleta e processamento dos dados foram efetuados durante os meses de maio a julho de 2012.

Com os dados provenientes da biomassa verde, os teores de umidade determinados para cada componente de cada árvore abatida, foram feitos os cálculos da biomassa seca, utilizando-se a seguinte fórmula:

$$BS = BV \times (1 - Um)$$

Onde: BS = biomassa seca (kg); BV = biomassa verde (kg); Um = teor de umidade (%).

Para os cálculos dos fatores de expansão de biomassa arbóreo foi utilizado dois métodos, sendo que o primeiro é o método de Somogyi *et al.* (2006), Tobin e Nieuwenhuis (2007) e IPCC (2006), sendo que todos esses estudos utilizam a razão entre a biomassa da parte aérea (kg) e a biomassa do fuste (kg). Já o segundo método é descrito também por Somogyi *et al.* (2006), onde o FEB é obtido pela razão entre a biomassa arbórea e o volume comercial. Os dados de ambos os métodos foram analisados através da estatística descritiva.

A estimativa da biomassa para o primeiro método foi obtida através da multiplicação do FEB médio pela biomassa do fuste para cada indivíduo, e para o segundo foi obtida através da multiplicação do FEB médio pelo volume comercial para cada indivíduo. Para ambos os métodos foi realizada a extrapolação por hectare (ha) através da transformação do tamanho das parcelas em ha.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

No total foram amostrados 33 indivíduos, pertencentes a 22 espécies que apresentaram DAP entre 10 e 72,2 cm; e altura total que variou de 5,9 a 25,2 m. De acordo com a Tabela 1, pode-se verificar que os maiores DAP médios concentraram-se nas espécies; *Parapiptadenia rigida* (Benth.) Brenan (1 árv.- 58,9 cm), *Cedrela fissilis* Vell. (1 árv.- 48,6 cm), *Machaerium stipitatum* (DC) Vogel (2 árv.- 47,9 cm), representando 42,26% da biomassa arbórea total amostrada. Em relação à altura destacam-se as duas primeiras espécies, além de *Tetrorchidium rubrivenium* Poepp. E Endl. (1 árv.- 21,7 m).

Tabela 1 - Valores dendrométricos das espécies levantadas em Frederico Westphalen.

Espécie	Nº	DAP médio (cm)	H média (m)	Peso médio (Kg)
<i>Alchornea sidifolia</i> Mull ArgM	1	34,6	15,9	635
<i>Apuleia leiocarpa</i> (Vogel) J. F. Macbr.	4	17,1 (11,7-23,6)	18,0 (13,3-21,3)	232,8 (101-483)
<i>Campomanesia xanthocarpa</i> O. Berg	1	21,9	16,4	234,5
<i>Casearia sylvestris</i> Swartz.	1	21,7	13,9	248,6
<i>Cedrela fissilis</i> Vell.	1	48,6	22,9	1064,4
<i>Chrysophyllum gonocarpum</i> (Mart. E Eichler) Engl	1	12,4	10,4	52,7
<i>Chrysophyllum marginatum</i> (Hook. E Arn.) Radlk	3	27,2 (19,7-36,2)	17,9 (16,2-21,3)	434,7 (225-809)
<i>Cordia ecalyculata</i> Vell.	1	23,9	14,7	229,7
<i>Erythrina falcata</i> Benth.	1	10,7	7,4	12,5
<i>Eugenia rostrifolia</i> D. Legrand	2	16,4 (10,4-22,4)	14,6 (10,5-18,8)	243,2 (46-440)
<i>Guarea macrophylla</i> Vahl	1	10,4	5,9	30,9
<i>Machaerium stipitatum</i> (DC) Vogel	2	47,9 (23,7-72,2)	19,5 (18,6-20,3)	1037,5 (354-1721)
<i>Myrocarpus frondosus</i> Allemão	1	39,2	20,2	1252,5
<i>Nectandra megapotamica</i> (Spreng.) Mez	3	28,1 (22,8-33,3)	15,9 (12,9-18)	354,6 (256-423)

Espécie	Nº	DAP médio (cm)	H média (m)	Peso médio (Kg)
<i>Parapiptadenia rigida</i> (Benth.) Brenan	1	58,9	25,2	2469
<i>Picrasma crenata</i> (Vell.) Enge	1	16,24	11,3	50,9
<i>Sorocea bonplandii</i> W.C. BBurger, Lanjouw e Boer	3	10,9 (10-12,8)	9,04 (8,3-9,7)	42,3 (22-75)
<i>Syagrus romanzoffiana</i> (Cham.) Glassman	1	21,9	17,4	316,2
<i>Tabebuia cassiniodes</i> (Lam.) D.C.)	1	39,1	20,3	756
<i>Tetrorchidium rubrivenium</i> Poepp. E Endl.	1	40,9	21,7	635,2
<i>Trichilia catigua</i> A. Juss	1	20,9	14,5	418,1
<i>Trichilia clausenii</i> C.D. C.	1	14,1	11,1	62,9

O maior número de indivíduos foi encontrado nas espécies: *Apuleia leiocarpa* (4), *Chrysophyllum marginatum* (3), *Nectandra megapotamica* (3), e *Sorocea bonplandii* (3). O FEB médio obtido para as 33 árvores pelo primeiro método foi 2,03; que possibilitou a estimativa da biomassa arbórea em 363,61 Mg.ha⁻¹, superestimando em 8,7% o valor determinado pelo método destrutivo (334,65 Mg.ha⁻¹) (Tabela 2). O FEB médio obtido pelo segundo método foi de 0,94; o qual estimou a biomassa arbórea em 404,2 Mg.ha⁻¹ superestimando em 20,8 % o valor determinado pelo método destrutivo.

Tabela 2 - Valores de biomassa arbórea determinados pelo método direto e indireto (através do FEB).

Nº	FEB		Biomassa Quantificada (Mg.ha ⁻¹)	Biomassa estimada (Mg.ha ⁻¹)	
	Método 1	Método 2		Método 1	Método 2
33	2,03	0,94	334,65	363,61	404,2

Johnson e Sharpe (1983) observaram que os valores de FEB variaram entre os tipos florestais e classes de tamanho, variando de 2,1 a 5,0 nos EUA e Canadá. O FEB pode ser correlacionado com DAP, altura e idade (SANQUETTA *et al.*, 2011). A Tabela 3 sumariza as estatísticas descritivas das variáveis analisadas neste estudo.

Tabela 3 - Estatística descritiva dos dados observados de DAP, altura (H) e FEB.

Estatística	DAP(cm)	H (m)	V(m ³ /)	FEB Mét. 1	FEB Mét. 2
Média	25,18	15,70	0,56	2,03	0,96
Desvio padrão	14,66	4,89	0,81	1,20	0,59
Mínimo	10,00	5,85	0,02	1,11	0,34
Máximo	72,22	25,20	3,88	7,20	3,17
Coefficiente de variação (%)	58,20	31,15	143,10	58,99	61,42
Número de amostras	33	33	33	33	33

Ao analisar o fator de expansão de biomassa observa-se que pelo primeiro método (razão entre a biomassa da parte aérea (kg) e a biomassa do fuste (kg)) o FEB variou de 1,11 a 7,20 e pelo segundo método (razão entre a biomassa arbórea e o volume comercial) variou de 0,34 a 3,17.

O primeiro método foi o que melhor estimou a biomassa aérea, o segundo método apresentou altos coeficientes de variação e baixa aproximação com o valor de biomassa aérea obtido a campo. O FEB encontrado para os 33 indivíduos apresentou o menor erro padrão, tornando os valores de biomassa mais confiáveis.

CONCLUSÃO

Para a tipologia estudada, o primeiro método (razão entre a biomassa da parte aérea (kg) e a biomassa do fuste (kg)) de cálculo de FEB foi o melhor, cujo valor é de 2,03.

REFERÊNCIAS

- BROWN, S. L.; SCHROEDER, P. e KERN, J. S. Spatial distribution of biomass in forests of the eastern USA. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 123, n. 1-3, p. 81-90, 1999.
- CASTEDO-DORADO, F., GÓMEZ-GACÍA, E., DIÉGUEZ-ARANDA, U., BARRIO-ANTA, M., CRESCENTE-CAMPO, F., 2012. Aboveground stand-level biomass estimation: a comparison of two methods for major forest species in northwest Spain. **Annals of Forest Science** 69: 735-746.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. **Manual Técnico da Vegetação Brasileira**. 2ª ed., Rio de Janeiro, 271 p, 2012.

INTERGOVERNMENTAL PANEL ON CLIMATE CHANGE (IPCC). Guidelines for National Greenhouse Gas Inventories. Em CD ou no site: www.ipcc.ch. **Guia de Boas Práticas**. 2006.

JOHNSON W. C., SHARPE D. M. The ratio of total to merchantable forest biomass and its application to the global carbon budget. **Canadian Journal of Forest research**, Ottawa, v. 13, p. 372-383, 1983.

PÁSCOA, F.; MARTINS, F.; GONZÁLES, R. S.; JOAO, C. Estabelecimento simultâneo de equações de biomassa para o pinheiro-bravo. Simpósio Iberoamericano de Gestión y Economía Forestal, 2, 2004, Barcelona. Título... Barcelona: p. i-f, 2004.

SANQUETTA, C.R.; CORTE, A.P.D; SILVA, F. Biomass expansion fator and root-to-shoot ratio for Pinus in Brazil. **Carbon Balance and Management**, v.6, n.6, p.1-8, 2011.

SOMOGYI, Z.; CIENCIALA, E.; MÄKIPÄÄ, R., MUUKKONEN, P.; LEHTONEN, A.; WEISS, P. Indirect methods of large forest biomass estimation. **Europe Journal Forest Research**, February, 2006.

TOBIN, B.; NIEUWENHUIS, M. Biomass expansion factors for Sitka spruce (*Picea sitchensis* (Bong.) Carr.) in Ireland. **European Journal of Forest Research**, v.126, p.189-196, 2007.

INVENTÁRIO DE ÁRVORES CAÍDAS NATURALMENTE PARA A ESTIMATIVA DE ALTURA DOMINANTE EM FLORESTAS TROPICAIS AMAZÔNICAS

Francisco Gasparetto Higuchi¹ Márcio Rogério Mota Amaral² Mônica Vasconcelos³ Mateus Bonadiman⁴
Adriano José Nogueira Lima⁵ Joaquim dos Santos⁶ Niro Higuchi⁷

1. Eng. Florestal, Mestre, UFPR, Av. Pres. Aff. Camargo, 2625, ap 801, 80050-370, Curitiba-PR, fghiguchi@gmail.com
2. Eng. Florestal, Mestre, Lab. de Man. Flor. do INPA, Rua Comendador José Cruz, s/n, ap 304, 69018-150, Manaus-AM, marcius.rogerius@gmail.com
3. Eng. Florestal, Mestre, Hdom Eng. e Proj. Amb., Rua Dr. Almino, 188, 69005-200, Manaus-AM, monica.vasconcelos@hdom.com.br
4. Eng. Elétrico, Mestre, Hdom Eng. e Proj. Amb., Rua Dr. Almino, 188, 69005-200, Manaus-AM, mateus.bonadiman@hdom.com.br
5. Eng. Florestal, Dr., Lab. de Man. Flor. do INPA, Rua Rui Lima, ap 103, bl. 8, 69026-320, Manaus-AM, adrianolmf@gmail.com
6. Eng. Florestal, Dr., Lab. de Man. Flor. do INPA, Rua Rio Purus, 121, ap 701, 69053-050, Manaus-AM, joca@inpa.gov.br
7. Eng. Florestal, Dr. Lab. de Man. Flor. do INPA, Rua Rio Purus, 48, 69053-050, Manaus-AM, niro@inpa.gov.br

Resumo

Empreendimentos florestais precisam ser planejados com base em informações consistentes e confiáveis. A diferenciação de sítios é providencial na tomada de decisão, é necessário determinar qual área florestal pode ser mais produtiva por meio de uma classificação de índice de sítio. Para a classificação do índice de sítio, a principal variável dendrométrica a ser considerada é a altura dominante. No entanto, em florestas tropicais naturais, a mensuração indireta de alturas é difícil e envolve muitas incertezas. Uma alternativa para a estimativa da altura dominante em florestas naturais é o inventário de árvores caídas. Neste estudo foi realizada a amostragem de árvores caídas em nove sítios diferentes, apresentando resultados consistentes em todos os sítios. Assim, é possível concluir que o inventário de árvores caídas é um método robusto e replicável para a coleta de dados para estimativa da altura dominante.

Palavras-chave: Alturas florestais, classificação de índice de sítio, floresta amazônica.

Abstract

Inventory of naturally fallen trees to estimate dominant height in tropical amazonian forests. Forestry enterprises need to be planned based on reliable and consistent information. Modeling growth and yield of forests depends on environmental and silvicultural variables, such as site index. In order to determine site index of a given forest, the main dendrometric variable considered is dominant height. Although, height measuring in natural tropical forests involves many uncertainties. An alternative to estimate dominant height is sampling natural fallen trees. In this study it was surveyed fallen trees in nine different sites across Amazonas State and all sampling presented consistent results. Therefore, based on this study it is possible to conclude that the sampling of fallen trees is a robust and replicable method for data collecting to estimate dominant height in natural Amazonian forests.

Key-words: Amazon forests, site index classification, tree height.

INTRODUÇÃO

No planejamento de um empreendimento florestal, é imprescindível diferenciar uma área de floresta (sítio) produtiva de uma não produtiva. Assim, o mais comum é realizar a previsão da produção modelada com base em variáveis ambientais e silviculturais. Esta diferenciação é comumente avaliada por meio de “classificação do índice de sítio”. Essa por sua vez é estimada com base em um conjunto de dados da área alvo: solos (fertilidade e drenagem), clima (temperatura e padrões de distribuição de precipitação), topografia, entre outros, e dados da estrutura da floresta, como idade, diversidade e, principalmente, altura dominante (H_{dom}). A diferenciação, a projeção de incremento e produtividade de sítios distintos depende destas avaliações (VANCLAY, 1992).

A precisão de qualquer tentativa na modelagem de sistemas florestais depende do nível de homogeneidade do sítio avaliado, tanto para as variáveis ambientais quanto para as silviculturais (SMITH; BURKHART, 1984). Porém, essa é uma realidade inexistente em florestas tropicais como a Amazônia (PHILLIPS *et al.*, 1994; OLIVEIRA; AMARAL, 2004). Considerando as características da região (acessibilidade restrita à determinadas áreas) e da floresta em si (multiânea e alta diversidade ecológica) faz com que o monitoramento de florestas tropicais seja pouco prático, impossibilitando a avaliação de incremento e produtividade, e que dados ambientais sejam difíceis de serem coletados. Dessa forma, a ferramenta que resta na tentativa de diferenciação de sítios na região Amazônica é a utilização da H_{dom} , variável mais comum para a classificação de índice de sítios em áreas de florestas plantadas, uma vez que não é influenciada pelo sítio em si (SCOLFORO; MACHADO, 1988;

SCHNEIDER; FINGER, 1993). No entanto, em florestas tropicais a mensuração da altura da árvore é praticamente inexistente, devido à dificuldade de mensurar esta variável com precisão (AKINDELE; LEMAY, 2006; SILVA 2007).

Uma alternativa encontrada para a estimativa da altura dominante é a amostragem de árvores recém caídas naturalmente na floresta, que possuam sua copa completa. Esta atividade é um dos principais componentes de levantamentos de campo para diagnóstico de uma floresta (ex.: inventário florestal) do Laboratório de Manejo Florestal – LMF/INPA e da Hdom Engenharia e Projetos Ambientais Ltda. Nesse sentido, o presente estudo tem como o objetivo apresentar a metodologia de inventário de árvores caídas naturalmente para mensuração de alturas e estimativa da altura dominante de sítios em florestas tropicais amazônicas.

MATERIAL E MÉTODOS

O inventário de árvores caídas é realizado independente de área fixa, considerando cada indivíduo como uma amostra. A amostragem dos indivíduos é realizada de forma direcionada para amostrar os dados de acordo com a distribuição diamétrica típica de florestas tropicais naturais, exponencial negativa ou “J” invertido. O trabalho de campo foi conduzido em áreas de florestas de terra firme e várzea. De cada árvore amostrada foi mensurado o diâmetro à 1,30 m da base (DAP) e as alturas, total e de fuste (até o início da copa) (Figura 1). Todas as árvores amostradas possuíam DAP maior ou igual ($\geq$) a 10,0 cm, a copa completa e raízes expostas, garantindo que a árvore estava totalmente no solo. As medidas foram realizadas por meio de suta e/ou fita diamétrica e trena métrica, para a mensuração dos diâmetros e alturas (de fuste e total), respectivamente. Para a estimativa da altura dominante foi considerado a definição de Weise (1880), apresentada por Loetsch *et al.* (1973), na qual é dada pela média das alturas das 20% das árvores mais grossas amostradas.

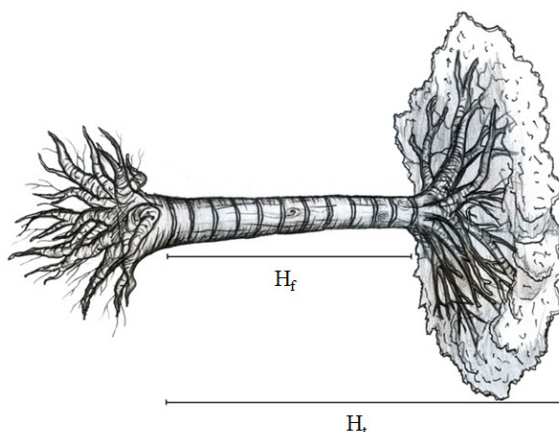


Figura 1 - Ilustração da árvore caída e das alturas, total (H_t) e de fuste (H_f).

RESULTADOS E DISCUSSÃO

A metodologia de campo mostrou ser viável e replicável. O método foi replicado em nove sítios, distribuídos em nove municípios distintos no estado do Amazonas, em quatro regiões de interflúvios, considerando os principais rios do estado: Rio Negro; Solimões; Madeira; Purus e Amazonas (Figura 2). Apenas os sítios localizados nos municípios de Barcelos (RUN – Rio Negro) e Maués (FPR – Rio Amazonas) foram amostrados em duas ocasiões diferentes, os demais foram inventariados em apenas uma ocasião. Cada expedição de campo contou com uma média de 20 dias de trabalho. Ao todo, foram amostradas 2.456 árvores, uma média de 193 árvores (± 54) por sítio e por ocasião. A amostragem de todos os sítios considerou apenas áreas de florestas de terra firme (área não suscetível a inundações periódicas), com exceção do sítio em Tapauá (ABU – Rio Purus), onde também foi amostrada área de várzea (áreas alagadas no período de chuvas).

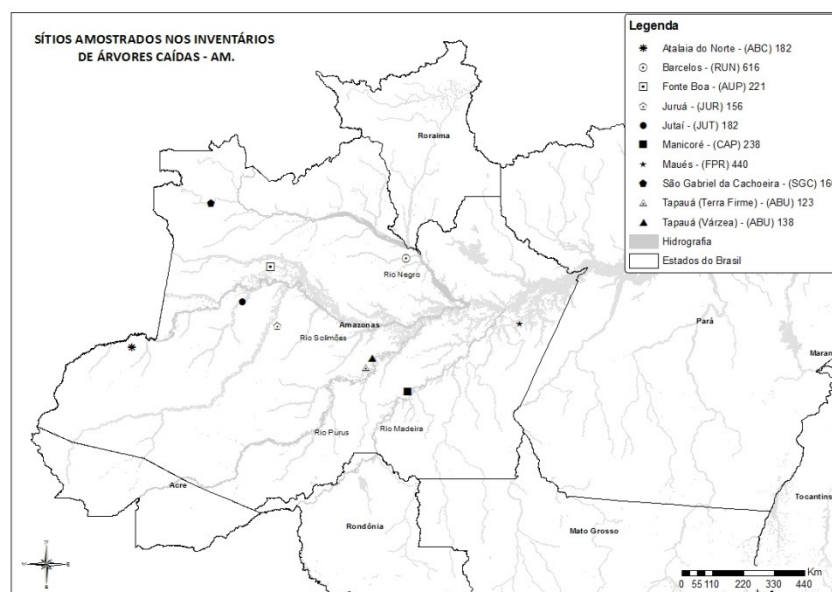


Figura 2 - Replicação do método de inventário de árvores caídas pelo estado do Amazonas.

A distribuição diamétrica de árvores caídas tende a apresentar uma distribuição diamétrica similar à observada em inventários florestais de árvores em pé, ou seja, exponencial negativa ou “J” invertido (Figura 3). Durante o levantamento de campo foi encontrado uma dificuldade específica na amostragem de árvores da primeira classe (com DAP entre 10,0 e 19,9 cm). Este fato pode estar relacionado a inúmeros fatores, entre eles: a maior elasticidade das árvores de menor porte faz com que estas não caiam com tanta facilidade; árvores nesta classe tendem a se decompor com maior facilidade; geralmente estas árvores são derrubadas em função da queda de outras de maior porte, fazendo com que a maioria seja danificada e quebrada com mais facilidade.

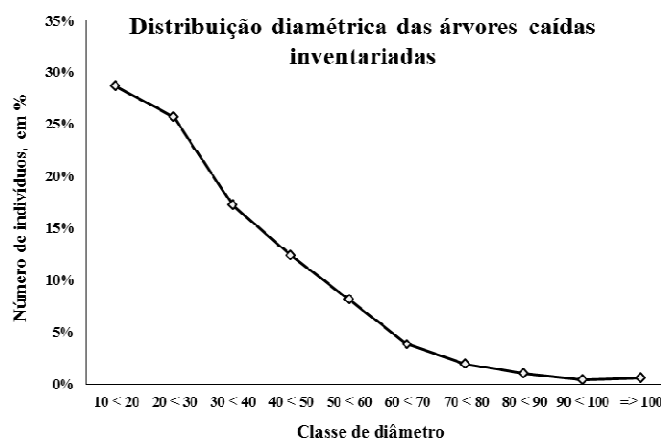


Figura 3 - Distribuição diamétrica média das árvores caídas amostradas em cada sítio.

Mesmo que as árvores caídas possam apresentar valores incoerentes, como alturas relativamente baixas para diâmetros altos, o mesmo foi observado por Silva (2007), no estudo realizado com base no corte e derrubada de árvores conduzido na estação experimental de silvicultura tropical do INPA (Instituto Nacional de Pesquisas da Amazônia), chamada ZF-2 (Figura 4). Demonstrando que a amostragem de árvores caídas pode de fato representar a estrutura vertical de uma floresta, desde que o trabalho de campo seja conduzido de forma adequada, concentrando o esforço amostral nas árvores recém caídas e intactas, contemplando a distribuição diamétrica típica de uma floresta tropical.

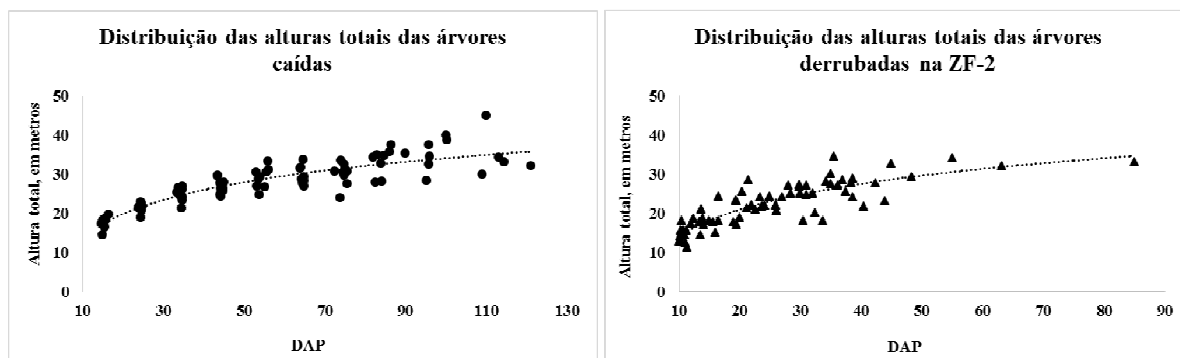


Figura 4 - Distribuição da altura total por diâmetro de árvores caídas e árvores derrubadas na ZF-2.

CONCLUSÕES

A partir deste trabalho foi possível concluir que o inventário de árvores caídas naturalmente pode ser uma alternativa viável para a estimativa da altura dominante de florestas tropicais naturais. Trata-se de uma metodologia simples, mas arrojada e funcional que pode ser replicada em qualquer região. Por fim, não exige equipamentos ou recursos humanos específicos e, conseqüentemente, não agrega custos a mais em expedições de campo.

AGRADECIMENTOS

À Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado do Amazonas (Fapeam), Laboratório de Manejo Florestal – LMF do INPA, Universidade Federal do Paraná (UFPR) pela promoção do evento no qual este artigo pode ser publicado e a todos que contribuíram direta e indiretamente com este trabalho.

REFERÊNCIAS

- AKINDELE, S. O.; LEMAY M. V. Development of tree volume equations for common timber species in the tropical rain forest area of Nigeria. **Forest Ecology and Management**. 226: 41-48. 2006.
- LOETSCH, F.; ZÖHRER, F.; HALLER, K. E. **Forest Inventory**. 2ed., Munich, BLV Verlagsgesellschaft. 1973. Vol. II. 469 p.
- OLIVEIRA, A. N., AMARAL, I. L. Florística e fitossociologia de uma floresta de vertente na Amazônia Central, Amazonas, Brasil. **Acta Amazonica**, V. 34(1), 21-34. 2004.
- PHILLIPS, O. L.; HALL, P.; GENTRY, A. H.; SAWYER, S. A. E VÁSQUEZ, M. Dynamics and species richness of tropical rainforests. **Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America**. 91: 2805 – 22809. 1994.
- SCHNEIDER, P. R., FINGER, C. A. G. Influência da intensidade do desbaste sobre o crescimento em altura de *Pinus elliottii* E. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v.3, n.1, p. 171-184, 1993.
- SCOLFORO, J. R. S.; MACHADO, S. A. Curvas de Índice de Sítio para Plantações de *Pinus elliottii* nos Estados do Paraná e Santa Catarina. **Floresta. UFPR**. v. 18, p. 140-158, 1988.
- SILVA, R. P. **Alometria, Estoque e Dinâmica da Biomassa de Florestas Primárias e Secundárias na região de Manaus (AM)**. 152p. Tese (doutorado). INPA/UFAM. Manaus. 2007.
- SMITH, J. L.; BURKHART, H. E. A simulation study assessing the effect of sampling for predictor variable values on estimates of yield. **Can. J. For. Res.**, 14: 326-330. 1984.
- VANCLAY, J. K. Assessing site productivity in tropical moist forests: a review. **Forest Ecology and Management**, 54:257-287. 1992.

INVENTÁRIO E ESTRUTURA DA VEGETAÇÃO DE MANGUE DO COMPLEXO ESTUARINO DE PARANAGUÁ

Claudiane Gouveia¹ Carlos Roberto Sanquetta² Francelo Mognon³ Aurélio Lourenço Rodrigues³ Paulo da Cunha Lana⁴ Nathália Moreira dos Santos⁴

¹ Me. Botânica, Universidade Federal do Paraná – UFPR - claudianegouveia@ymail.com

² Professor Dr. Engenharia Florestal – Universidade Federal do Paraná – carlos_sanquetta@hotmail.com

³ Doutorando em Engenharia Florestal – Universidade Federal do Paraná – mognonf@gmail.com, alourencorodrigues@gmail.com

⁴ Centro de Estudos do Mar – Universidade Federal do Paraná - UFPR

Resumo

O estudo da estrutura da vegetação em manguezais fornece ideia do grau de desenvolvimento da comunidade arbórea. Inventários da vegetação de mangue ainda são escassos, sendo importante a condução de estudos nesses ambientes para subsidiar o manejo e a conservação de tais áreas. O objetivo do estudo foi conhecer e caracterizar a estrutura da vegetação das florestas de manguezais do Complexo Estuarino de Paranaguá (CEP). No manguezal do CEP a altura média variou de 5 a 7,9 m, o DAP médio de 6,3 a 12 cm e a área basal de 23,3 a 42 m²/ha. É possível inferir que o manguezal do CEP apresenta 63% da densidade representada por *R. mangle* com 64% da área basal. O manguezal apresentou distribuição diamétrica exponencial negativa, com diferenciação para *Avicennia schaueriana* que pode ser atribuída à suas características ecológicas. As técnicas de inventário possibilitaram a caracterização estrutural da área avaliada.

Palavra-chave: Manguezal, Inventário Florestal, Mensuração Florestal.

Abstract

Inventory and structure of the Mangrove Estuarine Complex in Paranaguá. The study of vegetation structure provides idea of the degree of development of the arboreal community. Inventories of mangrove vegetation are still scarce, but it is important to conduct studies in these environments to subsidize the management and the conservation of these areas. The objective of this study was to identify and characterize the vegetation structure of mangrove forests of the Paranaguá Estuarine Complex. The mangrove average height the CEP ranged from 5 to 7.9 m, DBH 6.3 to 12cm and basal area from 23.3 to 42 m²/ha. What can we infer that the CEP mangrove has 63% of the density represented by *R. mangle* with 64% of the basal area. The mangrove showed negative exponential diameter distribution, with differentiated diameter distribution of *Avicennia schaueriana* can be attributed to their ecological characteristics. The techniques of inventory allowed the floristic and structural characterization of the studied area.

Keywords: Mangrove, Forest Inventory, Forest Measurement.

INTRODUÇÃO

Os manguezais são ecossistemas característicos de regiões tropicais e subtropicais, estando representados em quatro continentes e seis regiões geográficas do planeta, sendo o Brasil umas das regiões de maior ocorrência (MATOS-FONSECA; ROCHA, 2004). Ao longo da costa brasileira o manguezal apresenta-se com estruturas distintas que se estendem do Estado do Amapá ao Estado de Santa Catarina, com área de cobertura estimada em 1.114.398,60 hectares (MAGRIS; BARRETO, 2010). No Paraná, os manguezais estendem-se desde a Vila de Ararapira, ao norte (25°12'44"S e 48°01'15"W), até a barra do rio Saíguaçu, ao sul (25°28'38"S - 48°35'26"W). O complexo estuarino de Paranaguá possui 295,5 km² de vegetação inundável. O estudo da estrutura da vegetação fornece ideia do grau de desenvolvimento da floresta de mangue, possibilitando a identificação e a delimitação de florestas com características semelhantes como gradientes ambientais, evidenciados na granulometria, pH e salinidade nas planícies de maré, nas características morfológicas e sedimentares e nos níveis de energia ambiental entre os setores mais internos e externo, o que permite realizar comparações entre áreas diferentes (SCHAEFFER-NOVELLI; CINTRÓN, 1986). As espécies de ocorrências nesse ambiente são *Rhizophora mangle*, *Laguncularia racemosa*, *Avicennia shaueriana*, *A. germinans*, *A. nítida* e *Conocarpus erectus*.

Apesar da baixa diversidade de espécies arbóreas, os manguezais caracterizam-se por uma grande variabilidade espacial, como resposta às diferentes condições locais de salinidade, inundações e

dinâmica costeira (PROST; RABELO, 1996). Os manguezais são considerados Áreas de Preservação Permanente (APP) e categorizados como Reservas Ecológicas pela Resolução 4 de 1985 do CONAMA. Esta legislação está igualmente fundamentada na presumida homogeneidade dos manguezais, tratados como unidades de paisagem em planos de zoneamento e desenvolvimento, na sua alta produtividade e na capacidade de exportação de matéria para sistemas adjacentes (Lana, 2004). Se de fato demonstrada a heterogeneidade e a ampla variabilidade na capacidade de produção e exportação de energia desses sistemas, Pulner (2007) afirmou que há manguezais que poderiam ou não ser explorados. Neste contexto, a legislação deveria permitir intervenções ou uso sustentáveis, com o necessário acompanhamento de atividades extrativas ou produtivas, com rigoroso monitoramento. Para isso, são necessários estudos, de natureza principalmente quantitativa, capazes de identificar as possíveis margens de uso de recursos dos manguezais, sem afetar a sua sustentabilidade ou viabilidade.

Os objetivos do estudo foram conhecer e caracterizar a estrutura da vegetação das florestas de mangue do Complexo Estuarino de Paranaguá por meio de técnicas de inventário florestal.

MATERIAL E MÉTODOS

A área alvo foi o Complexo Estuarino de Paranaguá (CEP), localizado no sul do Brasil (48° 25' O, 25° 30' S). O CEP é formado por quatro baías com denominações locais (Antonina, Paranaguá, Laranjeiras e Pinheiros), que se distribuem ao longo dos eixos leste-oeste e norte-sul. O sistema é conectado com o mar aberto por três canais de maré (NOERNBERG *et al.* 2006), com a principal comunicação formada pelos dois maiores canais ao sul do sistema.

O inventário florestal foi realizado com o método amostral área fixa, contemplando 11 parcelas com dimensões de 10m x 30m, totalizando 300 m² cada. Uma estrutura de uma floresta pode ser explicada através da avaliação de sua distribuição diamétrica, a qual é definida pela caracterização do número de árvores por unidade de área e por intervalo de classe de diâmetro (PIRES O' BRIEN; O'BRIEN 1995).

As variáveis mensuradas foram o diâmetro altura do peito (dap) com o uso de paquímetro digital. No caso de *Rhizophora mangle*, a variável dap, foi obtida como as demais, contudo em indivíduos que apresentavam raízes de escora com pontos de inserção no tronco acima de 1,3 m de altura, o diâmetro fora mensurado imediatamente acima da última raiz escora. A altura de cada indivíduo foi obtida com telêmetro de visada laser. O presente inventário florestal seguiu os padrões dos estudos ecológicos e fitossociológicos de manguezais que incluem indivíduos com dap superior a 2,5 cm (SCHAEFFER-NOVELLI; CINTRÓN, 1986).

RESULTADOS E DISCUSSÃO

As espécies identificadas foram *Rhizophora mangle* L., *Laguncularia racemosa* (L.) C.F.Gaertn. e *Avicennia schaueriana* Stapf & Leechm. ex Moldenke. Estas apresentaram um dap médio de 8,7cm com coeficiente de variação de 19%. A altura média das árvores amostradas foi 6,5m com coeficiente de variação de 14%.

Em relação à estrutura horizontal do manguezal, a densidade média foi de 4178,8 ind.ha⁻¹, sendo a espécie *Rhizophora mangle* a que apresentou maior destaque em relação a variável densidade absoluta com 2651,5 ind.ha⁻¹, seguida pela *Laguncularia racemosa* e *Avicennia schaueriana* com 987,9 e 539,4 ind.ha⁻¹, representando 23,6 e 12,9% da densidade do manguezal respectivamente. Tais resultados indicam predomínio da espécie *Rhizophora mangle*, representando 63,5% de todos os indivíduos amostrados.

Avaliando a dominância, verificou-se que o manguezal apresentou área basal média de 28,04 m².ha⁻¹, sendo também *R. mangle* quem apresentou maior destaque com 18,05 m².ha⁻¹, seguida por *A. schaueriana* e *L. racemosa*, com 6,4 e 3,6 m².ha⁻¹. Portanto, *R. mangle* representou isoladamente 64,4% da área basal do manguezal.

Já avaliando a variável frequência, *R. mangle* foi registrada em todas as unidades amostrais, o que indica uma grande dispersão pela área avaliada. As demais espécies apresentaram 90,9% de frequência. Desta forma, avaliando as três variáveis da estrutura horizontal, conclui-se que *R. mangle* apresentou o maior valor de importância no manguezal estudado, dado pelo total de 163,3%. Resultado semelhante foi encontrado por Silvia *et al.* (2004), no estuário rio São Mateus no ES, no qual os sítios de

estudo sob maior influência das marés apresentaram menor desenvolvimento estrutural e dominância de *R. mangle*.

Considerando as espécies observadas no CEP, as espécies *R. mangle* e *L. racemosa* apresentam um comportamento pioneiro ou oportunista em relação a *A. schaueriana* (MARTIN, 1992), corroborado pelos menores valores de estrutura apresentados por essa última espécie. Além disso, Berger *et al.* (2006) observaram que a colonização de *A. schaueriana* representa o último estágio do desenvolvimento de manguezais em regeneração, podendo indicar um bom estado de conservação na comunidade avaliada.

Tabela1 - Resultados da estrutura horizontal do manguezal

Espécie	N	Dens Abs	Dom Abs	Freq Abs	Dens Rel	Dom Rel	Freq Rel	I V C	I V I
	Ind.	Ind / ha	m ² / ha	%	%	%	%	% 0-200	% 0-300
<i>Rhizophora mangle</i>	875	2651,52	18,05	100,00	63,45	64,39	35,48	127,84	163,32
<i>Laguncularia racemosa</i>	326	987,88	3,58	90,91	23,64	12,77	32,26	36,41	68,66
<i>Avicennia schaueriana</i>	178	539,39	6,41	90,91	12,91	22,84	32,26	35,75	68,01
TOTAL	1379	4178,79	28,04	281,82	100,00	100,00	100,00	200,00	300,00

A distribuição diamétrica com intervalo de classes de 2 centímetros revelou que o manguezal avaliado apresenta um padrão de distribuição conhecida como “J” invertido. Tal padrão retrata que a grande maioria dos indivíduos amostrados concentra seu diâmetro nas classes inferiores, conforme pode ser observado na Figura 1. Observa-se também que a distribuição diamétrica das espécies *L. racemosa* e *R. mangle* apresentam comportamento semelhante, enquanto a distribuição diamétrica de *A. schaueriana* tende à distribuição normal. Essa diferenciação da *A. schaueriana* pode ser explicada pela maior resiliência da espécie, segundo Cintrón-Molero & Schaeffer-Novelli (1992), o gênero *Avicennia* é considerado o mais tolerante ao estresse ambiental, podendo atingir melhor desenvolvimento estrutural em baixas salinidades, em locais livres de distúrbios ambientais induzidos pelo homem.

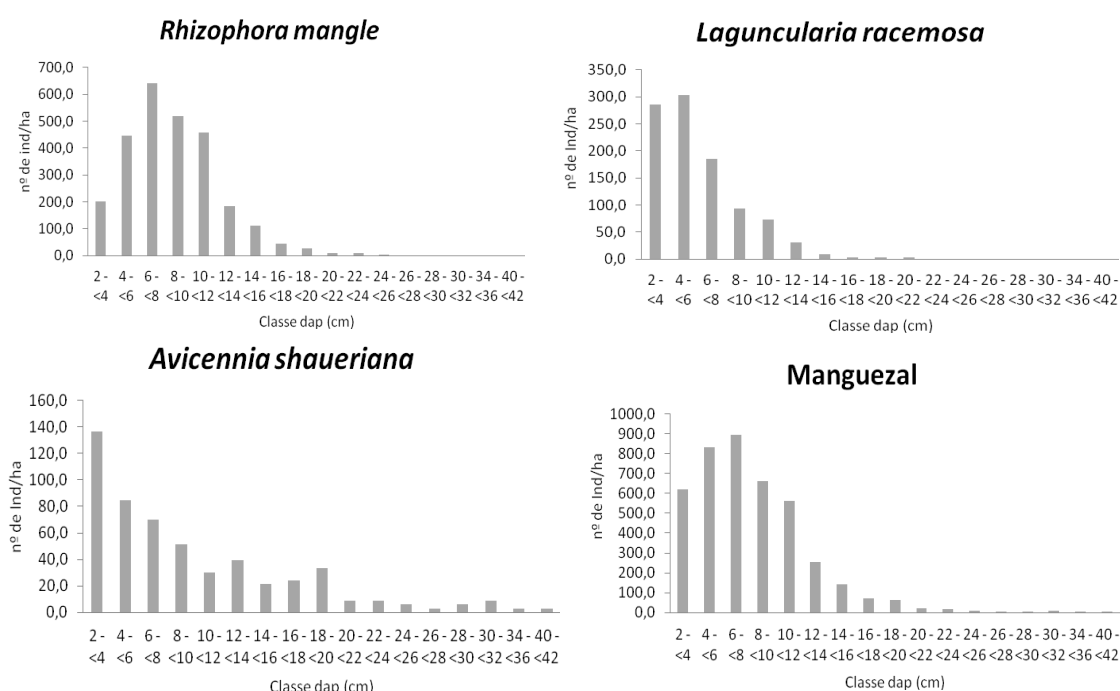


Figura 1 - Distribuição diamétrica por espécie e para o manguezal.

CONCLUSÃO

As técnicas de inventário florestal aplicadas a manguezais forneceram informações importantes sobre a comunidade vegetal, que possibilitaram a caracterização florística e estrutural da área avaliada.

A espécie de maior importância na área de estudo foi *Rhizophora mangle*, seguida por *Laguncularia racemosa* e *Avicennia schaueriana*.

O manguezal apresentou distribuição diamétrica exponencial negativa. Tendência semelhante foi observada para as espécies *Rhizophora mangle* e *Laguncularia racemosa*. A distribuição diamétrica diferenciada de *Avicennia schaueriana* pode ser atribuída a suas características ecológicas. A presença dessa espécie na área de estudo pode ser considerada um indicativo do estágio sucessional avançado da comunidade vegetal do local.

REFERÊNCIAS

ALONGI, D.M. **Paradigm shifts in mangrove biology**. In: Coastal wetlands: an integrated ecosystem approach. Perillo, G.M.E; Wolanski, E.; Cahoon, D.R. & M.M. Brinson, p.615 – 640, 2009.

BERNINI, E.; CARVALHO, R. S.; LIGUORI, B. T. P.; PASSARELI, L. S.; MACHADO, P. N.; REZENDE, C. E. Aspectos estruturais do manguezal do estuário do Rio Itabapoana, ES-RJ. In: **AOCEANO – Associação Brasileira de Oceanografia**. Rio Grande. III Congresso Brasileiro de Oceanografia – CBO'2010 p.1722-1725, 2010.

BERNINI, E.; REZENDE, C. E. Variação estrutural em florestas de mangue do estuário do rio Itabapoana, ES-RJ. **Biotemas** v. 23, p. 49-60, 2010.

CARVALHO, E. V. T.; ZAGAGLIA, C. R.; FERREIRA, E. Avaliação de áreas de mangues e apicuns, nos anos de 1938 e 2004, localizadas na Ilha de Santa Catarina. In: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE SENSORIAMENTO REMOTO. XIII, 2007, Florianópolis. **Anais...** Florianópolis, 2007. p. 3805-3811.

CINTRÓN-MOLERO, G. & SCHAEFFER-NOVELLI, Y. Ecology and management New World mangroves. In: U. Seeliger (ed.). **Coastal plant communities of Latin America**. San Diego, Academic Press. p. 233-258, 1992.

LANA, P.C. Novas formas de gestão dos manguezais brasileiros: a Baía de Paranaguá como estudo de caso. **Desenvolvimento e Meio Ambiente**, v. 10, p. 169-174, 2004.

MAGRIS, R.A.; BARRETO, R. Mapping and assessment of protection of mangrove habitats in Brazil. **Pan-American Journal of Aquatic Science**, v. 5, p. 546-556, 2010.

MATTOS-FONSECA, S., ROCHA, M. T. **O M.D.L. e as Florestas de Manguezal**. In: SEMINÁRIOS EM ADMINISTRAÇÃO, FEA - USP, 7, São Paulo. Trabalho Científico Gestão Sócioambiental., p. 1-13, 2004.

NOERNBERG, M.A.; LAUTERT, L.F.C.; ARAÚJO, A.D.; MARONE, E.; ANGELOTTI, R.; NETTO JR, J.P.B. & L.A. KRUG. Remote sensing and GIS integration for modelling the Paranaguá Estuarine Complex – Brazil. **Journal of Coastal Research**, v. 39, p.1627 – 1631, 2006.

PETRI, D. J.; BERNINI, C. E.; SOUZA, L. M.; REZENDE C. E. Distribuição das espécies e estrutura do manguezal do rio Benevente, Anchieta, ES. **Biota Neotropica**, v. 11, p. 1007-116, 2001.

PIRES O' BRIEN, M.J. E O'BRIEN, C. M. Ecologia e modelamento de florestas tropicais. Faculdade de Ciências Agrárias do Pará. Serviço de informação e documentação, Belém. 1995.

PROST, M. T.; RABELO, B. V. Variabilidade fito-espacial de manguezais litorâneos e dinâmica costeira: exemplos da Guiana Francesa, Amapá e Pará. Bol. Mus. Para. Emilio Goeldi. **Ciência da Terra**, v. 8, p. 101-121, 1996.

PULNER, R.C.L. **Análise crítica da cientificidade da legislação relativa a manguezais**. Editora Imprensa Oficial, Curitiba. p. 180, 2007.

SANTOS, T.O.; ANDRADE, K. V. S.; SANTOS, H. V. S.; CASTANEDA, D. A. F. G.; SANTANA, M. B. S.; HOLANDA, F. S. R.; SANTOS, M. J. C. Caracterização estrutural de bosques de mangue: Estuário do São Francisco. **SCIENTIA PLENA**. v.8, p.1-7, 2012.

SCHAEFFER-NOVELLI, Y. **Manguezal**: Ecossistema entre a terra e o mar, São Paulo: Caribbean Ecological Research, p. 64, 1995.

SCHAEFFER-NOVELLI, Y.; CINTRÓN, G. Guia para estudo de áreas de manguezal: estrutura, função e flora. **Caribbean Ecological Research**, São Paulo. 1986.

SILVA, M.A.B.; BERNINI, E.; CARMO, T.M.S. Características estruturais de bosques de mangue do estuário do rio São Mateus, ES, Brasil. **Acta Botanica Brasilica**, v.19, p. 465-471, 2005.

INVENTÁRIO FLORESTAL CONTÍNUO DE PLANTIOS DE MOGNO AFRICANO (*Khaya ivorensis* A. Chev.) NO ESTADO DE MINAS GERAIS

Andressa Ribeiro¹, Antonio Carlos Ferraz Filho², José Roberto Soares Scolforo³

¹Engenharia Florestal, Doutoranda em Ciências Florestais/UFLA, Professora na UFPI, Campus Profª. Cinobelina Elvas, 64900-000, Bom Jesus - PI, andressa.florestal@gmail.com;

^{2,3} Doutores em Ciências Florestais, Professores na UFLA, Campus Universitário, CP. 3037, 37200-000, Lavras - MG, antoniocarlos.ferraz@dcf.ufla.br, jscolforo@dcf.ufla.br.

Resumo

O setor florestal brasileiro, apesar de alguns empecilhos, se encontra estabelecido e em expansão, e a busca por produtos de procedência responsável acalora o mercado de madeiras tropicais nobres. Uma espécie que se destaca entre os produtores florestais brasileiros é o mogno africano, espécie nobre conhecida internacionalmente, mas com poucos estudos relatando a adaptação e crescimento da mesma no Brasil. O presente estudo relata os resultados de quatro inventários florestais contínuos realizados em plantios de mogno africano em Minas Gerais. Algumas medições se inicializaram no ano de 2010 e, atualmente, a média de crescimento dos plantios é de 3,8 cm.ano⁻¹ em diâmetro a 1,30 m do solo e 2,7 m.ano⁻¹ em altura total. Já as variáveis volume e área basal possuem um crescimento médio de 9,8 m³.ha⁻¹.ano⁻¹ e 1,4 m².ha⁻¹.ano⁻¹. Até o presente, os plantios estudados se encontram em condições saudáveis de desenvolvimento e com forte potencial produtivo.

Palavras-chave: inventário florestal, variáveis dendrométricas, crescimento florestal, potencial madeireiro.

Abstract

Continuous forest inventory of African mahogany (Khaya ivorensis a.chev.) plantations in Minas Gerais State. Despite some setbacks, the Brazilian forest sector is established and in expansion, the search for products with responsible sources develops the tropical timber market. A species that stands out among the forest producers in Brazil is the African mahogany, a noble species known internationally, but with few studies reporting the adaptation and growth of plantations in Brazil. The present study reports the results of four continuous forest inventories carried out in African mahogany plantations in Minas Gerais State. Some measurements were initialized in the year of 2010 and currently the average growth of plantations is 3.8 cm.year⁻¹ in diameter at 1.30 m above the ground and 2.7 m.⁻¹.year in total height. For the variables volume and basal area the average growth is 9.8 m³.ha⁻¹.year⁻¹ and 1.4 m².ha⁻¹.year⁻¹. Up to the present, the plantations studied are in healthy conditions and development with strong production potential.

Keywords: forest inventory, dendrometric variables, forest growth, timber potential.

INTRODUÇÃO

O mogno africano, cuja uma das espécies é a *Khaya ivorensis* A. Chev, é uma árvore de origem africana pertencente à família botânica Meliaceae, mesma família do mogno brasileiro, da andiroba e do cedro. Portanto, possui madeira nobre de grande potencial econômico para comercialização, podendo ser empregada na indústria moveleira, naval, construção civil, entre outras tantas (PINHEIRO *et al.*, 2011). No Brasil, a espécie teve seus primeiros plantios instalados na região Norte do país, possuindo, atualmente, dezenove anos de idade. Porém, poucos estudos relatando o crescimento e a produtividade de plantios de mogno africano foram publicados, tanto na literatura internacional como na nacional.

O manejo florestal pode ser definido como a aplicação de técnicas analíticas, por meio da coleta de dados, que auxiliam na escolha da alternativa de manejo (idade de desbaste, rotação, época de poda, entre outras) que melhor contribui para atingir os objetivos organizacionais (LEUSCHNER, 1992). Dessa forma, para que as atividades organizacionais ocorram sem transtornos, à prática do inventário florestal contínuo é fundamental para o embasamento do correto manejo da floresta. Péllico Netto e Brena (1997) definiram o inventário florestal como a técnica da mensuração de árvores e talhões, utilizando fundamentos da teoria de amostragem para a determinação ou estimativa de características qualitativas e quantitativas da floresta. Dentre as características quantitativas pode-se citar: volume, sortimento, área basal, altura, diâmetro, entre outros; e dentre as qualitativas pode-se citar: vitalidade das árvores, qualidade do fuste, tendência de valorização, entre outros (SCOLFORO; MELLO, 2006). As parcelas permanentes, ou seja, as unidades amostrais demarcadas e observadas de forma contínua, visam conhecer

o comportamento das espécies florestais e seus processos dinâmicos de crescimento, mortalidade e recrutamento ao longo do tempo.

Sabe-se que a prática de inventário florestal, aliada as remediações periódicas, é altamente valiosa para um bom planejamento das atividades silviculturais e de manejo, tais como adequação de adubação, época de desbaste e colheita, otimização dos produtos florestais, e, conseqüentemente, a maximização da renda do projeto. Dessa forma, diferentes plantios de mogno africano, instalados desde 2010 no estado de Minas Gerais, estão sendo monitorados pelos presentes autores, cujos resultados podem ser observados em relação ao crescimento da espécie. O presente trabalho visa difundir os resultados encontrados nas medições realizadas ao longo dos anos nos plantios de mogno africano para as variáveis dendrométricas de interesse, comparando-as com resultados de demais locais no mundo, que também manejam a cultura e estão iniciando o processo de domesticação da espécie.

MATERIAL E MÉTODOS

No estado de Minas Gerais predominam quatro tipos distintos de clima: o clima subtropical de altitude (Cwb, segundo a classificação climática de Köppen), tendo estiagens no inverno e temperaturas amenas durante o ano, cuja temperatura média do mês mais quente é inferior a 22°C; o clima subtropical de inverno seco com temperaturas inferiores a 18°C e um verão quente com temperaturas maiores de 22°C (Cwa); clima tropical com inverno seco (Aw), tendo estação seca no inverno e chuvas abundantes no verão, com precipitações anuais entre 750 mm a 1.800 mm; e o clima seco com chuvas no verão (BSw), que ocorre no norte mineiro, com precipitações anuais sempre inferiores a 1.000 mm e por vezes menores que 750 mm (EMBRAPA, 2014a). Os solos predominantes são da classe dos Latossolos, Cambissolos e Podzólicos (EMBRAPA, 2014b).

As características dos quatro locais, em que se realizaram os inventários florestais contínuos, estão presentes na Tabela 1.

Tabela 1 - Caracterização das áreas de estudo, em que as coordenadas geográficas se encontram na Zona: 23K, Datum: SAD 69.

Local	Talhão	Coord. geográficas	Data do plantio	Área total (ha)	Área da parcela (m ²)	Espaçamento (m)	Forma e número de parcelas
Faz. Atlântica, Pirapora	Microaspersão	X=504596 Y=8065366	mai/09	30,5	1.080	6 x 6	Retangular (5)
Faz. Atlântica, Pirapora	Gotejamento	X=504550 Y=8066699	mai/09	90,9	1.080	6 x 6	Retangular (25)
Faz. Aventura, Iraí de Minas	T1	X=246654 Y=7897275	nov/10	59,3	800	6 x 4	Retangular (8)
Faz. Aventura, Iraí de Minas	T2	X=248498 Y=7897501	nov/11	108,6	800	6x4	Retangular (17)
Faz. Aventura, Iraí de Minas	KI	X=225335 Y=7896242	fev/10	10,2	800	6 x 4,5	Retangular (2)
Faz. Buracas, São Roque de Minas	T1	X=347543 Y=7776263	mar/10	56,5	800	5 x 7	Circular (27)
Faz. Guiaçara, Piumhi	T1	X=393560 Y=7741183	jan/09	7,14	800	5,5 x 6	Circular (8)
Faz. Guiaçara, Piumhi	T2	X=393713 Y=7741021	jan/09	0,99	1.000	5 x 8	Circular (3)
Faz. Guiaçara, Piumhi	T3	X=393592 Y=7741741	jan/09	1,06	800	5,5 x 6	Circular (3)

As árvores limites foram demarcas utilizando tinta vermelha, onde cada parcela teve duas árvores de cada linha pintadas. Após a delimitação das parcelas, foram obtidos os dados de algumas alturas e todas as circunferências à 1,30 m do solo ou a altura do peito (CAP) das árvores contidas na parcela. A cada medição, é realizada a cubagem em pé de alguns indivíduos das parcelas a fim de se elaborar equações de volume, para tal utilizou-se fita métrica até a altura de 2,30 m e, acima dessa, o pentaprisma de Wheeler para coleta dos diâmetros a diferentes alturas no tronco da árvore.

Com exceção da Faz. Atlântica, que possui sistema de irrigação, devido ao déficit hídrico do local, as demais fazendas utilizam o regime de sequeiro, porém, com adubações constantes e tratos silviculturais realizados periodicamente, garantindo a vitalidade do plantio.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Quando comparado aos diferentes locais que cultivam a espécie, o crescimento florestal observado nos plantios é bastante elevado, com expressivos incrementos ocorrendo nas variáveis dendrométricas observadas. Na Tabela 2 estão apresentados os dados comparativos entre os plantios da região de Pirapora, Piumhi, São Roque de Minas e Iraí de Minas (único local que ainda não foi remedido, sendo apresentados os valores por talhão) nos diferentes anos de medição (M) dos inventários florestais.

Tabela 2 - Valores médios na diferentes medições (M) para as principais variáveis avaliadas nos diferentes plantios inventariados.

Variável	Pirapora				São Roque de Minas			
	M1	M2	M3	M4	M1	M2	M3	M4
Idade (anos)	1,3	2,2	3,3	4,4	1,1	1,9	3,2	4,0
DAP (cm)	4,8	9,6	13,3	16,5	2,0	5,4	11,4	14,2
Altura total média (m)	3,2	6,7	10,7	13,4	1,9	3,7	7,8	10,4
Altura de fuste (m)	-	2,4	6,0	7,7	0,3	1,0	3,3	5,8
Área basal (m ² /ha)	0,5	2,1	4,1	6,3	0,1	0,6	2,9	4,4
Volume (m ³ /ha)	1,1	6,5	22,0	54,5	0,3	2,0	12,1	22,1

Variável	Guaíçara					Iraí de Minas (M1)		
	M1	M2	M3	M4	M5	T1	T2	KI
Idade (anos)	1,2	2,3	3,1	4,4	5,2	2,7	1,7	3,4
DAP (cm)	4,7	9,9	13,3	18,3	21,2	11,1	7,2	13,2
Altura total média (m)	3,2	6,7	9,4	13,2	14,9	7,2	4,2	9,4
Altura de fuste (m)	-	2,9	4,8	7,2	7,8	2,6	1,0	4,5
Área basal (m ² /ha)	0,5	2,2	4,0	6,6	8,7	3,8	1,6	4,7
Volume (m ³ /ha)	1,4	9,9	19,1	38,2	59,6	13,8	4,7	18,6

O mogno africano pode ser classificado como uma espécie de média a alta produtividade. A espécie apresenta crescimento inferior quando comparada a uma espécie de alta produtividade, como por exemplo, o eucalipto, o qual pode possuir DAP médio de 21 cm e altura média de 18 m aos 3 anos de idade, em crescimento livre de competição (NUTTO *et al.*, 2006). A Figura 1 ilustra um comparativo do incremento médio anual (IMA) em DAP dos plantios monitorados (Brasil) com dados de plantios no mundo.

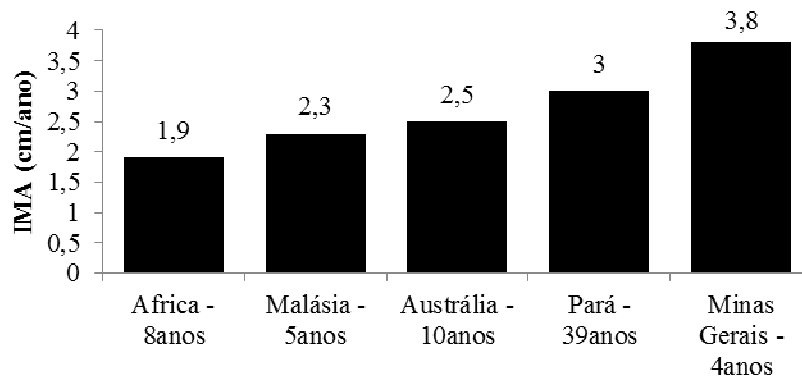


Figura 1 - Comparativo do IMA em DAP em diferentes plantios de mogno africano no mundo.

São poucos os estudos que relatam o crescimento desta espécie em condições de plantio. Louppe *et al.* (2008) concluíram que o mogno africano pode ser considerado uma espécie de crescimento médio, exigente de luz e com propriedades de desrama natural. Em sítios africanos, crescimentos de 2 a 4 m³/ha/ano foram relatados aos 30 anos de idade (70 N/ha). Na Malásia, produtividades de 7,5 m³/ha/ano foram relatadas aos 27 anos de idade. No mesmo país, aos 40 anos de idade, foram relatadas árvores médias com 23,5m de altura e 29,5cm de diâmetro, onde as árvores dominantes possuíam 30 m de altura e 47 cm de diâmetro.

Dupuy e Koua (1993) realizaram vários estudos aplicando diferentes técnicas de manejo para mogno africano na Costa do Marfim. Segundo esses autores, os melhores resultados são obtidos em plantios de alta densidade (espaçamento de 3x3 m), sendo empregados desbastes subsequentes, iniciando os plantios com 1.000 árvores por hectare, decrescendo 50% este número até o quarto desbaste, restando para o corte final 75 a 100 árvores por hectare. Na Malásia, Aminah *et al.* (2005) relataram o crescimento de um experimento de *Khaya ivorensis* de sete anos de idade, onde o plantio inicial foi de 3x3 m (1.111 árvores/ha), sendo as mudas plantadas provenientes de estquia de plantas adultas. Segundo os citados autores, após sete anos o plantio apresentava uma sobrevivência de 87,8%, diâmetro médio de 15,82cm (2,7 cm.ano⁻¹) e altura média de 15,8 m (2,3 m.ano⁻¹).

No Brasil não existem dados publicados sobre as tendências de crescimento da espécie em questão. Como o Brasil é uma referência em termos de silvicultura e velocidade de crescimento de espécies arbóreas, o crescimento do mogno africano possivelmente será mais elevado do que nos países africanos. A sua idade de corte em plantios puros poderá ser equiparada àquelas esperadas para os países do Sul da Ásia, que segundo Ahmad Zuhaidi *et al.* (2006, *apud* Lim, 2007), árvores com 30 cm de diâmetro e 30 m de altura são esperadas em um ciclo de 20 a 25 anos.

Um estudo sobre as florestas brasileiras, desenvolvido pelo Instituto de Pesquisa Ambiental da Amazônia (IPAM) e pelo Serviço Florestal Brasileiro (SFB), indicou que o crescimento da economia do país e o andamento dos programas de infraestrutura têm aquecido o mercado para madeira, com uma demanda prevista de 21 milhões de metros cúbicos. Portanto, plantações bem manejadas e que contribuam para restaurar os ecossistemas, desempenharão um papel cada vez mais relevante. Assim, a aposta nos plantios de mogno africano para atender tal demanda e o acompanhamento do crescimento da floresta por profissionais, se tornam aliados para garantia do sucesso do empreendimento florestal.

CONCLUSÕES

Os plantios de mogno africano acompanhados até o momento possuem crescimento diamétrico elevado (4 cm por ano). Esse valor é devido tanto ao potencial de crescimento da espécie, quanto às condições de crescimento fornecidas (principalmente os elevados espaçamentos de plantio).

O acompanhamento contínuo de plantios da espécie é importante para identificar pontos em que o crescimento irá desacelerar, indicando o momento de intervenção na competição por meio de desbastes. Essas práticas irão assegurar madeira de qualidade e, conseqüentemente, garantir o sucesso dos empreendimentos.

É crescente o interesse de produtores rurais no investimento em plantios de mogno africano e, para balizar o correto manejo, é necessário o acompanhamento do crescimento florestal, em que os plantios brasileiros de mogno africano se apresentam em condições satisfatórias, superiores aos relatados em outras partes do mundo.

REFERÊNCIAS

- AMINAH, H.; BESEK INTAN ZAFINA, B.; ROSDI, K.; ROZIHAWATI, Z.; AHMAD FAUZI, M. S.; HAMZAH, M. Growth performance of some dipterocarps and non-dipterocarps planted from rooted cuttings. In: PROCEEDINGS OF THE 8TH ROUND-TABLE CONFERENCE ON DIPTEROCARPS, 2005, Vietnam, **Anais do...** Vietnam, 2005, p. 1-7.
- DUPUY, B.; KOUA, M. The African mahogany plantations. Their silviculture in the tropical rain forest of the Côte-d'Ivoire. **Bois et Forêts des Tropiques**, v. 236, p. 25-42, 1993.
- EMBRAPA. **Clima**. Disponível em: <<http://www.cnpf.embrapa.br/pesquisa/efb/clima.htm>>. Acesso em: 15/05/2014a.
- EMBRAPA. **Solos**. Disponível em: <http://www.macroprograma1.cnptia.embrapa.br/finep/metas-fisicas/meta-fisica-6/mapas/07%20-%20image.jpeg/image_view_fullscreen>. Acesso em: 15/05/2014b.
- LEUSCHNER, W. A. **Introduction to forest resource management**. Florida: Krieger Publ. Co., 1992. 298 p.
- LIM, G. T. **Enhancing the weaver ant, *Oecophylla smaragdina* (Hymenoptera: Formicidae), for biological control of a shoot borer, *Hypsipyla robusta* (Lepidoptera: Pyralidae), in Malaysian mahogany plantations**. 128 f. Dissertation (Doctor of Philosophy in Entomology) - Virginia Polytechnic Institute and State University, Virginia, 2007.
- LOUPPE, D.; OTENG-AMOAKO, A. A.; BRINK, M. **Plant Resources of Tropical Africa**. Netherlands: PROTA Foundation, 2008. 701 p.
- PINHEIRO, A. L.; COUTO, L.; PINHEIRO, D. T.; BRUNETTA, J. M. F. C. **Ecologia, silvicultura e tecnologia de utilizações dos mognos-africanos (*Khaya* spp.)**. Viçosa: Sociedade Brasileira de Agrossilvicultura, 2011. 102 p.
- NUTTO, L.; SPATHELF, P.; SELING, I. Management of individual tree diameter growth and implications for pruning for Brazilian *Eucalyptus grandis* Hill ex Maiden. **Revista Floresta**, Curitiba, v. 36, n. 3, p. 397-413, 2006.
- PÉLLICO NETTO, S.; BRENA, D. A. **Inventário Florestal**. Curitiba: UFPR, 1997. 316 p.
- SCOLFORO, J. R. S. e MELLO, J. M. **Inventário Florestal**. Lavras: UFLA/FAEPE, 2006. 561 p.

MÉTODOS DE AMOSTRAGEM PARA QUANTIFICAR A BIOMASSA DE RAÍZES EM UM CERRADO *SENSU STRICTO* NO DISTRITO FEDERAL

Gileno Brito de Azevedo¹, Alba Valéria Rezende², Glaucete Tais de Oliveira Sousa Azevedo¹, Lamartine Soares Bezerra de Oliveira³

¹ Eng. Florestal, Doutorando em Ciências Florestais, Universidade de Brasília, Campus Universitário Darcy Ribeiro, Brasília. Email: gilenoba@hotmail.com; glauce_tais@hotmail.com.

² Eng. Florestal, Professora Adjunta da Universidade de Brasília - Departamento de Engenharia Florestal, Campus Universitário Darcy Ribeiro, Brasília. Email: albavr@unb.br.

³ Eng. Agrônomo, Doutorando em Ciências Florestais, Universidade de Brasília, Campus Universitário Darcy Ribeiro, Brasília. Email: soareslt@gmail.com

Resumo

O objetivo desse estudo foi avaliar a eficiência de diferentes métodos de amostragem da biomassa de raízes em um cerrado *sensu stricto*, localizado na Fazenda Água Limpa, no Distrito Federal. As raízes foram coletadas em cinco subparcelas de 2 x 2 m, considerando seis intervalos de profundidade (0-10, 10-30, 30-50, 50-100, 100-150 e 150-200 cm). Durante as escavações, foram testados diferentes métodos de amostragem, que consistiram na coleta de raízes utilizando trado e escavação de monolitos e trincheiras, com diferentes dimensões, totalizando 13 tratamentos. De acordo com os resultados obtidos, conclui-se que a amostragem de raízes a partir da escavação de dois monolitos de 0,5 x 0,5 m até a profundidade de 30 cm, demarcados em cantos opostos de uma subparcela de 2 x 2 m, é uma estratégia eficiente para a quantificação da biomassa de raízes no cerrado estudado.

Palavras-chave: Biomassa subterrânea, mensuração florestal, inventário florestal.

Abstract

Sampling methods to quantify root biomass in a cerrado sensu stricto in Federal District, Brazil. The aim of this study was to evaluate the efficiency of different sampling methods for root biomass in a cerrado *sensu stricto*, located in Água Limpa Farm, Federal District. Roots were collected in five subplots of 2 x 2 m, considering six depth intervals (0-10, 10-30, 30-50, 50-100, 100-150 and 150-200 cm). During the excavations, were tested different sampling methods, which consisted in to collect roots using auger and excavating of monoliths and trenches, with different dimensions, totaling 13 treatments. According to the results obtained, it is concluded that the roots sampling from the excavation of two monoliths of 0.5 x 0.5 m to a depth of 30 cm, demarcated on opposite sides of a subplot of 2 x 2 m, is an efficient strategy for the quantification of root biomass in the cerrado studied.

Keywords: Belowground biomass, forest measurement, forest inventory.

INTRODUÇÃO

Os estoques em biomassa são, em geral, bastante variáveis entre e dentro de ecossistemas florestais. Para o bioma Cerrado, alguns estudos têm indicado que grande parte da biomassa vegetal viva encontra-se abaixo do nível do solo, ou seja, nas raízes (ABDALA *et al.*, 1998; CASTRO; KAUFFMAN, 1998). Contudo, estudos envolvendo a quantificação da biomassa subterrânea têm recebido pouca atenção em relação a quantificação da biomassa aérea, provavelmente, devido a grande dificuldade em amostrar raízes, pois, as metodologias utilizadas para tal finalidade são, geralmente, difíceis de serem executadas, demandando muito tempo e muita mão de obra.

Além disso, nota-se que as metodologias encontradas na literatura são bastante variáveis quanto à distribuição das amostras na área de estudo, tamanho da área escavada, profundidade de coleta das raízes e diâmetro das raízes coletadas, o que dificulta a comparação entre trabalhos, além de influenciar nos resultados obtidos. Vale ressaltar que, apesar da variação existente entre metodologias para amostragem de raízes, poucos foram os trabalhos desenvolvidos em ecossistemas naturais com o objetivo de comparar as estimativas obtidas a partir de diferentes métodos (RAU *et al.*, 2009; PING *et al.*, 2010), permitindo assim, definir o mais adequado, considerando a precisão das estimativas obtidas relacionadas a amostragem das raízes.

Diante do exposto, o presente trabalho teve por objetivo avaliar a eficiência de diferentes métodos de amostragem da biomassa de raízes em uma área de cerrado *sensu stricto*, localizada na Fazenda Água Limpa, no Distrito Federal.

MATERIAL E MÉTODOS

O presente estudo foi realizado na Reserva Ecológica e Experimental da Universidade de Brasília, Fazenda Água Limpa (FAL), situada a 1.100 m de altitude, entre as coordenadas 15°56' e 15°59' S e 47°53' e 47°59' W, no Distrito Federal. Para atender aos objetivos do estudo, foi selecionada uma área de aproximadamente, 3,7 ha de cerrado *sensu stricto*, com bom estado de conservação, havendo apenas alguns sinais de um incêndio florestal que atingiu acidentalmente a área em 2011, dois anos antes da realização deste estudo. A densidade de indivíduos é de $1.396 \pm 213 \text{ ind.ha}^{-1}$ (média $\pm$ desvio padrão), que representam área basal de $8,65 \pm 1,34 \text{ m}^2.\text{ha}^{-1}$. A área de estudo caracteriza-se por apresentar grande quantidade de indivíduos de pequeno porte. O diâmetro médio é de 8,1 cm, com valores máximos atingindo cerca de 33 cm. A altura média é de 3,2 m, com valores máximos em torno de 9 m. O estoque de biomassa no estrato arbóreo-arbustivo é de $15,35 \pm 2,35 \text{ Mg.ha}^{-1}$.

A coleta de raízes na área foi realizada em subparcelas de 2 x 2 m, alocadas no centro de cada uma das cinco parcela de 0,1 hectare do inventário florestal. Durante a coleta, foram considerados diferentes intervalos de profundidade do solo: 0-10, 10-30, 30-50, 50-100, 100-150 e 150-200 cm, permitindo assim, obter a biomassa de raízes acumulada até diferentes profundidades do solo. Assim, inicialmente, as raízes foram coletadas até a profundidade de 0-10 cm, em seguida, na profundidade de 10-30 cm e, assim sucessivamente, até atingir à profundidade de 200 cm.

No processo de amostragem de raízes foram testados em cada uma das subparcelas, e em cada profundidade, diferentes tratamentos (métodos de amostragem), que consistiram na coleta de raízes usando trado tipo concha com diâmetro de 4" (T1 e T2), escavação de monolitos (T3 a T8) e trincheiras (T9 a T13), conforme Figura 1. Inicialmente foi aplicado o tratamento que ocupava a menor área superficial (T1), seguido pelo tratamento com a segunda menor área (T2), e assim sucessivamente, até completar a escavação do tratamento controle (T13). Em situações onde os tratamentos se sobrepunham, os tratamentos com maior área superficial foram compostos pelos tratamentos de menor área superficial.

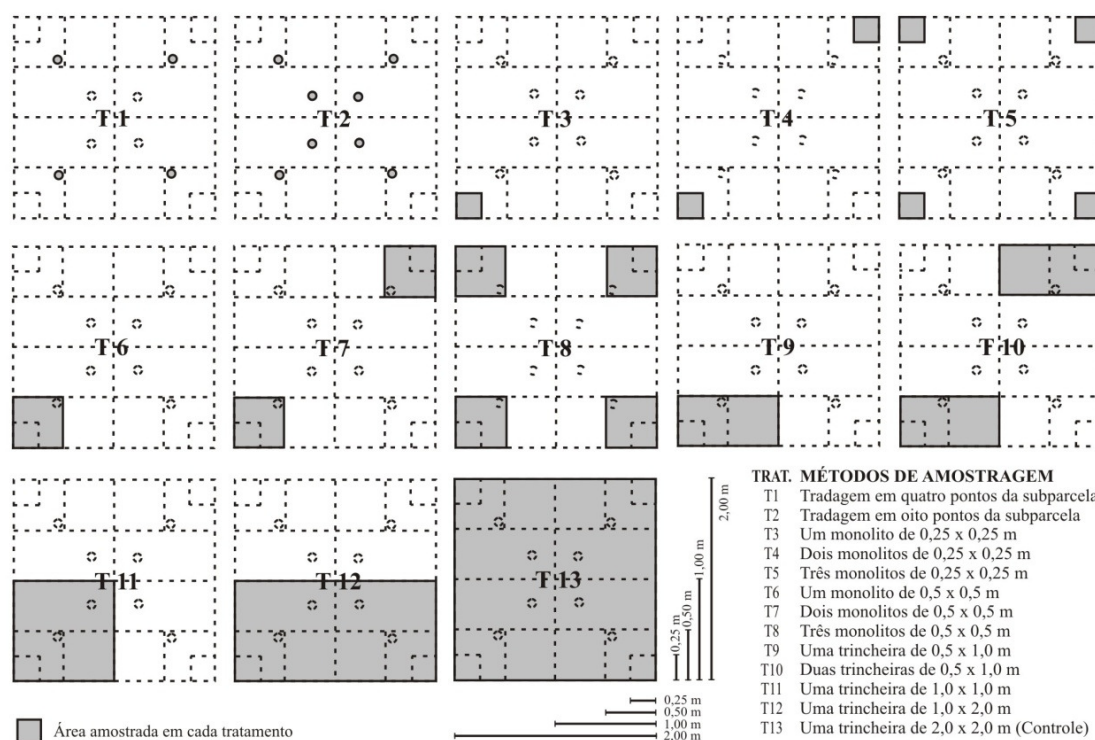


Figura 1 - Esquema representativo dos diferentes tratamentos envolvendo métodos de amostragem de raízes aplicados em área de cerrado *sensu stricto* na Fazenda Água Limpa (FAL), em Brasília, DF.

Durante a coleta, as raízes foram separadas do solo por peneiramento e catação manual. Posteriormente, as raízes foram lavadas, a fim de retirar o resto de solo aderido às mesmas, e classificadas de acordo seu diâmetro em: grossas ($> 10 \text{ mm}$), médias ($5\text{-}10 \text{ mm}$), pouco finas ($2\text{-}5 \text{ mm}$) e finas ($< 2 \text{ mm}$). Em seguida, foram pesadas em balança de precisão ($0,01 \text{ g}$), permitindo assim, a obtenção da sua biomassa verde, e retiradas amostras homogêneas, que foram secas em estufa ($70 \pm 2^\circ\text{C}$), até a obtenção de massa seca constante. Com base na biomassa seca das amostras, foi estabelecida a relação entre a

biomassa seca e biomassa verde, permitindo extrapolar os valores de biomassa seca para megagramas por hectare (Mg.ha^{-1}).

A fim de indicar a melhor profundidade a ser escavada, foi analisado a partir de que profundidade a biomassa acumulada pelas raízes não diferiu estatisticamente da biomassa acumulada nas profundidades subsequentes. Para esta análise, foi considerado um delineamento inteiramente casualizado (DIC), com seis tratamentos (profundidades) e cinco repetições (subparcelas). Foi realizada a análise de variância (ANOVA) ($p < 0,05$) e, quando detectado diferenças significativas, as médias foram comparadas pelo teste de Scott-Knott ($p < 0,05$).

Para comparar a eficiência dos diferentes métodos de amostragem para quantificar a biomassa de raízes, foi considerado também um DIC, com 13 tratamentos (métodos de amostragem) e cinco repetições (subparcelas). Os dados foram previamente avaliados quanto à normalidade e homocedasticidade ($p > 0,05$). Quando esses pressupostos foram atendidos, os dados foram submetidos à ANOVA e, havendo diferenças significativas, as médias foram comparadas pelo teste de Scott-Knott ($p < 0,05$). Contudo, quando não atendidos os pressupostos avaliados, os dados foram analisados por meio de testes não paramétricos, sendo realizada a análise de variância de Kruskal-Wallis ($p < 0,05$), com médias comparadas pelo teste de Mann-Whitney ($p < 0,05$). De forma complementar, para avaliar a acuracidade dos métodos de amostragem utilizados, foi obtida a diferença relativa da média obtida pelo tratamento controle (T13) com a obtida pelos demais métodos (LEVILLAIN *et al.*, 2011).

RESULTADOS E DISCUSSÃO

A biomassa de raízes registrada na subparcela de 2 x 2 m (controle), até a profundidade de 200 cm, foi de $46,27 \pm 13,21 \text{ Mg.ha}^{-1}$ (média $\pm$ desvio padrão). A maior parte da biomassa abaixo do solo amostrada na área de estudo foi observada nas camadas superficiais do solo. Vale destacar que 73,4 % da biomassa total de raízes encontrada até 200 cm de profundidade estavam estocados na camada de 0-30 cm (Figura 2). Os valores de biomassa total acumulada nas profundidades de 0-30, 0-50, 0-100, 0-150 e 0-200 cm foram estatisticamente iguais entre si, no entanto, foram superiores ao verificado na profundidade de 0-10 cm ($F = 3,94$; $p = 0,0094$). Estes resultados corroboram com outros trabalhos encontrados na literatura (ABDALA *et al.*, 1998; CASTRO; KAUFFMANN, 1998; OLIVERAS *et al.*, 2013), os quais reportaram maior quantidade da biomassa de raízes nas camadas superficiais do solo. Dessa forma, dada a grande necessidade de recurso e mão de obra para amostragem da biomassa de raízes, a profundidade de 30 cm pode ser a mais indicada para a amostragem, uma vez que esta profundidade representa grande parte da biomassa de raízes existente na área, permitindo obter boa representatividade.

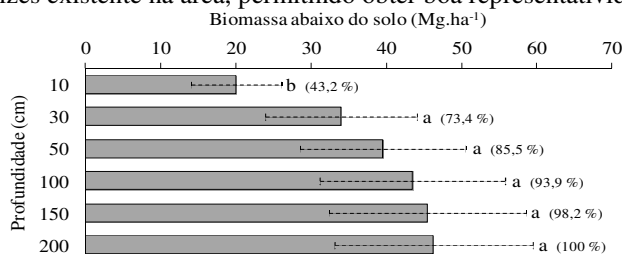


Figura 2 - Biomassa total de raízes acumulada em diferentes profundidades do solo, em área de cerrado *sensu stricto* localizada na Fazenda Água Limpa, Brasília-DF. As barras representam as médias $\pm$ desvios padrão. Barras seguidas pela mesma letra não diferem estatisticamente entre si pelo teste de Scott-Knott ($p < 0,05$).

A Tabela 1 apresenta os estoques médios da biomassa de raízes pertencentes a diferentes classes de diâmetro, para a profundidade de 0-30 cm, sendo estes quantificados a partir de diferentes métodos de amostragem. Os valores obtidos no tratamento controle (T13) foram considerados como o valor real da biomassa de raízes em cada uma das situações analisadas, permitindo assim, avaliar a eficiência dos demais métodos para a amostragem da biomassa de raízes na área de estudo. A biomassa de raízes das classes de 2 a 5 mm, 5 a 10 mm, > 10 mm e total, quando amostradas por meio de monólitos ou trincheiras (T3 a T12) apresentaram médias estatisticamente iguais às obtidas pelo tratamento controle, enquanto que, com o uso do trado, essas médias foram significativamente inferiores ($p < 0,0213$). Já para as raízes da classe < 2 mm, os métodos de amostragem com áreas inferiores a $1,0 \text{ m}^2$ (T1 a T9) proporcionaram valores estatisticamente inferiores aos obtidos no tratamento controle ($p < 0,0001$).

Não foram encontrados na literatura trabalhos que compararam métodos de amostragem da biomassa de raízes em ecossistemas semelhantes ao que foi desenvolvido no presente trabalho. No entanto, os resultados obtidos corroboram com os de Ping *et al.* (2010), que ao avaliarem diferentes

métodos para a amostragem da biomassa de raízes (até 30 cm) em áreas de pradarias na China, verificaram que o uso de trados com diâmetros de 3,8 cm e de 10 cm e monolitos de 0,25 m², quando comparados com a área de referência (1 m²), subestimaram a biomassa em todos os intervalos de profundidades avaliados, porém, apenas o trado de menor diâmetro, que estimou 47,7 % da biomassa verificada na área de referência, diferiu estatisticamente desta.

No presente trabalho, a biomassa de raízes de todas as classes de diâmetro foi subestimada quando comparado o tratamento controle com os demais tratamentos, sendo a diferença mais acentuada nos tratamentos que utilizaram menor área para a amostragem. Ao avaliar a diferença relativa para o total de raízes, os tratamentos que apresentaram resultados mais satisfatórios foram T7, T8, T10, T11 e T12, os quais possibilitaram obter valores, no máximo, 17,6 % inferiores aos observados no tratamento controle (T13).

Tabela 1 - Biomassa seca de raízes (Mg.ha⁻¹) de diferentes classes diamétricas para a profundidade de 0-30 cm, determinadas a partir de diferentes métodos de amostragem, em área de cerrado *sensu stricto* localizada na Fazenda Água Limpa, Brasília-DF.

TRAT.	CLASSE DE DIÂMETRO (mm)				
	≤ 2 ⁽²⁾	2 - 5 ⁽²⁾	5 - 10 ⁽²⁾	≥ 10 ⁽¹⁾	Total ⁽¹⁾
T1	0,88 ± 0,24 d	1,28 ± 0,77 b	1,60 ± 1,09 b	0,22 ± 0,49 b	3,98 ± 1,09 b
T2	0,96 ± 0,21 d	1,49 ± 0,83 b	1,46 ± 0,91 b	0,22 ± 0,31 b	4,13 ± 0,78 b
T3	1,60 ± 0,22 c	2,75 ± 1,10 a	3,02 ± 1,96 a	8,93 ± 9,63 a	16,30 ± 10,86 a
T4	1,55 ± 0,47 c	2,42 ± 0,64 a	3,46 ± 1,02 a	15,15 ± 10,24 a	22,59 ± 10,83 a
T5	1,53 ± 0,13 c	2,16 ± 0,47 a	3,32 ± 0,54 a	11,67 ± 7,80 a	18,68 ± 7,69 a
T6	2,10 ± 0,36 b	3,02 ± 1,23 a	3,59 ± 0,97 a	14,29 ± 8,99 a	22,99 ± 9,95 a
T7	2,30 ± 0,29 b	2,72 ± 0,55 a	3,66 ± 1,20 a	20,68 ± 11,23 a	29,37 ± 10,76 a
T8	2,18 ± 0,12 b	2,65 ± 0,27 a	3,50 ± 0,93 a	19,28 ± 8,85 a	27,62 ± 9,10 a
T9	2,20 ± 0,35 b	2,79 ± 0,76 a	3,50 ± 1,69 a	15,35 ± 11,10 a	23,85 ± 12,31 a
T10	2,49 ± 0,29 a	2,85 ± 0,43 a	3,66 ± 1,42 a	20,88 ± 9,75 a	29,88 ± 10,33 a
T11	2,52 ± 0,27 a	2,88 ± 0,64 a	3,59 ± 1,23 a	20,93 ± 14,73 a	29,92 ± 15,31 a
T12	2,64 ± 0,22 a	2,96 ± 0,58 a	3,88 ± 0,92 a	21,82 ± 10,71 a	31,31 ± 10,92 a
T13	2,81 ± 0,09 a	3,06 ± 0,30 a	3,91 ± 1,07 a	23,75 ± 9,55 a	33,53 ± 10,05 a
Estatística	F = 33,21	F = 3,20	F = 2,27	H = 30,93	H = 32,96
p-valor	< 0,0001	0,0017	0,0213	0,0020	0,0009

Valores apresentados em média ± desvio padrão. Médias seguidas pela mesma letra na coluna não diferem estatisticamente entre si pelos testes de Mann-Whitney ⁽¹⁾ ou de Scott-Knott ⁽²⁾ (p < 0,05). H / F = Estatística da análise de variância não-paramétrica pelo teste de Kruskal-Wallis (H) ⁽¹⁾ ou paramétrica pela ANOVA (F) ⁽²⁾ (p < 0,05).

Como a amostragem da biomassa de raízes é uma atividade bastante onerosa, que requer grande quantidade de tempo e mão de obra, é indicada a utilização de métodos de amostragem que possibilitem minimizar esses problemas, permitindo assim, obter estimativas precisas e representativas da área a ser amostrada. Dessa forma, diante dos resultados obtidos no presente trabalho, acredita-se que a escavação de dois monolitos de 0,5 x 0,5 m (T7), demarcados no centro da parcela utilizada no inventário florestal, possam proporcionar boas estimativas da biomassa de raízes em áreas semelhantes à que foi realizado o presente estudo, apresentando como vantagem menor área escavada requerida, que além de causar menor impacto ambiental na área a ser amostrada, demanda menos tempo e mão de obra para a amostragem.

CONCLUSÃO

De acordo os resultados obtidos, conclui-se que a amostragem de raízes a partir da escavação de dois monolitos de 0,5 x 0,5 m até a profundidade de 30 cm, demarcados em cantos opostos de uma subparcela de 2 x 2 m, é uma estratégia eficiente para a quantificação da biomassa de raízes no cerrado estudado.

REFERÊNCIAS

- ABDALA, G. C.; CALDAS, L. S.; HARIDASAN, M.; EITEN, G. Above and belowground organic matter and root: shoot ratio in a cerrado in central Brazil. **Brazilian Journal of Ecology**, v.2, n.1, p.11-23, 1998.
- CASTRO, E. A.; KAUFFMANN, J. B. Ecosystem structure in the Brazilian Cerrado: a vegetation gradient of aboveground biomass, root mass and consumption by fire. **Journal of Tropical Ecology**, n.14, p.263-283, 1998.

LEVILLAIN, J.; M'BOU A. T.; DELEPORTE, P.; SAINT-ANDRÉ, L.; JOURDAN, C. Is the simple auger coring method reliable for belowground standing biomass estimation in Eucalyptus forest plantations? **Annals of Botany**, v.108, p.221-230, 2011.

OLIVERAS, I.; MEIRELLES, S. T.; HIRAKURI, V. L.; FREITAS, C. R.; HELOISA S. MIRANDA, H. S.; PIVELLO, V. R. Effects of fire regimes on herbaceous biomass and nutrient dynamics in the Brazilian savanna. **International Journal of Wildland Fire**, v.22, p.368-380, 2013.

PING, X.; GUANGSHENG, Z.; QIANLAI, Z.; YUNLONG W.; WANQING, Z.; GUANGXU, S.; XIANGLEI, L.; YUHUI, W. Effects of sample size and position from monolith and core methods on the estimation of total root biomass in a temperate grassland ecosystem in Inner Mongolia, **Geoderma**, v.155, p.262-268, 2010.

RAU, B. M.; JOHNSON, D. W.; CHAMBERS, J. C.; BLANK, R. R.; LUCCESE, A. Estimating root biomass and distribution after fire in a Great basin woodland using cores and pits. **Western North American Naturalist**, v.64, n.4, p.459-463, 2009.

MODELAGEM DA BIOMASSA ARBÓREA E O PRINCÍPIO DA ADITIVIDADE

Alexandre Behling¹, Carlos Roberto Sanquetta², Sylvio Péllico Netto², Ana Paula Dalla Corte², Hassan Camil¹

¹Engenheiro Florestal, Doutorando, Universidade Federal do Paraná, Av. Pref. Lothário Meissner, 900, Jardim Botânico, Campus III, 80210-170, Curitiba, Paraná, Brasil. E-mail: hassancamil@gmail.com; alexandre.behling@yahoo.com.br;

²Engenheiro Florestal, Doutor, Universidade Federal do Paraná, Av. Pref. Lothário Meissner, 900, Jardim Botânico, Campus III, 80210-170, Curitiba, Paraná, Brasil. E-mail: carlos_sanquetta@hotmail.com; sylviopelliconetto@gmail.com; anapaulacorte@gmail.com

Resumo

O problema a que se propõem os autores no presente trabalho é discutir a melhor técnica para construir equações alométricas, dada pela estimação independente e simultânea. É dada atenção à inconsistência nas estimativas oriundas do ajuste independente, objetivando alertar os pesquisadores sobre o erro que está sendo cometido quando se utiliza essa técnica. Portanto, ao modelar a biomassa da árvore, é importante considerar a propriedade da aditividade, uma vez que a biomassa total da árvore deve ser igual à soma da biomassa dos componentes. Ao longo do estudo são apresentadas e discutidas as vantagens e desvantagens dos métodos de estimação independente e simultânea.

Palavras-chave: Regressões não lineares aparentemente não relacionadas. Ajuste simultâneo. Ajuste independente. Componentes da biomassa.

Abstract

Modeling of tree biomass and the principle of additivity. The authors propose in this paper to discuss the best technique to construct allometric equations, given by independent and simultaneous estimation. Attention is given to the inconsistency in the estimates derived from the independent adjustment, aiming to alert researchers about the error that is being committed when using this technique. Therefore, in the model tree biomass is important to consider the additivity property, since the total biomass must be equal to the sum of the tree biomass components. Throughout the study the advantages and disadvantages of independent and simultaneous estimations are presented and discussed.

Keywords: Nonlinear seemingly unrelated regressions. Simultaneous fitting. independent fitting. Biomass components.

INTRODUÇÃO

Nos inventários florestais a mensuração do estoque de biomassa tem se tornado comum, já que essa variável tem assumido um importante papel na comercialização da matéria prima florestal, na produção de bioenergéticos, nos estudos de crescimento e produção, e na avaliação da ciclagem de nutrientes e do carbono.

Em função do processo laborioso e do alto custo em mensurar a biomassa de árvores na floresta, tem sido usual o emprego de modelos empíricos, que permitem estimar a biomassa a partir de variáveis dendrométricas. Ao modelar a biomassa total e para os componentes (fuste, galhos, folhagem, raízes, etc.), na maioria das vezes os ajustes dos modelos são realizados de forma independente, ou seja, para cada componente é realizado um ajuste isolado. Quando essas equações são utilizadas, tem-se que as somas das biomassas dos componentes não produz o mesmo resultado que o obtido por meio da equação de biomassa total, o que é inconsistente.

Ao considerar a biomassa da árvore por componente, a biomassa total da árvore deve ser igual à soma das partes que o compõem (componentes). Para isso, é preciso utilizar a técnica da estimação simultânea, considerando o princípio da aditividade, que por sua vez tem sido frequentemente ignorado.

O problema a que se propõem os autores no presente trabalho é discutir a melhor técnica para construir estas equações alométricas.

MATERIAIS E MÉTODOS

O trabalho é uma revisão de literatura. Ao longo do estudo são apresentadas e discutidas as vantagens e desvantagens dos métodos de estimação independente e simultânea. Uma revisão da literatura foi realizada, considerando-se as melhores publicações sobre o assunto.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Ao modelar a biomassa total e para os componentes, na maioria das vezes os ajustes dos modelos são realizados de forma independente, ou seja, para cada componente é realizado um ajuste isolado. Ao utilizar essas equações, tem-se que a soma das biomassas dos componentes não produzirá o mesmo resultado para com o obtido por meio da equação de biomassa total. Isso gera resultados inconsistentes e foi constatada essa abordagem em 80% de 50 trabalhos publicados em revistas científicas nos últimos anos.

A soma das estimativas da biomassa dos componentes deve resultar no mesmo valor que a estimativa da equação da biomassa total. Isso implica que as equações de biomassa total e dos componentes devem ser estimadas em conjunto. A estimação simultânea, considerando o princípio da aditividade (KOZAK, 1970; REED; GREEN, 1985) é a técnica que pode ser empregada para resolver o problema da incompatibilidade dessas estimativas.

Zellner (1962) propôs o método de regressões aparentemente não relacionadas (*Seemingly Unrelated Regressions* - SUR) o qual visa à estimação simultânea. Essa técnica estima um sistema de equações estatisticamente correlacionadas com restrições (PARRESOL, 1999) e para o presente caso, ajuste de equações para biomassa dos componentes, a equação de biomassa total impõe restrições aos parâmetros, o que garante a aditividade. Métodos específicos para garantir a aditividade das funções de regressão são apresentados por Cunia (1979) e Jacobs e Cunia (1980). O procedimento SUR é abordado amplamente por Reed (1986), Gallant (1987) e Srivastava e Giles (1987).

Assim, para atingir a modelagem simultânea, é preciso num primeiro momento selecionar o modelo de melhor desempenho para cada componente da biomassa. Em segundo momento, os modelos selecionados para cada componente são ajustados simultaneamente. Entre os métodos, destaca-se aquele que a equação de biomassa total é uma função das variáveis independentes das equações de cada componente i :

$$y_i = f_i(X_i, \beta_i) + \varepsilon_i, i = 1, \dots, k$$
$$y_{\text{total}} = f_{\text{total}}(X_1, X_2, \dots, X_k, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k) + \varepsilon_k$$

De acordo com Parresol (1999) nesta análise o método de estimação simultânea *Seemingly Unrelated Regressions* (SUR) é empregado e possibilita estimar um sistema de equações estatisticamente correlacionadas com restrições. Nesse caso, a restrição é imposta pela equação da biomassa total. Quando são utilizadas equações não lineares o procedimento a ser utilizado é denominado de *Nonlinear Seemingly Unrelated Regressions* (NSUR) e é apresentado por Reed e Green (1985).

Esse método consiste em forçar a aditividade dos componentes e, conforme Parresol (2001), ele emprega funções de regressões de modo que cada componente tenha suas próprias variáveis independentes e a regressão da biomassa total da árvore é uma função de todas as variáveis independentes utilizadas.

O ajuste independente não leva em consideração a correlação entre os componentes da biomassa, ignorando o princípio da aditividade. Isso pode resultar em inconsistência na estimativa global da biomassa da árvore, uma vez que os valores estimados a partir das equações de biomassa dos componentes não são iguais ao valor estimado a partir da equação para a biomassa total da árvore.

Modelar a biomassa total e dos componentes com uma única equação isolada para cada uma delas não deve ser a preocupação principal nos estudos da modelagem da biomassa. Nesse caso, a estimação dos modelos é condicionada ao valor médio da variável dependente em relação às variáveis independentes. Essa relação tratada de maneira isolada não tem lógica, pois o valor de uma variável dependente é função de todas as variáveis independentes envolvidas. A estimação de equações para cada componente da biomassa reporta-se a uma só relação matemática e isso se demonstrou inapropriado, pois os valores estimados a partir das equações de biomassa dos componentes não são iguais ao valor estimado a partir da equação para a biomassa total da árvore.

Um sistema de equações estimadas simultaneamente, que leva em conta o princípio da aditividade, é a solução para esse problema. Esse método assegura a consistência nas estimativas entre a biomassa total e dos componentes.

Assim, a forma apropriada para modelar a biomassa total e dos componentes da árvore é levar em consideração a interdependência deles de modo a admitir um conjunto de relações alométricas e não apenas uma equação para cada uma delas. Essa abordagem vem sendo discutida há aproximadamente meio século (KOZAK, 1970; CHIYENDA; Kozak, 1984; CUNIA; BRIGGS, 1984, 1985; REED; GREEN, 1985), embora tenha sido frequentemente ignorada. Poucos são os pesquisadores que adotam a técnica, tais como: Parresol (1999, 2001), Bi *et al.* (2001), Nívar *et al.* (2002), Carvalho e Parresol (2003), Bi *et al.* (2004), Cháidez *et al.* (2004), Nívar *et al.* (2004), Lambert *et al.* (2005), António *et al.*

(2007), Návar (2009), Bi *et al.* (2010), Goicoa *et al.* (2011), Ruiz-Peinaldo *et al.* (2012) e Menéndez-Miguélez *et al.* (2013) e Behling (2014).

Fica claro que a escolha do modelo e do método de ajuste tornam-se duas características importantes e devem ser consideradas ao modelar a biomassa em função das variáveis dendrométricas. Uma característica desejável das equações de biomassa é a compatibilidade dos valores da soma da biomassa dos componentes com a biomassa total. Isso é garantido pelo emprego de equações aditivas, o que foi discutido inicialmente por Kozak (1970), Chiyenda e Kozak (1984), Cunia e Briggs (1984; 1985) e Reed e Green (1985). Nesse caso, a função de regressão para a biomassa total é obtida por meio da soma das melhores funções para cada componente.

A modelagem da biomassa quando é realizada para os componentes e para a total deve-se levar em consideração equações que sejam aditivas, de tal modo que a equação da biomassa total seja uma função das somas das regressões dos componentes, o que já foi observado por Kozak (1970), Cunia e Briggs (1984, 1985), Reed e Green (1985) e Parresol (1999, 2001). Dessa forma, o cálculo da biomassa total é assegurado por três fatores: utilização das mesmas variáveis independentes para a estimação de cada componente da biomassa, adição das melhores funções de regressão de cada componente e, por fim, forçar as regressões das componentes individuais estimar a biomassa total (CUNIA; BRIGGS, 1985; PARRESOL, 1999). Goicoa *et al.* (2011) observaram que para alcançar a propriedade de aditividade os melhores procedimentos foram aqueles que consideraram as correlações contemporâneas entre os componentes da biomassa e também com a imposição de restrição, que são os procedimentos *seemingly unrelated regressions* e *nonlinear seemingly unrelated regressions*.

Utilizar a estimação simultânea para modelar a biomassa dos componentes e a biomassa total traz as seguintes vantagens: estimativa da biomassa para os componentes e para a total, coeficientes mais consistentes e com limites de confiança e de predição menores (CUNIA; BRIGGS, 1984; PARRESOL, 1999; CARVALHO; PARRESOL, 2003). Então, haverá correlações contemporâneas entre elas e o grau dessas correlações é que determina o ganho de eficiência da estimação simultânea quando comparado com a independente.

O ganho de eficiência está relacionado às estimativas dos coeficientes de uma equação simples, uma vez que se leva em consideração restrições sobre os coeficientes das outras equações envolvidas, como demonstrado por Zellner (1962). Os efeitos positivos das diminuições dos intervalos de confiança e de predição estão associados às menores variâncias obtidas pela aplicação do método de estimação simultânea, ao considerar a correlação contemporânea entre os componentes. Assim, quanto menores forem os intervalos de confiança para as equações melhores serão os intervalos das predições, gerando, portanto, estimadores mais eficientes. De modo geral, um sistema aditivo de equações e que leva em conta a correlação entre os componentes da biomassa resulta em um sistema com maior eficiência estatística, como demonstrado por Parresol (1999, 2001). Isso resulta em implicações importantes na área florestal, principalmente em termos de inventário de biomassa e na elaboração de planos de manejo.

CONCLUSÃO

A modelagem da biomassa total e para os componentes não deve ser tratada de maneira isolada, como acontece quando se utiliza a estimação independente, o que se demonstrou inadequado teoricamente.

A forma apropriada para modelar a biomassa total e dos componentes da árvore é levar em consideração a interdependência dos componentes de modo a admitir um conjunto de relações alométricas, como acontece quando se utiliza o ajuste simultâneo.

A estimação simultânea para modelar a biomassa total e dos componentes traz vantagens, destacando-se a compatibilidade entre as estimativas da biomassa total e dos componentes, além do que, os coeficientes são mais consistentes.

REFERÊNCIAS

ANTÓNIO, N.; TOMÉ, M.; TOMÉ, J.; SOARES, P.; FONTES L. Effect of tree, stand, and site variables on the allometry of *Eucalyptus globulus* tree biomass. *Canadian Journal of Forest Research*, v. 37, p. 895-906, 2007.

BEHLING, A. **A produção de biomassa e o acúmulo de carbono em povoamentos de acácia negra em função de variáveis bioclimáticas**. 158 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) - Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 20014.

- BI, H.; BIRK, E.; TURNER, J.; LAMBERT, M.; JURSKIS, V. Converting stem volume to biomass with additivity, bias correction, and confidence bands for two Australian tree species. **New Zealand Journal of Forestry Science**, v. 31, p. 298-319, 2001.
- BI, H.; LONG, Y.; TURNER, J.; LEI, Y.; SNOWDON, P.; LI, Y.; HARPER, R.; ZERIHUN, A.; XIMENES, F. Additive prediction of aboveground biomass for *Pinus radiata* (D. Don) plantations. **Forest Ecology and Management**, v. 259, p. 2301-2314, 2010.
- BI, H.; TURNER, J.; LAMBERT, M.J. Additive biomass equations for native eucalypt forest trees of temperate Australia. **Trees**, v. 18, p. 467-479, 2004.
- CHÁIDEZ, J. J. N.; BARRIENTOS, N. G.; LUNA, J. J. G.; DALE, V.; PARRESOL, B. R. Additive biomass equations for pin species of forest plantations of Durango, Mexico. **Madera y Bosques**, v. 10, n. 2, p. 17-28, 2004.
- CHIYENDA, S. S.; KOZAK, A. Additivity of component biomass regression equations when the underlying model is linear. **Canadian Journal of Forest Research**, v. 14, n. 441-446, 1984.
- CUNIA, T.; BRIGGS, R. D. Forcing additivity of biomass tables—some empirical results. **Canadian Journal of Forest Research**, v. 14, p. 376-384, 1984.
- CUNIA, T.; BRIGGS, R. D. Forcing additivity of biomass tables: use of the generalized least squares method. **Canadian Journal of Forest Research**, v. 15, p. 23-28, 1985.
- CUNIA, T. (1979) On tree biomass tables and regression: some statistical comments. In: Frayern, W. E. (ed) Forest resource inventories. **Workshop proceedings**. Colorado State University, Colorado, 1979, v. 2, p. 629-642.
- GALLANT, A. R. **Nonlinear Statistical Models**. New York: John Wiley & Sons, 1987. 693 pp
- GOICOA, T.; MILITINO, A.F.; UGARTE, M.D. Modelling aboveground tree biomass while achieving the additivity property. **Environmental and Ecological Statistics**, v. 18, p. 367-384, 2011.
- JACOBS, M. W.; CUNIA, T. Use of dummy variables to harmonize tree biomass tables. **Canadian Journal of Forest Research**, v. 10, p. 483-490, 1980.
- KOZAK, A. Methods of ensuring additivity of biomass components by regression analysis. **The Forestry Chronicle**, v. 46, n. 5, p. 402-404, 1970.
- LAMBERT, M.C.; UNG, C.H.; RAULIER, F. Canadian national tree aboveground biomass equations. **Canadian Journal of Forest Research**, v. 35, p. 1996-2018, 2005.
- MENÉNDEZ-MIGUÉLEZ, M.; CANGA, E.; BARRIO-ANTA, M.; MAJADA, J.; ÁLVAREZ-ÁLVAREZ, P. A three level system for estimating the biomass of *Castanea sativa* Mill. coppice stands in north-west Sapin. **Forest Ecology and Management**, v. 291, p. 417-426, 2013.
- NÁVAR, J.; MÉNDEZ, E.; DALE, V. Estimating stand biomass in the Tamaulipan thornscrub of northeastern Mexico. **Annals of Forest Science**, v. 59, p. 813-821, 2002.
- NÁVAR, J.; MÉNDEZ, E.; NÁJERA, A.; GRACIANO, J.; DALE, V.; PARRESOL, B. Biomass equations for shrub species of Tamaulipan thornscrub of North-eastern Mexico. **Journal of Arid Environments**, v. 59, p. 657-674, 2004.
- NÁVAR, J. Biomass component equations for Latin American species and groups species. **Annals of Forest Science**, v. 66, n. 2, p. 1-8, 2009.
- PARRESOL, B. R. Assessing tree and stand biomass: a review with examples and critical comparisons. **Forest Science**, v. 45, p. 573-593, 1999.
- PARRESOL, B. R. Additivity of nonlinear biomass equations. **Canadian Journal of Forest Research**, v. 31, p. 865-878, 2001.
- REED, D.; GREEN, E. J. A method of forcing additivity of biomass tables when using nonlinear models. **Canadian Journal of Forest Research**, v. 15, p. 1184-1187, 1985.
- REED, D. D. Estimation procedures for analytically related growth and yield models. **Proceedings of the 1986 Annual Meeting of the Society of American Foresters**, p. 89-92, 1986.
- RUIZ-PEINALDO, R.; MONTERO, G.; DEL RIO, M. Biomass models to estimate carbon stocks for hardwood tree species. **Forest Systems**, v. 21, p. 42-52, 2012.

SRIVASTAVA, V.K.; DEA, GILES. **Seemingly Unrelated Regression Equations Models**. Estimation and Inference. New York: Marcel Decker, 1987. 374 p.

ZELLNER, A. An efficient method of estimating seemingly unrelated regressions and tests for aggregation bias. **Journal of the American Statistical Association**, v. 57, n. 298, p. 348-368, 1962.

OCORRÊNCIA DE TRONCOS OCOS EM FLORESTA ESTACIONAL DECIDUAL ALUVIAL

Rafael Vendruscolo¹, Rafaelo Balbinot², Jonathan William Trautenmüller³, Angélica Martinelli Sabadini⁴, Jaqueline Valerius⁵

¹ Engenheiro Florestal, Mestrando do Programa de Pós-Graduação em Agronomia, agricultura e ambiente. Campus de Frederico Westphalen, Universidade Federal de Santa Maria. Rodovia BR 386 - km 40, Linha Sete de Setembro, s/n, CEP 98.400-000, Frederico Westphalen, RS. e-mail: eng.rafelvendruscolo@gmail.com

² Dr. Prof. Departamento de Engenharia Florestal, Campus de Frederico Westphalen, Universidade Federal de Santa Maria. Rodovia BR 386 - km 40, Linha Sete de Setembro, s/n, CEP 98.400-000, Frederico Westphalen, RS. e-mail: rafaelo.balbinot@gmail.com

³ Engenheiro Florestal, Mestrando do Programa de Pós-Graduação em Agronomia, agricultura e ambiente. Campus de Frederico Westphalen, Universidade Federal de Santa Maria. Rodovia BR 386 - km 40, Linha Sete de Setembro, s/n, CEP 98.400-000, Frederico Westphalen, RS. e-mail: jwtrautenmuller@yahoo.com.br.

⁴ Engenheira Florestal, Campus de Frederico Westphalen, Universidade Federal de Santa Maria. Rodovia BR 386 - km 40, Linha Sete de Setembro, s/n, CEP 98.400-000, Frederico Westphalen, RS. e-mail: ela_ams33@hotmail.com

⁵ Engenharia Florestal, Campus de Frederico Westphalen, Universidade Federal de Santa Maria. Rodovia BR 386 - km 40, Linha Sete de Setembro, s/n, CEP 98.400-000, Frederico Westphalen, RS. e-mail: jacke_vl@hotmail.com.

Resumo

As estimativas da biomassa arbórea são influenciadas diretamente pela ocorrência de ocos nos troncos. Sendo assim, o presente trabalho tem por objetivo identificar a ocorrência de troncos ocos de acordo com o diâmetro em um fragmento de Floresta Estacional Decidual. Foram instaladas quatro unidades amostrais de 12 x 12 m cada, sendo analisados todos os indivíduos com diâmetro a altura do peito (DAP) ≥ 10 cm. Foram encontradas 33 árvores que possuíam DAP entre 10,32 à 79,30 cm. No total 18,2% dos indivíduos apresentaram apodrecimentos na região central do tronco ou ocorrência de ocos. A ocorrência de fustes ocos é um fator a ser considerado tanto em árvores de pequeno quanto de grande diâmetro.

Palavras-chave: Biomassa arbórea, estimativa de biomassa, volume do fuste.

Abstract

Occurrence of hollow logs in Deciduous Forest alluvial. Estimates of tree biomass are directly influenced by the occurrence of hollow trunks. Thus, the present work aims identify the occurrence of hollow logs according to diameter in a fragment Deciduous Forest. Four sample units of 12 x 12 m each were installed, being analyzed all individuals with diameter at breast height (DBH) ≥ 10 cm. 33 trees that possessed DAP between 10.32 to 79.30 cm were found. In total 18.2% of the subjects had rot in the central region of the trunk or the occurrence of hollow. The occurrence of hollow shafts is a factor to be considered in both small trees as large diameter.

Key-words: Tree biomass, biomass estimation, bole volume.

INTRODUÇÃO

O desmatamento e a degradação das florestas nativas contribuem com aproximadamente 20% do total de emissões de gases de efeito estufa (ANGELSEN *et al.*, 2009). Agora no topo da agenda de negociação internacional, estão as discussões sobre projetos de Redução de Emissões do Desmatamento e Degradação Florestal (REDD). A contruibuição da REDD é cada vez mais vista como uma forma significativa, barata e rápida para reduzir as emissões de gases de efeito estufa (ANGELSEN, 2008).

Estas estimativas de biomassa geralmente utilizam variáveis de inventário florestal, tais como diâmetro à altura do peito (DAP), altura total, volume e massa específica básica da madeira (SANQUETTA e BALBINOT, 2004; HIGUCHI *et al.*, 2004; GATTO, 2011). Nestes casos, a estimativa da biomassa é mais rápida e barata, mas sua exatidão é inferior (FEARNSIDE *et al.*, 1993; SEGURA e KANNINEN, 2005). A ocorrência de fustes ocos e irregulares podem afetar diretamente estas estimativas de volume e da biomassa florestal, como foi observado por Nogueira *et al.* (2006) para a região da Amazônia brasileira. Fustes irregulares e ocos não influenciam estimativas de biomassa feitas a partir da pesagem direta das árvores ou em equações alométricas, derivadas deste tipo de dados, mas influenciam as estimativas, comumente feitas, a partir de dados de volume (NOGUEIRA *et al.*, 2006). A presença de troncos ocos e/ou em processo de apodrecimento pode resultar em superestimativa do volume total, sendo esta uma das incertezas nas estimativas de biomassa. O presente estudo objetivou indetificar a ocorrência de troncos ocos de acordo com o diâmetro em um fragmento de Floresta Estacional Decidual.

MATERIAIS E MÉTODOS

O trabalho foi desenvolvido em um fragmento de Floresta Estacional Decidual Aluvial (FEDA) com aproximadamente 50 ha, localizado no município de Iraí - RS e centrada nas seguintes coordenadas: 27°13'35,31" Sul e 53°18'59,06" Oeste, e a 402 m.s.n.m., na confluência do Rio Uruguai com o Rio da Várzea. O clima da região é Subtropical úmido, com regime de chuvas equilibrado e ausência de estação seca e com precipitação média anual entre 1.250 e 2.000 mm (SEMA 2005) e o solo pode ser classificado como neossolo rigolítico eutrófico (STRECK, 2008).

Foram instaladas quatro Unidades Amostrais (UA) de 12 x 12 m (144 m²), nas quais todos os indivíduos com DAP ≥ 10 cm foram abatidos, analisando a ocorrência de parte internas com apodrecimento e ocos ao longo do fuste.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Foram amostradas 33 árvores pertencentes a 16 espécies, onde *Trichilia clausenii* C.DC. (5), *Inga marginata* Willd (4) e *Calypttranthes triconda* D. Legrand (4) foram às espécies com o maior número de indivíduos. Destas 33 árvores, seis apresentaram algum tipo de podridão no interior do fuste (Tabela 1). No total 18,2% dos indivíduos apresentaram apodrecimentos na região central do tronco ou ocorrência de ocos. A classe de diâmetro entre 10 e 20 cm, apresentou a maior porcentagem (9,1%) de árvores com fuste irregular em relação ao número total de árvores.

Tabela 1 - Número de árvores e número de indivíduos com irregularidades por classe de diâmetro.

CD	NI	NIR	% total	% por CD
10 < 20	21	3	9,1	14,3
20 < 30	7	1	3,0	14,3
30 < 40	2	-	-	-
40 < 50	2	1	3,0	50,0
50 < 60	-	-	-	-
60 < 70	-	-	-	-
70 < 80	1	1	3,0	100,0
Total	33	6		

CD = Classe de diâmetro; NI = Número de indivíduos; NIR = Número de indivíduos com irregularidades; % = porcentagem.

No trabalho de Nogueira *et al.* (2006) na Amazônia brasileira, a maior frequência de ocos estava nas árvores de maior diâmetro. Porém, neste estudo, a menor classe de diâmetro apresentou alta ocorrência de irregularidades no fuste, este fato é inverso ao esperado. Segundo Fearnside (2000) a ocorrência de fustes ocos deve ser considerada como um erro de superestimava nos cálculos de biomassa (acima de 9%).

Os resultados deste estudo preliminar não são suficientes para subsidiar estimativas para grandes áreas porém, servem para apontar algumas considerações sobre o tema: 1º) a ocorrência de partes ocas nos fustes também ocorrem em árvores de pequenos diâmetros; 2º) a ocorrência destes ocos nos fustes causam erros nas estimativas de volume e biomassa, dependendo do método utilizado. Conforme apontaram Nogueira *et al.* (2006), os erros nos cálculos de biomassa, através de inventários florestais, irão depender da magnitude das áreas ocas neste inventário, comparados com a importância deste fato medido em árvores abatidas e pesadas para alometria.

Dentre as árvores com DAP maior que 30 cm (5 árvores), duas delas apresentavam ocos em seu tronco. Estes indivíduos devem ser especialmente considerados, pois poucas árvores deste porte podem representar até 50% da biomassa de um ecossistema florestal.

CONCLUSÃO

A partir deste estudo preliminar conclui-se que a ocorrência de fustes ocos é um fator a ser considerado tanto em árvores de pequeno como de grande diâmetro.

AGRADECIMENTO

Os autores agradecem o apoio financeiro da Fundação de Amparo a Pesquisa do Estado do Rio Grande do Sul (FAPERGS), processos 10/0164-5 e 10/1818-5, e ao programa REUNI/UFSM pela bolsa de iniciação científica.

REFERÊNCIAS

AHRENS, S., HOLBERT, D. Uma função de forma de tronco e volume de *Pinus taeda* L. **Boletim de Pesquisa Florestal**, n.3, p.37–68, 1981.

ANGELSEN, A. (ed.). **Moving ahead with REDD: Issues, Options, and Implications**; CIFOR: Bogor, Indonesia, 2008, 172p.

ANGELSEN, A.; BROCKHAUS, M.; KANNINEN, M.; SILLS, E.; SUNDERLIN, W.D.; WERTZ-KANOUNNIKOFF, S. **Realising REDD+: National Strategy and Policy Options**; Center for International Forestry Research (CIFOR): Bogor, Indonêsia, p.390, 2009.

BALBINOT, R.; TRAUTENMÜLLER, J.W.; VENDRUSCOLO, R. Distribuição da biomassa em fragmento de Floresta Estacional Decidual Montana, **Dados não publicados**.

FEARNSIDE, P.M. Global warming and tropical land-use change: green-house gas emissions from biomass burning, decomposition and soils in forest conversion, shifting cultivation and secondary vegetation. **Climatic Change**, v.46, p. 115-158, 2000.

FEARNSIDE, P.M.; LEAL FILHO, N.; FERNANDES, F.M. Rainforest burning and the global carbon budget: biomass, combustion efficiency, and charcoal formation in the Brazilian Amazon. **Journal of Geophysical Research**, Washington, v.98, n.D9, p. 16733-16743, 1993.

GATTO, A.; BARROS, N.F.; NOVAIS, R.F.; SILVA, I.R.; LEITE, H.G.; VILLANI, E.M.A. Estoque de carbono na biomassa de plantações de eucalipto na Região centro-leste do estado de minas gerais, Minas gerais. **Revista Árvore**, Viçosa, v.35, n.4, p.895-905, 2011.

HIGUCHI, N.; CHAMBERS, J.; SANTOS, J. dos; RIBEIRO, R.J.; PINTO, A.C.M.; SILVA, R.P. da; ROCHA, R.M.; TRIBUZY, E.S. Dinâmica e balanço do carbono da vegetação primária da Amazônia Central. **Revista Floresta**, v.34, n.3, p.295-304, 2004.

NOGUEIRA, E.M.; NELSON, B.W.; FEARNSIDE, P.M. Volume and biomass of trees in central Amazonia: influence of irregularly shaped and hollow trunks. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v.227, p. 14-21, 2006.

SANQUETTA, C.R.; BALBINOT, R. Métodos de determinação de biomassa florestal. In: SANQUETTA, C, R, *et al*, (Eds.), **Fixação de carbono: atualidades, projetos e pesquisas**, Curitiba: [s,n.], 2004, p. 47-63.

SEGURA, M.; KANNINEN, M. Allometric Models for Tree Volume and Total Aboveground Biomass in a Tropical Humid Forest in Costa Rica. **Biotropica**, v.37, n.1, p.2–8, 2005.

SEMA. Secretaria Estadual do Meio Ambiente. Plano de manejo do Parque Estadual do Turvo. Porto Alegre, 2005.

SILVEIRA, P.; KOEHLER, H.S.; SANQUETTA, C.R.; ARCE, J.E. O estado da arte na estimativa de biomassa e carbono em formações florestais. **Revista Floresta**, v.38, n.1, p.185-206, 2008.

STRECK, E.V.; KÄMPF, N.; DALMOLIN, R.S.D.; KLAMT, E.; NASCIMENTO, P.C.; SCHNEIDER, P.; GIASSON, E.; PINTO, L.F.S. **Solos do Rio Grande do Sul**, 2ª ed, Porto Alegre, EMATER/RS-ASCAR, 222p, 2008.

PADRÃO DE DISTRIBUIÇÃO DA *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze EM FLORESTA OMBRÓFILA MISTA ANTROPIZADA EM DIFERENTES REGIMES DE USO

Joelmir Augustinho Mazon¹, Lais Martinkoski², Luciano Farinha Watzlawick³

¹Mestrando em Ciências Florestais (UNICENTRO). E-mail: joelmir23@hotmail.com

²Mestranda em Agronomia (UNICENTRO). E-mail: martinkoskilais@hotmail.com

³Prof. Dr. Departamento de Agronomia (UNICENTRO). E-mail: farinha@unicentro.br

Laboratório de Ciências Florestais e Forrageiras. Universidade Estadual do Centro-Oeste - Paraná - Brasil - Rua Simeão Camargo Varela de Sá, 03 - Vila Carli | CEP 85040-080 | Fone: (42) 3629-8100
Guarapuava - PR

Resumo

O presente trabalho foi realizado em área de Floresta Ombrófila Mista Alto Montana, em Turvo-PR, em duas áreas que utilizadas em regimes de uso e conservação diferentes: regime silvipastoril (2 ha) e uma reserva legal (1,8 ha), mantida em regeneração natural por duas décadas. Foram mensurados todos os indivíduos com $DAP \geq 5$ cm, selecionando-se os dados relativos à *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze para cálculo dos índices de distribuição espacial: Payandeh (Pi), Morisita (IM), Fracker e Brischle (IGA) e Mcguinnes (Ki). Na área silvipastoril, foram encontrados 331 indivíduos da espécie, com distribuição espacial agregada em todos os índices, exceto o índice Ki, que apontou tendência à agregação. Na reserva legal levantou-se 221 indivíduos, com distribuição agregada pelos índices Pi e IM e tendendo a agregação pelos índices IGA e Ki. A *Araucaria angustifolia* é uma espécie gregária e padrões agregados ou tendendo à agregação são característicos de florestas em recomposição.

Palavras-chave: Floresta com araucária, índices de dispersão, índices de agregação.

Abstract

Pattern distribution of Araucaria angustifolia (Bertol.) Kuntze in a mixed ombrophylous anthropized forest with different regimes use. This survey was conducted in an area of High Montane Mixed Ombrophylous Forest, in municipality of Turvo - PR, that was managed with different conservation regimes: silvopastoral system (2 ha) and a legal reserve (1.8 ha), maintained natural regeneration for two decades. All individuals with $DBH \geq 5$ cm were measured. The data of *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze were sorted to calculate the following spatial distribution indexes: Payandeh (Pi), Morisita (IM), and Fracker Brischle (IGA) and McGuinnes (Ki). In silvopastoral area, 331 individuals of this species were found, showing aggregate spatial distribution in all indices, except the Ki index which tendency to aggregate. In the legal reserve, were found 221 individuals, with aggregation by Pi and IM indexes, and tendency to aggregation by IGA and Ki index. *Araucaria angustifolia* is a gregarious species and aggregate pattern or tendency to aggregation of spatial distribution are characteristics found in forest in restoration.

Keywords: Araucaria Forest, dispersion indexes, aggregation indexes.

INTRODUÇÃO

A *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze, conhecida como Pinheiro-do-paraná, é uma gimnosperma pertencente à família Araucariaceae que constitui o dossel superior da Floresta Ombrófila Mista (FOM), sendo considerada a espécie mais importante que caracteriza a fitofisionomia desta formação florestal, por apresentar um caráter dominante na vegetação devido à grande porcentagem de indivíduos no estrato superior (NASCIMENTO *et al.*, 2001). A espécie foi de grande relevância no extrativismo florestal para a economia paranaense no século XX, devido à alta qualidade de sua madeira, porém, as áreas de sua ocorrência natural foram substituídas por espécies exóticas ou pastagem para bovinos, levando a espécie a ser considerada vulnerável à extinção (ANJOS *et al.*, 2004).

Para Watzlawick *et al.* (2008) a caracterização dos componentes de uma floresta e dos processos resultantes da interação entre eles são de grande importância para o conhecimento de seu funcionamento, levando à possibilidade de avaliar as suas implicações qualitativas e quantitativas da interferência antrópica em sua recuperação. De acordo com Barros e Machado (1984) o conhecimento dos padrões de distribuição espacial das espécies possibilita fornecer informações sobre sua ecologia e subsidiar informações visando à definição de estratégias de manejo e conservação, além de esclarecer a estrutura espacial de uma espécie.

Segundo Hay *et al.* (2000), dentro de uma comunidade vegetal o padrão espacial dos indivíduos segue três modelos básicos: aleatório ou ao acaso, uniforme ou regular e agregado.

O presente trabalho teve por objetivo analisar o padrão de distribuição espacial da *Araucaria angustifolia* em dois fragmentos de diferentes estados de conservação e uso, por meio do Índice Payandeh (PAYANDEH, 1970), Índice de Morisita (BROWER e ZAR, 1977), Índice de McGuinnes (McGUINNES, 1934) e Índice de Fracker e Brischle (FRACKER e BRISCHLE, 1944).

MATERIAL E MÉTODOS

Os dados são originários de um levantamento realizado em duas áreas amostrais localizadas no sítio Edelweiss, em Turvo-PR, em local de ocorrência de Floresta Ombrófila Mista Alto Montana. Em uma das áreas foram instaladas 45 parcelas de 20 x 20 m e dez parcelas de 10 x 20 m totalizando 2 ha de área, sob sistema silvipastoril, com circulação de gado, extrativismo e adensamento de erva-mate (*Ilex paraguariensis* A.St.-Hill) sob a mata nativa raleada após retirada seletiva de madeira de araucária, imbuia e outras espécies de interesse. Na outra, foram instaladas 42 parcelas de 20 x 20m e seis de 10 x 20 m, totalizando 1,8 ha, sob o mesmo histórico de uso da área anterior, mas isolada durante 20 anos, onde foi promovida sua regeneração natural, sendo esta utilizada para reserva legal da propriedade. Nas duas unidades amostrais a *Araucaria angustifolia* teve grande parte de seus indivíduos retirados por corte seletivo no passado, tendo sido mantidos alguns indivíduos de idade mais avançada no local como porta sementes, auxiliando a regeneração da espécie nos locais. Foram mensurados todos os indivíduos com DAP $\geq$ 5cm. Os dados relativos à *Araucaria angustifolia* em cada área amostral foram selecionados e utilizados para a análise de sua distribuição espacial, com a utilização dos seguintes índices, dispostos na Tabela 1:

Tabela 1 - Relação de índices de distribuição espacial/agregação de espécies utilizado para determinar o padrão espacial ocupado pela *Araucaria angustifolia* nas duas áreas amostrais analisadas, em Turvo - PR.

Índice	Equação	Escala de classificação
Payandeh (Pi)	$P_i = \frac{S_i^2}{M_i}$	$P_i < 1 = A.$ $1 \leq P_i \leq 1,5 = T.A$ $P_i > 1,5 = AG.$
Morisita (IM)	$IM_i = \frac{\sum_{j=1}^{U_T} n_{ij}(n_{ij}-1)}{n_i(n_i-1)} \times U_T$	$IM > AG.$ $IM < 1 = U.$
McGuinnes (IGA)	$IGA_i = \frac{n_i}{U_T \left[\ln \left(1 - \frac{U_i}{U_T} \right) \right]}$	$IGA = 1 = A.$ $1 < IGA \leq 2 = T.A.$ $IGA > 2 = AG.$
Fracker e Brischle (Ki)	$K_i = \frac{ D_i - d_i }{d_i^2}$	$K_i \leq 0,15 = A.$ $0,15 < K_i \leq 1,0 = T.A.$ $K_i > 1,0 = AG.$

Onde: S_i^2 = variância do número de árvores da *i*-ésima espécie; M_i = média do número de árvores da *i*-ésima espécie; n_{ij} = número de indivíduos da *i*-ésima espécie na *j*-ésima parcela; n_i = número total de indivíduos da *i*-ésima espécie; U_T = número total de parcelas; e $j = 1, 2, \dots, U_T$. U_i = número de unidades de amostra em que a *i*-ésima espécie ocorre; D_i = densidade observada da *i*-ésima espécie; d_i = densidade esperada da *i*-ésima espécie. A = padrão de distribuição Aleatório; T.A. = padrão de distribuição com Tendência à Agregação; AG = padrão de distribuição Agregada; U = padrão de distribuição uniforme.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Na área em regime silvipastoril foram levantados 1.161 indivíduos arbóreos, de 23 famílias e 44 espécies, sendo destes, 331 indivíduos (165,5 ind.ha⁻¹) de *Araucaria angustifolia*, cuja frequência relativa foi de 15,09%. Na reserva legal em regeneração foram encontrados 2.541 indivíduos, 33 famílias e 68 espécies, sendo 222 indivíduos (123,3 ind.ha⁻¹) de *Araucaria angustifolia*, com frequência relativa de 4,91%. A Tabela 2 traz os resultados da análise da distribuição espacial da *Araucaria angustifolia* em cada área e conforme os índices utilizados.

Observa-se que na área silvipastoril a *Araucaria angustifolia* apresentou-se no padrão agregado em três dos quatro índices utilizados, apresentando elevado valor de agregação nos índices de Payandeh e Morisita e com tendência à agregação no índice de Fracker e Brischle. Na área de reserva legal em regeneração, a espécie se mostrou em padrão agregado pelos índices de Payandeh e Morisita, também apresentando elevados valores para este índice, enquanto que os índices IGA e Ki apontaram tendência à agregação da espécie.

Tabela 2 - Distribuição espacial para *Araucaria angustifolia* em fragmento de FOM Alto Montana em sistema silvipastoril e em área de reserva legal em regeneração, em Turvo - PR.

Áreas amostrais	Pi/ Class. Pi.	IM/ Class. IM.	IGA/ Class. IGA.	Ki/ Class. Ki.
Área silvipastoril	4,52	4,09	2,29	0,49
	Agregada	Agregada	Agregada	<i>Tend. Agreg.</i>
Área em regeneração	4,17	5,21	1,86	0,34
	Agregada	Agregada	<i>Tend. Agreg.</i>	<i>Tend. Agreg.</i>

Onde: Pi= índice de Payandeh; IM = Índice de Morisita; IGA = Índice de McGuinness e Ki = Índice de Fracker e Brischle.

Para Gama *et al.* (2002) a agregação de espécies pode ser condicionada por fatores intrínsecos dentro da floresta, como temperatura, umidade, disponibilidade de luz, topografia, fertilidade do solo etc., ou até mesmo, fatores condicionantes ou limitantes, como a interferência antrópica no ambiente, como na área silvipastoril, baixa frequência de dispersores e condições edafoclimáticas diferenciadas, entre outros fatores.

A fins de comparação, Silvestre *et al.* (2012) em um remanescente de FOM em Guarapuava - PR observou padrão agregado para *Araucaria angustifolia* pelo índice de Payandeh (5,43) e Morisita (3,21). Kanieski *et al.* (2009), verificou na FLONA de São Francisco de Paula índice de Morisita de 2,02. Para Lingner *et al.* (2007) a distribuição da araucária foi uniforme pelo índice de McGuinness, na Reserva Florestal Embrapa-Epagri, em Caçador-SC, característica de florestas plantadas onde as espécies ocorrem espaçadas de maneira semelhante (BROWER; ZAR, 1984). Kanieski (2010) observou agregação da espécie pelo índice de Fracker e Brischle (2,82) para a espécie na FLONA de São Francisco de Paula.

De acordo com Kanieski *et al.* (2012) padrões de distribuição agregados ou tendendo à agregação são características de espécies em fase de regeneração natural. Para Nascimento *et al.* (2001) o fato da maioria das espécies apresentarem distribuição agregada ou com tendência agregação aponta que a floresta se encontra em fase de renovação, mesmo após sofrer por exploração seletiva.

Ressalta-se que, segundo Marchiori (1996) citado por Kanieski *et al.* (2009), as florestas de gimnospermas em geral são gregárias, compondo povoamentos relativamente homogêneos, mesmo em países tropicais como o Brasil, esta tendência pode ser observada, embora a *Araucaria angustifolia* se encontre associada a uma diversificada flora angiospérmica, esta se distingue pelo elevado número de indivíduos da espécie por unidade de área, justificando o elevado grau de agregação em fragmentos com graus de intervenção tão diferentes.

Arruda e Daniel (2007) destacam que o conhecimento prévio dos padrões de distribuição das espécies são ferramentas importantes quando é visada a sua manutenção, conhecimento sobre a dispersão de seus frutos, efeitos alopáticos causados, restrições edáficas, topográficas, etc. Sendo assim, esta ferramenta auxilia em tomadas de decisões para seu manejo silvicultural ou conservação.

CONCLUSÕES

A *Araucaria angustifolia*, por ser uma espécie conhecidamente gregária, apresentou padrão de distribuição agregada em todos os índices analisados para espécie na área silvipastoril, com exceção do índice de Fracker e Brischle, o qual aferiu distribuição tendendo à agregação. Na área de reserva legal em regeneração, o índice de Payandeh e Morisita apontaram alta agregação da espécie no local, enquanto que os índices de McGuinness e Fracker e Brischle, indicaram padrão tendendo à agregação. Estes padrões são condizentes com florestas alteradas e em processo de regeneração.

REFERÊNCIAS

ARRUDA, L.; DANIEL, O. Florística e diversidade em um fragmento de Floresta Estacional Semidecidual Aluvial em Dourados, MS. **Floresta**, v. 37, n. 2, p.189 – 199, 2007.

- ANJOS, A.; MAZZA, M. C. M.; SANTOS, A. C. M. C.; DELFINI, L. T. Análise do padrão de distribuição espacial da araucária (*Araucaria angustifolia*) em algumas áreas no Estado do Paraná, utilizando a função K de Ripley. **Scientia Forestalis**, v. 66, p.38-45, 2004.
- BARROS, P. L. C.; MACHADO, S. A. **Aplicação do índice de dispersão em espécies de florestas tropicais da Amazônia Brasileira**. Curitiba: FUPEF, 1984. 44p.
- BROWER, J. E.; ZAR, J. H. **Field and laboratory methods for general ecology**. Iowa: W.C. Brown Company Publishers, 1977. 288 p.
- FRACKER, S.; BRISCHLE, H. Measuring the local distribution of shrubs. **Ecology**, v.25, p.283-303, 1944.
- GAMA, J. R. V.; BOTELHO, S. A.; BENTES-GAMA, M. D. M. Composição florística e estrutura da regeneração natural de floresta secundária no estuário amazônico. **Revista Árvore**, v. 26, n. 5, p.559-556, 2002.
- HAY, J.; BIZERRIL, M. X. Comparação do padrão da distribuição espacial em escalas diferentes de espécies nativas do cerrado, em Brasília, DF. **Revista Brasileira de Botânica**, v. 23, n.3, p. 341 – 347, 2000.
- KANIESKI, M. R. **Caracterização Florística, diversidade e correlação ambiental na Floresta Nacional de São Francisco de Paula, RS**. 2010. 98 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) - Universidade Federal de Santa Maria, UFSM, Santa Maria, 2010.
- KANIESKI, M. R.; ARAUJO, A. C. B.; GRACIOLI, C. R.; SOARES, R. C.; CALLEGARO, R. M.; LONGHI, S. J. Padrão de distribuição da *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze na Floresta Nacional de São Francisco de Paula, Rio Grande do Sul. In: CONGRESSO DE MEIO AMBIENTA DA AUGM, 6, 2009, São Carlos. **Anais do ...** São Carlos, 2009. p. 1-11
- KANIESKI, M. R.; LONGHI, S. J.; DA SILVA NARVAES, I.; SOARES, P. R. C.; LONGHI-SANTOS, T.; CALLEGARO, R. M. Diversidade e padrões de distribuição espacial de espécies no estágio de regeneração natural em São Francisco de Paula, RS, Brasil. **Floresta**, v. 42, n. 3, p. 509-518, 2012.
- LINGNER, D. V.; DE OLIVEIRA, Y. M. M.; ROSOT, N. C.; DLUGOSZ, F. L. Caracterização da estrutura e da dinâmica de um remanescente de Floresta Ombrófila no Planalto Catarinense. **Pesquisa Florestal Brasileira**, v. 55, p. 55- 66, 2007.
- MARCHIORI, J. N. C. **Dendrologia das gimnospermas**. Santa Maria: UFSM, 1996. 158 p.
- McGUINNES, W. G. The relationship between frequency index and abundance as applied to plant populations in a semi-arid region. **Ecology**, v.16, p.263-282, 1934.
- NASCIMENTO, A. R. T.; LONGHI, S. J.; BRENA, D. A. Estrutura e padrões de distribuição espacial de espécies arbóreas em uma amostra de Floresta Ombrófila Mista em Nova Prata, RS. **Ciência Florestal**, v. 11, n. 1, p.105-119, 2001.
- PAYANDEH, B. Comparison of method for assessing spatial distribution of trees. **Forest Science**, v. 16, p. 312-317, 1970.
- SILVESTRE, R.; KOEHLER, H. S.; MACHADO, S. D. A.; BALBINOT, R.; WATZLAWICK, L. F. Análise estrutural e distribuição espacial em remanescente de Floresta Ombrófila Mista, Guarapuava (PR). **Revista Ambienta**, v. 8, n. 2, p. 259-274, 2012.
- WATZLAWICK, L. F.; ALBUQUERQUE, J. M. de; SILVESTRE, R.; VALÉRIO, A. F. Projeto Sistema Faxinal: implantação de um sistema de parcelas permanentes. In: SANQUETTA, C. R. **Experiências de Monitoramento no Bioma Mata Atlântica com uso de Parcelas permanentes**. Curitiba: Funpar, 2008.

PROCESSOS DE AMOSTRAGEM PARA INVENTÁRIO FLORESTAL EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA SEMIDECIDUAL MONTANA

Iasmim Louriene Gouveia Silva¹, Aliny Aparecida dos Reis², Marcel Regis Raimundo³, Henrique Ferraço Scolforo⁴, José Márcio de Mello⁵, Antônio Donizetti de Oliveira⁶

¹Engenheira Florestal, Mestranda em Ciências Florestais – UFLA - iasmimlouriene@gmail.com

²Engenheira Florestal, Mestranda em Ciências Florestais – UFLA - alinyreis@hotmail.com;

³Mestrando em Ciências Florestais – UFLA - marcelufla@gmail.com;

⁴Mestrando em Ciências Florestais, henriquescolforo@hotmail.com;

⁵Prof. Associado II da Universidade Federal de Lavras josemarcio@dcf.ufla.br,

⁶Prof. Associado IV da Universidade Federal de Lavras donizete@dcf.ufla.br.

Resumo

Este estudo objetivou avaliar diferentes procedimentos de amostragem para o inventário florestal, para a estimativa de estoque de carbono em um fragmento de Floresta Estacional Semidecidual Montana, conhecido como “Matinha da UFLA”, em Lavras, Minas Gerais. Os procedimentos utilizados foram a amostragem casual simples, a amostragem sistemática e o censo. Os parâmetros do inventário foram calculados por meio da estatística clássica e foi através deles que se realizou as comparações das duas formas de amostragem em relação ao censo, dando ênfase ao erro e a exatidão. A amostragem sistemática apresentou menor erro e foi mais exata. Isso pode ser explicado pelo fato de que nesse procedimento as unidades amostrais são distribuídas a fim de captar toda a variabilidade espacial da população alvo, característica que a torna em muitos casos, bem representativa.

Palavras-chave: Carbono, amostragem casual simples, amostragem sistemática, censo.

Abstract

Sampling proceeding for forest inventory in a semideciduous forest fragment. This study aimed to evaluate different sampling proceedings for forest inventory to estimate the carbon stock in a Semideciduous Forest fragment, known as “Matinha da UFLA”, in Lavras, Minas Gerais. The proceedings used were random simple sampling, systematic sampling and census. The parameters were calculated by the standard statistic and the comparisons were done among the two sampling methods in relation to census, giving emphasis to error and accuracy. The systematic sampling obtained the minor error and the major accuracy. It can be explained by the fact that in this proceeding the sampling units are well distributed in order to capture the whole variability of the target population. This is a specific characteristic that in many cases makes systematic samplings very well representatives.

Keywords: Carbon, simple random sampling, systematic sampling, census.

INTRODUÇÃO

O inventário florestal é ferramenta essencial para o conhecimento de um povoamento. Segundo Mello (2004), ele consiste no uso de fundamentos da teoria da amostragem para a determinação ou estimativa de características quantitativas ou qualitativas da floresta.

O inventário é a base para muitos campos da Engenharia Florestal, como por exemplo, manejo, planejamento, colheita, ecologia, geoprocessamento, etc. Por isso, espera-se que técnicas de amostragem utilizadas, tenham sempre, a maior eficiência possível.

Nas florestas nativas, o conhecimento cada vez mais preciso do estoque e da estrutura da floresta está intimamente ligado à definição de critérios para melhor definir quais espécies devem ser manejadas ou ainda, se a floresta tem potencial de produção/conservação ou de preservação ambiental (SCOLFORO; MELLO, 1997).

Um dos impasses da amostragem é o seu alto custo e a garantia de que suas unidades amostrais sejam representativas para toda área. A fim de aumentar a precisão e reduzir a intensidade amostral, já que isso acresce os custos, objetivou-se avaliar diferentes procedimentos de amostragem com intuito de escolher o que obteve o menor erro aliado a maior exatidão para a estimativa do estoque carbono, em um fragmento de Floresta Estacional Semidecidual Montana.

MATERIAL E MÉTODOS

A área de estudo é um fragmento de Floresta Estacional Semidecidual Montana conhecido como “Matinha da UFLA”. Esta se localiza no Campus da Universidade Federal de Lavras (UFLA), município Lavras-MG, com área equivalente a 5,8 hectares, nas coordenadas 21°13'40" S e 44°57'50" W, a uma altitude de 925m. O clima do município é do tipo Cwb de Koppen (mesotérmico com verões brandos e suaves, e estiagem de inverno). A precipitação e a temperatura média anual são 1.493mm e 19,3°C, respectivamente (VILELA; RAMALHO, 1979). O solo é do tipo latossolo roxo distrófico, com textura muito argilosa (CURI *et al.*, 1990). Os dados utilizados foram obtidos em um inventário realizado no ano de 2010.

O estoque de carbono foi estimado segundo Scolforo *et al.* (2008), a partir do modelo ajustado:

$$C = \exp(-12,303439063 + (2,658423178 * (DAP)) + 0,5711719721 * \ln(H))$$

Em que: C = estimativa do estoque de carbono (Mg/ha), DAP = diâmetro a 1,3m do solo e Ht = altura total da árvore em metros.

Após a estimativa de carbono para cada parcela, foram processados os inventários através da estatística clássica. Foram utilizados três procedimentos de amostragem: casual simples, sistemático e enumeração completa (censo ou amostragem 100%). Os parâmetros gerados na amostragem casual simples e na amostragem sistemática foram comparados com o censo, dando ênfase ao erro de amostragem e a exatidão. A população estatística da área é de 126 unidades amostrais de 400 m². Para os outros dois procedimentos, a intensidade amostral foi de 30 parcelas.

Para amostragem casual simples, as parcelas foram sorteadas na *software* R e, obtendo-se os números de cada uma, foi gerado o mapa do posicionamento delas na área no programa ArcGis v. 10.1. Neste mesmo *software* foram construídos os mapas da amostragem sistemática e do censo. É possível verificar a distribuição das unidades amostrais inseridas no fragmento, de acordo com a Figura 1.

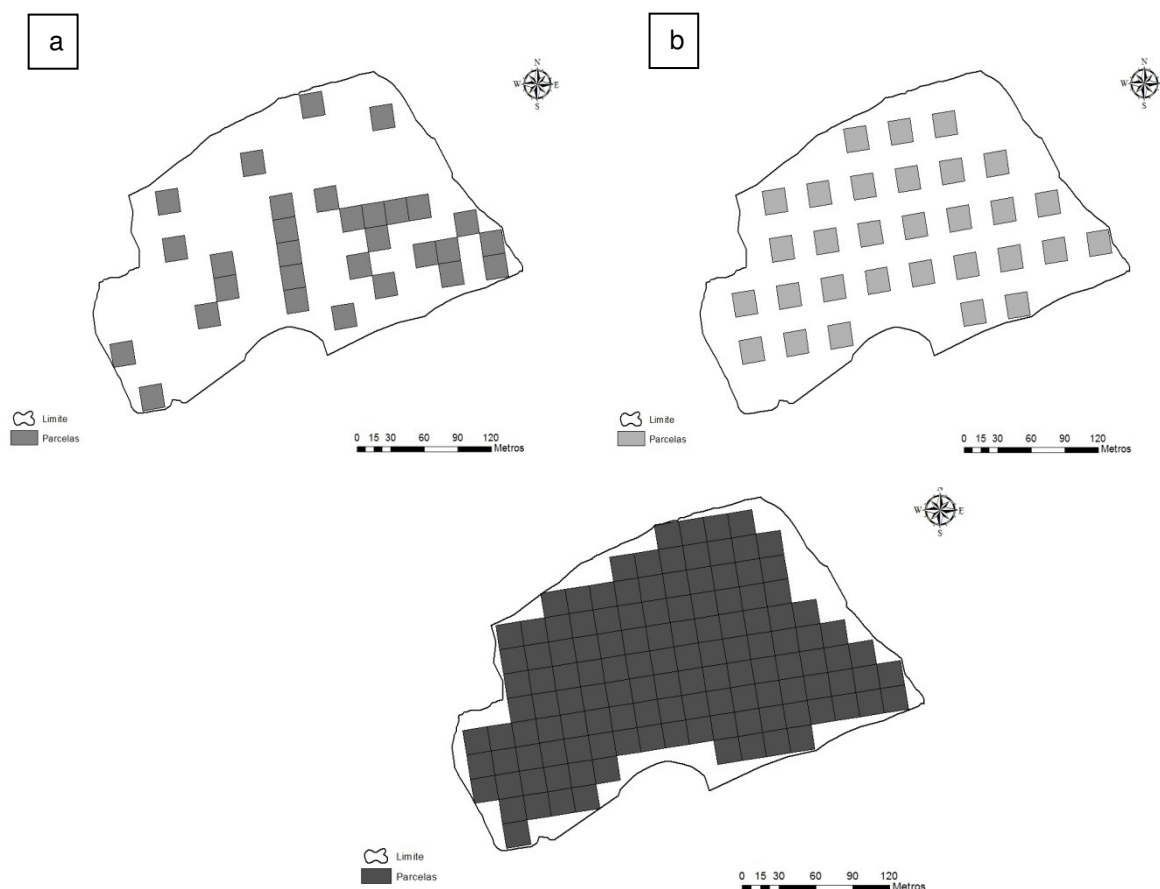


Figura 1 - Distribuição das parcelas na Matinha da UFLA por diferentes procedimentos de amostragem. (a) Amostragem casual simples, (b) amostragem sistemática e (c) enumeração completa.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os resultados do processamento de inventário estão apresentados na Tabela 1.

Tabela 1 - Processamento de Inventário pela Amostragem Casual Simples (ACS), Amostragem Sistemática (AS) e Censo.

	ACS	AS	Censo
Carbono Médio (Mg/ha)	56,75	57	57,25
Desvio Padrão (Mg/ha)	30	22,25	24,5
CV (%)	52,62	39,31	42,95
Erro (%)	17,18	12,72	-
Exatidão (%)	0,88	0,44	-
Intervalo de Confiança (Mg/ha)	47,08 - 66,57	49,60-64,18	-

O valor paramétrico de estoque de carbono no fragmento foi de 57,25 Mg/ha. A amostragem mais exata foi a AS, tendo em vista que seu valor de exatidão é mais próximo de 0 do que o valor da ACS. Nesta, o erro (17,18%) é maior do que na AS (12,72%).

A amplitude do intervalo de confiança está vinculada à precisão do inventário. Quanto maior a amplitude, maior é o erro de amostragem, portanto menos preciso é o inventário. De acordo com a Tabela 1, é possível inferir que a AS é mais precisa do que a ACS, visto que a amplitude do intervalo de confiança na AS foi de 14,58 Mg/ha e na ACS 19,49 Mg/ha. No entanto, ambos os intervalos contêm o valor paramétrico do estoque de carbono.

A ACS subestimou o valor real de uma forma mais acentuada do que a AS. Isso pode ser explicado ao visualizar a Figura 1. Ao sudeste da área, formou-se um aglomerado de parcelas e isto é um evento esperado na ACS. Baseando-se no seu princípio, as parcelas possuem igual probabilidade de sorteio e são aleatoriamente sorteadas na área. Esse sorteio pode, em muitas vezes, não abranger toda a área, o que eventualmente pode sub ou superestimar os parâmetros ou características observadas. Ao sudeste da Matinha existe uma menor densidade de indivíduos arbóreos em relação a outras partes do fragmento, o que propicia a subestimativa do estoque de carbono da população alvo. Já a AS é um procedimento que posiciona as unidades amostrais de modo que elas captem mais a variabilidade da área, por isso, faz sentido que ela tenha sido mais exata e mais precisa.

CONCLUSÃO

Com base nos resultados obtidos com o processamento do Inventário Florestal, pode-se concluir que o processo de amostragem sistemática apresentou uma maior proximidade do valor paramétrico obtido pelo censo.

O valor paramétrico obtido pelo censo esteve contido no intervalo de confiança para os processos de amostragem casual simples e sistemático, porém o processo sistemático apresentou um intervalo de confiança mais restrito.

REFERÊNCIAS

CURI, N.; LIMA, J. M.; ANDRADE, H.; GUALBERTO, V. **Geomorfologia, física, química e mineralogia dos principais solos da região de Lavras (MG)**. Ciência e Prática, Lavras, v. 14, p. 297-307, set./dez. 1990.

MELLO, J.M. **Geoestatística aplicada ao Inventário Florestal**. Tese de Doutorado, ESALQ/USP, Setembro de 2004.

SCOLFORO, J. R. S.; MELLO, J. M. **Inventário florestal**. Lavras: UFLA/FAEPE, 1997, 341p.

SCOLFORO, J. R.; OLIVEIRA, A. D. de; ACERBI JÚNIOR, F. W. **Inventário florestal de Minas Gerais: equações de volume, peso de matéria seca e carbono para diferentes fisionomias da flora nativa.** Lavras, MG: Editora UFLA, 2008. 216 p.

VILELA, E.A.; RAMALHO, M.A.P. **Análise das temperaturas e precipitações pluviométricas de Lavras, Minas Gerais. Ciência e Prática.** Lavras, v.3, n.1, p.71-79, 1979.

SEÇÃO III

CRESCIMENTO E PRODUÇÃO FLORESTAL

AJUSTE DA FUNÇÃO WEIBULL 3P PARA DISTRIBUIÇÃO DIAMÉTRICA DE *Eschweilera ovata* (Cambess.) Miers NO NORDESTE DO BRASIL

¹Anderson Pedro Bernardina Batista, ²Maria Jesus Nogueira Rodal, ³José Márcio de Mello, ⁴Henrique Ferraço Scolforo, ⁴Aliny Aparecida Reis e ⁴Marcel Régis Raimundo

¹Engenheiro Florestal, Doutorando do Programa de Pós-graduação em Engenharia Florestal da Universidade Federal de Lavras, C.P. 3037, CEP 37200-000, Lavras, MG, Brasil, anderson_pedro22@yahoo.com.br;

²Bióloga, Doutora, Prof^a da Universidade Federal Rural de Pernambuco, CEP 52171-000, Recife, PE, Brasil; mrodal@terra.com;

³Engenheiro Florestal, Doutor em Recursos Florestais, Prof. Associado II da Universidade Federal de Lavras, C.P. 3037, CEP 37200-000, Lavras, MG, Brasil, josemarcio@dcf.ufla.br;

⁴Engenheiros Florestais, Mestrandos do Programa de Pós-graduação em Engenharia Florestal da Universidade Federal de Lavras, C.P. 3037, CEP 37200-000, Lavras, MG, Brasil; heriquescolforo@hotmail.com

Resumo

O objetivo deste trabalho foi ajustar a função Weibull 3P para prever a distribuição diamétrica da população de *Eschweilera ovata*, em um fragmento de Floresta Atlântica no nordeste do Brasil. Este estudo foi realizado em um fragmento florestal com extensão de 87 ha no município de Goiana, Pernambuco, com vegetação predominante de Floresta Ombrófila Densa das Terras Baixas, em meio ao monocultivo de cana-de-açúcar. Foram instaladas 30 parcelas permanentes de 10 x 10 m (100 m²) em que todos os indivíduos da espécie em questão com diâmetro a altura do peito DAP $\geq 4,77$ cm foram mensurados. Para a modelagem da estrutura diamétrica foi ajustado a Função Weibull 3P. A frequência dos indivíduos por classes de diâmetro estimadas pela função apresentou valores próximos à frequência observada. Portanto, a função exibiu bons resultados e é indicada para descrever a distribuição diamétrica da espécie analisada.

Palavras-chave: Função de densidade de probabilidade; Estrutura diamétrica; Frequência.

Abstract

Adjustment of Weibull 3P function on diametric distribution of Eschweilera ovata (Cambess.) Miers in northeastern Brazil. The objective of this study was adjust Weibull 3P function to predict the diameter distribution density by diameter class of *Eschweilera ovata*, in a fragment of Atlantic Forest in northeastern Brazil. This study was realized in a forest fragment with an extension of 87 ha in the municipality of Goiana, Pernambuco, with predominant vegetation in a Tropical Rainforest Lowlands, amid the monoculture of sugar cane. Were installed 30 permanent plots of 10 x 10 m (100 m²) and all individuals of the species in question with a diameter at breast height DBH ≥ 4.77 cm were measured. For modeling diameter structure was adjusted Weibull 3P function. The frequency of individuals by diameter classes estimated by the function presented near the observed frequency values. Therefore, the function exhibited good results and is indicated to describe the diameter distribution of the analyzed.

Keywords: Probability density function; Diametric structure; Frequency.

INTRODUÇÃO

A espécie *Eschweilera ovata* (Cambess.) Miers, conhecida popularmente por imbiriba ou biriba, pertencente à família Lecythidaceae, com distribuição disjunta entre o leste da Amazônia e o leste do Brasil. Característica e exclusiva das matas pluviais Atlântica e Amazônica, apresenta frequência ocasional e dispersão quase que contínua ao longo da sua área de distribuição entre os estados de Pernambuco e Espírito Santo. Espécie perenifolia, heliófila, seletiva xerófita, ocorre preferencialmente em terrenos bem drenados, tanto na floresta primária como em formações abertas e capoeiras (MORI, 1990; LORENZI, 1998). A madeira é pesada e dura ao corte, compacta, uniforme, de altas propriedades mecânicas, média resistência ao ataque de fungos e moderadamente durável, podendo ser usada para construções externas, como postes e mourões, dormentes, estacas marítimas e trapiches, entre outros serviços de marcenaria. Além disso, a espécie também é recomendada para composição de reflorestamentos mistos, destinados à recuperação da vegetação de áreas degradadas (LORENZI, 1998).

Dado a importância da espécie, torna-se indispensável o conhecimento da sua distribuição diamétrica com intuito de fornecer informações detalhadas para o planejamento de ações de manejo e conservação. Nesse sentido, a análise da distribuição dos indivíduos entre classes de tamanho é uma ferramenta útil para compreensão das flutuações e avaliação da estabilidade das populações ou comunidades (DURIGAN, 2012). Para Magnago *et al.* (2012) um teste simples e eficiente para verificar a capacidade de autossustentação e resiliência das florestas atlânticas é a distribuição dos indivíduos em classes diamétricas. Essa distribuição busca permitir a avaliação prévia de condições dinâmicas da floresta, possibilitando previsões futuras quanto ao desenvolvimento da comunidade vegetal. Segundo Scolforo (1998) em florestas nativas a distribuição diamétrica é primordial, pois mostra a amplitude dos diâmetros, onde acontece maior concentração do número de árvores, servindo para distinguir diferentes tipos florestais,

grau de ocupação dos indivíduos e elaboração de tabelas de produção que consideram a dinâmica da população florestal.

Desta forma, foram desenvolvidos modelos de distribuição diamétrica (MDD) que estimam o número de árvores por classe de diâmetro (CAMPOS; LEITE, 2009). Na ciência florestal, a função de distribuição Weibull tem sido amplamente utilizada para descrever a distribuição de diâmetros, tanto em povoamentos equiâneos como inequiâneos (SCOLFORO, 2006).

Desta forma, o objetivo deste trabalho foi ajustar a função Weibull 3P para prever a distribuição diamétrica da população de *Eschweilera ovata*, em um fragmento de Floresta Atlântica no nordeste do Brasil.

MATERIAL E MÉTODOS

Dados

O trabalho foi realizado em um fragmento florestal localizado nas coordenadas 7°41'24,87"S e 34°58'13,76"W no município de Goiana, Pernambuco, Brasil, com extensão de 87 ha. Trata-se de um fragmento de Floresta Ombrófila Densa das Terras Baixas (IBGE, 2012), em meio ao monocultivo de cana-de-açúcar, forma predominante do uso da terra (CPRH, 2003).

O clima local é do tipo As' (Köppen), com temperatura média anual de 24,9 °C e a precipitação anual de 1.687 mm, com estação seca no verão e chuvosa de março a agosto (dados da Estação Meteorológica da Usina São José). A área encontra-se sobre Formação Barreiras, constituída por tabuleiros, que são relevos de topo plano, entrecortados por vales estreitos e profundos, cujas vertentes apresentam declividade alta (maiores que 30%) com solos arenosos (CPRH, 2003).

Neste fragmento foram instaladas 30 parcelas permanentes de área fixa de 10 x 10 m (100 m²) utilizadas em estudos anteriores. Para este trabalho foram considerados todos os indivíduos da espécie em questão com diâmetro a altura do peito a 1,30 m do solo (DAP) $\geq 4,77$ cm.

Para o ajuste foram utilizados os diâmetros de todos os indivíduos da espécie em questão e os dados foram agrupados em cinco (5) classes com amplitude diamétrica de 5 cm. O número e a amplitude de classes foram determinados pelo critério empírico, haja vista que o número de dados é relativamente pequeno.

Modelo de distribuição diamétrica

Para a modelagem da estrutura diamétrica foi ajustado o modelo de função densidade de probabilidade (fdp) Weibull 3P:

$$f(X) = \left(\frac{c}{b}\right) \left(\frac{x-a}{b}\right)^{c-1} \exp\left[-\left(\frac{x-a}{b}\right)^c\right]$$

Em que: a: parâmetro de localização; b: parâmetro de escala; c: parâmetro de forma; x: variável de interesse (diâmetro); exp: é a base do logaritmo natural = 2,71823.

Para a estimativa dos parâmetros foi utilizado recursos de programação não-linear, por meio do suplemento *Solver** do *Microsoft Excel 2010* para solução de um problema matemático que gera como resultados os valores de a, b e c. O modelo foi programado minimizar a soma dos quadrados do resíduo (SQR).

Para verificar o ajuste obtido pela função nos diferentes intervalos de classe foi utilizado o teste de Kolmogorov-Smirnov (K-S). Em que foram testadas as hipóteses: a) H0: os diâmetros observados seguem as distribuições propostas pela fdp ajustada; b) H1: os diâmetros não seguem. O nível de significância utilizado foi de $\alpha = 0,05$.

$$D = \max_x |Fo_x - Fe_x|$$

Em que: Fo_x é a frequência observada acumulada; Fe_x é a frequência esperada acumulada; D é o ponto de máxima divergência entre as frequências.

Além do teste, também foi plotado histograma das frequências observadas e estimadas para verificar a dispersão residual e coeficiente de correlação.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Foram encontrados 69 indivíduos na amostra, totalizando 230 indivíduos por hectare. Sendo que o maior diâmetro encontrado foi de 44,89 cm e o menor de 4,93 cm. A alta densidade de indivíduos de *Eschweilera ovata* para o fragmento estudado, também foi observada por outros autores em fragmentos de

floresta Atlântica em Pernambuco (COSTA JUNIOR *et al.*, 2007; BRANDÃO *et al.*, 2009; SILVA *et al.*, 2012).

As avaliações da concentração de indivíduos da espécie em questão por classe de diâmetro e ajuste do modelo (frequência estimada) estão presentes na Figura 1. Foi utilizado como base a frequência do número de indivíduos distribuídos em classes diamétricas. A maior concentração ocorre nas três primeiras classes (79,71%) compreendidas entre os diâmetros de 4,77 a 14,7,7 cm.

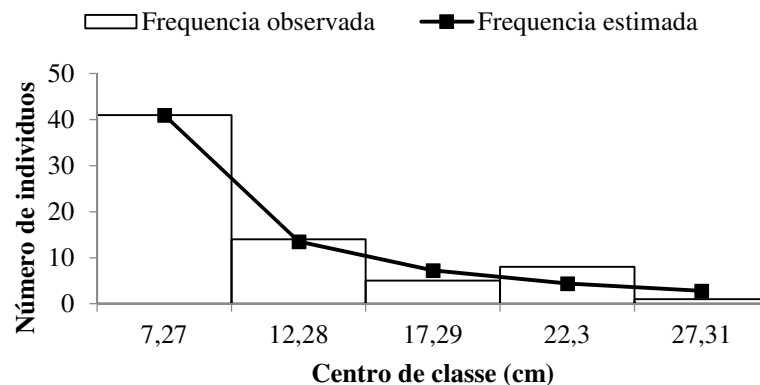


Figura 1 - Distribuição diamétrica observada e curva da distribuição diamétrica estimada pelo modelo de Weibull 3P para a população de *Eschweilera ovata* no nordeste do Brasil.

A frequência dos indivíduos por classes de diâmetro estimadas pela função Weibull 3P apresentou valores próximos à frequência observada. Conforme Scolforo (2006) essa função está amplamente difundida na mensuração florestal, apresenta características que se ajustam ao povoamento de floresta nativa, cuja distribuição é decrescente.

São apresentados os valores das frequências observadas e estimadas, bem como a correlação quadrática do ajuste (Figura 2).

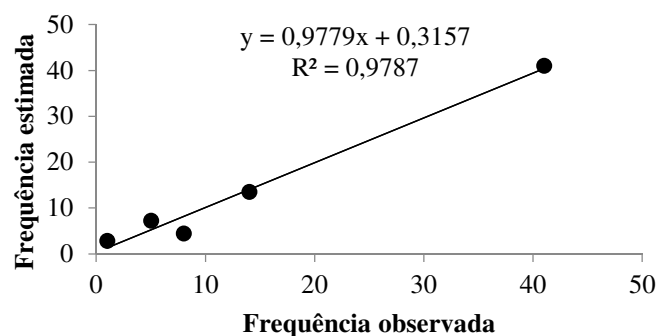


Figura 2 - Dispersão da diferença entre as frequências: observadas e estimadas para *Eschweilera ovata* no fragmento estudado.

O coeficiente de determinação revela que a frequência estimada apresenta correlação positiva com a frequência observada, explicando 97% de correlação entre as frequências.

Os coeficientes e estatísticas dos ajustes que foram utilizados para a obtenção da frequência esperada dos indivíduos da população da espécie por classes diamétricas são apresentados na Tabela 1.

Tabela 1 - Coeficientes e estatísticas da função de densidade probabilística Weibull 3P para a população de *Eschweilera ovata* em um fragmento de Floresta Atlântica no nordeste do Brasil. Em que D-calculado e D-tabelado (0,05) do Teste K-S e SQR (soma dos quadrados do resíduo).

Fdp	Coeficientes	D calculado	D tabelado (0,05)	SQR
Weibull 3P	a = 5,5351	0,0260	0,1637	21,6100
	b = 6,9330			
	c = 0,3907			

O valor do D-calculado do teste de Kolmogorov-Smirnov foi menor que o D-tabelado, a partir da tabela de K-S, indicando a aceitação da hipótese de nulidade, concluindo-se que as frequências esperadas e observadas são similares do ponto de vista estatístico. Sendo assim, o modelo de Weibull 3P apresentou

ajuste aceitável, sugerindo ser um bom estimador do número de indivíduos por classe de diâmetro para a população de *Eschweilera ovata* no fragmento estudado.

CONCLUSÃO

A função Weibull 3P apresentou bons resultados e é indicada para descrever a distribuição diamétrica da população de *Eschweilera ovata* no fragmento florestal analisado.

REFERÊNCIAS

BRANDÃO, C. F. L. S.; MARANGON, L. C.; FERREIRA, R. L. C.; LINS E SILVA, A. C. B. Estrutura fitossociológica e classificação sucessional do componente arbóreo em um fragmento de floresta atlântica em Igarassu, Pernambuco. **Revista Brasileira de Ciências Agrárias**, Recife, v.4, n.1, p.55-61, jan.-mar., 2009.

COSTA JUNIOR, R. F.; FERREIRA, R. L. C.; RODAL, M. J. N.; FELICIANO, A. L. P.; MARANGON, L. C.; SILVA, W. C. Florística Arbórea de um fragmento de floresta Atlântica em Catende, Pernambuco, Nordeste do Brasil. **Revista Brasileira de Ciências Agrárias**, Recife, v.2, n.4, p.297-302, 2007.

CAMPOS, J. C. C.; LEITE, H. G. **Mensuração florestal**: Perguntas e respostas. 3ªed. Viçosa, MG: Editora UFV. 2009. 548 p.

CPRH. Companhia Pernambucana do Meio Ambiente. **Diagnóstico socioambiental do litoral norte de Pernambuco**. Recife: CPRH, 2003. 214 p.

DURIGAN, G. Estrutura e diversidade de comunidades florestais. In: MARTINS, S. V. (Ed.) **Ecologia de florestas tropicais do Brasil**. Viçosa: Editora UFV, 2012. 371 p.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Manual técnico da vegetação brasileira**: sistema fitogeográfico, inventário das formações florestais e campestres, técnicas e manejo de coleções botânicas, procedimentos para mapeamentos. 2ª edição revisada e ampliada. IBGE instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, Rio de Janeiro, 2012, 275 p.

LORENZI, H. **Árvores brasileiras**: manual de identificação e cultivo de plantas arbóreas nativas do Brasil. Nova Odessa: Plantarum, 1998.

MAGNAGO, L. F. S.; MARTINS, S. V.; VENZKE, T. S.; IVANAUSKAS, N. M. Os processos e estágios sucessionais da mata atlântica como referencia para a restauração florestal. In: MARTINS, S. V. (Ed.) **Restauração ecológica de ecossistemas degradados**. Viçosa: Editora UFV, 2012. 293 p.

MORI, S. A. Diversificação e conservação das Lecythidaceae Neotropicais. **Acta Botânica Brasilica**, Feira de Santana, v. 4, p. 45-68, 1990.

SILVA, R. K. S.; FELICIANO, A. L. P.; MARANGON, L. C.; LIMA, R. B. A.; SANTOS, W. B. Estrutura e síndromes de dispersão de espécies arbóreas de um trecho de mata ciliar, Sirinhaém, Pernambuco, Brasil. **Pesquisa Florestal Brasileira**, Colombo, v. 32, n. 69, p. 1-11, 2012.

SCOLFORO, J. R. S. **Manejo Florestal**. Lavras: UFLA/ FAEPE, 1998. 438 p.

SCOLFORO, J.R.S. **Biometria Florestal**: modelos de crescimento e produção florestal. Lavras: UFLA/FAEPE, 2006.

AJUSTE DE FUNÇÕES DE DENSIDADE PROBABILIDADE PARA POVOAMENTO DE *Spondias venulosa* (Engl.) Engl. (CAJA) SUBMETIDO A DESBASTES

Diego Armando Silva da Silva¹ Adriano Ribeiro de Mendonça² Bráulio Pizziôlo Furtado Campos¹
Jeangelis Silva Santos¹ Evandro Ferreira da Silva¹ Giovanni Correia Vieira¹ Robson Borges de Lima³
Daniel Henrique Breda Binoti³

¹ Eng. Florestais, Mestrando em Ciências Florestais, UFES – Universidade Federal do Espírito Santo Av. Governador Lindemberg, 316, 29550-000 - Jerônimo Monteiro - ES, Brasil, d-armando-silva@hotmail.com; brauliofpc@hotmail.com; jeangelis@gmail.com; evandroflorestal@gmail.com; cvgiovanni@gmail.com;

² Eng. Florestal, Dr. Em Ciências Florestais, DCF-CCA-UFES – Universidade Federal do Espírito Santo Av. Governador Lindemberg, 316, 29550-000 - Jerônimo Monteiro - ES, Brasil, adriano.mendonca@ufes.br.

³ Eng. Florestal, Doutorando do Programa de Pós-graduação em Ciência Florestal. UFRPE - Universidade Federal Rural de Pernambuco - 52171-900, Recife, PE. E-mail: rbl_florestal@yahoo.com.br.

³ Eng. Florestal. Dr. em Ciências Florestais, UFV – Universidade Federal de Viçosa, Campus UFV, CEP36570 - 000, Viçosa- MG, Brasil.

Resumo

O objetivo do presente trabalho é testar funções de densidade probabilidade para o povoamento de *Spondias venulosa* (Engl.). Foram utilizados dados de um monitoramento anual até os 22 anos de idade, submetida a desbastes. As mudas foram plantadas em uma parcela de 784m², O plantio foi estabelecido em um arranjo espacial de 2 x 2 m, e submetidos a desbastes seletivo. Foram lançadas parcelas retangulares de 784 m² mensuradas anualmente. Foram ajustadas 14 funções densidade de probabilidade, sendo os parâmetros das funções foram estimados pelo método da máxima verossimilhança. Após os ajustes, foi feito o teste de aderência de Kolmogorov-Smirnov. Posteriormente foi elaborado um *ranking* para avaliar o desempenho dos ajustes e, em seguida, foi avaliada a soma do quadrado médio do erro, média e desvio padrão. O modelo generalized extreme value apresentou o melhor desempenho pelas estatísticas analisadas. Palavras-chave: Floresta plantada. Plantio comercial. Reflorestamento.

Abstract

Adjustment of probability density functions for Spondias venulosa (Engl.) Engl. (Caja) stand subjected to thinning. The objective of this study is to test probability densities functions of *Spondias venulosa* (Engl.) stand. Were used data from an annual monitoring until age 22, subjected to thinning. The seedlings were planted on a plot of 784m², with spacing of 2 x 2 m, totaling 196 individuals, in which were measured the diameter at 1,30m and total height. Were adjusted 14 models of diameter distribution, and function parameters were estimated by maximum likelihood method. After the adjustment, was made the adhesion test of Kolmogorov-Smirnov. Subsequently a ranking was designed to evaluate the performance of the adjust and then the sum of the mean square error, mean and standard deviation was evaluated. The generalized extreme value model showed the best performance by statistical analysis. Keywords: Planted forest. Commercial planting. Reforestation.

INTRODUÇÃO

Uma característica relevante do plantio de espécies florestais é o período de retorno dos investimentos, que em geral é longo, que exercem papéis essenciais no desenvolvimento socioeconômico e ambiental do país, pois é a principal fonte de matéria prima e importante fator de competitividade, possibilitando a geração de empregos e adoção de avançados padrões de manejo, obedecendo estritamente à legislação florestal vigente. Além disso, esses plantios florestais contribuem substancialmente para o suprimento da madeira e recuperação de áreas degradadas reduzindo as pressões sobre as florestas ineqüilibradas.

Segundo Bettinger *et al.* (2009), os modelos de distribuição diamétrica estimam o número de árvores por hectare por classe de diâmetro nas idades presente e futura. Esses modelos têm como base as funções probabilísticas, permitindo descrever as alterações ocorridas na estrutura do povoamento, ou seja, expressam a frequência relativa esperada em cada classe de diâmetro.

Nesse sentido, o objetivo do presente trabalho é testar funções de densidade probabilidade para o povoamento de *Spondias venulosa* (Engl.) Engl. (Caja), submetida ao desbaste e estabelecidas em plantios homogêneos na Reserva Natural Vale (RNV), em Linhares-ES.

MATERIAL E MÉTODOS

O presente estudo foi desenvolvido na Reserva Natural Vale (RNV), em Linhares-ES, entre os paralelos 19° 06' a 19° 18' de latitude sul e os meridianos 39° 45' a 40° 19' de longitude oeste (ROLIM *et al.* 2006). Possui aproximadamente 22000ha de extensão e representa 25% da área de Mata Atlântica Primária remanescente do Espírito Santo. Os solos da RNV foram classificados em quatro classes: Argissolo amarelo, Espodosolo, Gleissolo e Neossolo Quartzarênico. O Argissolo amarelo é o tipo de solo predominante na região da Reserva, assim como em todo solo capixaba, formado por sedimentos do Grupo Barreiras, característico dessa região. O clima da região é do tipo Awi de koppen, tropical quente e úmido, com estação chuvosa no verão e seca no inverno. Os dados do posto agrometeorológico da reserva indicam uma precipitação pluviométrica média anual de 1200 mm e temperatura média de 23,3°C (ROLIM *et al.* 2006).

Para a realização deste trabalho foram utilizados dados de um monitoramento anual de um plantio homogêneo *Spondias venulosa* (Engl.). Engl. (Caja) com 22 anos de idade, submetida a desbastes (Tabela 1). Todas as mudas foram plantadas em povoamentos puros a pleno sol, em uma parcela de observação de 784m². As parcelas foram implantadas em 28 linhas de 7 indivíduos cada sendo obtido o diâmetro 1,30 m do solo (DAP) e altura total (h) das árvores. O monitoramento foi realizado de 1988 à 2010.

Tabela 1 - Árvores de *Spondias venulosa* (Engl.) desbastadas, em plantios homogêneos na Reserva Natural Vale (RNV), em Linhares-ES.

Anos do desbaste	Indivíduos desbastados (%)
6	20,74
11	50,00
14	28,00

Os dados para ajustar os modelos de distribuição diamétrica foram fornecidos pela empresa Vale do rio doce, sendo provenientes do inventário de monitoramento da espécie (Figura 1). Foram ajustadas as seguintes funções de densidade probabilidade: Beta, Burr, Burr (4P), Fatigue Life (3P), Gamma (3P), Generalized extreme value, Generalized Gamma (4P) Inverse Gaussian (3P), Log-Logistic (3P), Lognormal (3P), Log-Pearson 3, Pearson 5 (3P), Pearson 6 (4P), Weibull (3P). Os parâmetros das funções de densidade de probabilidade analisadas foram estimados pelo método da máxima verossimilhança, com auxílio do software FitFD.

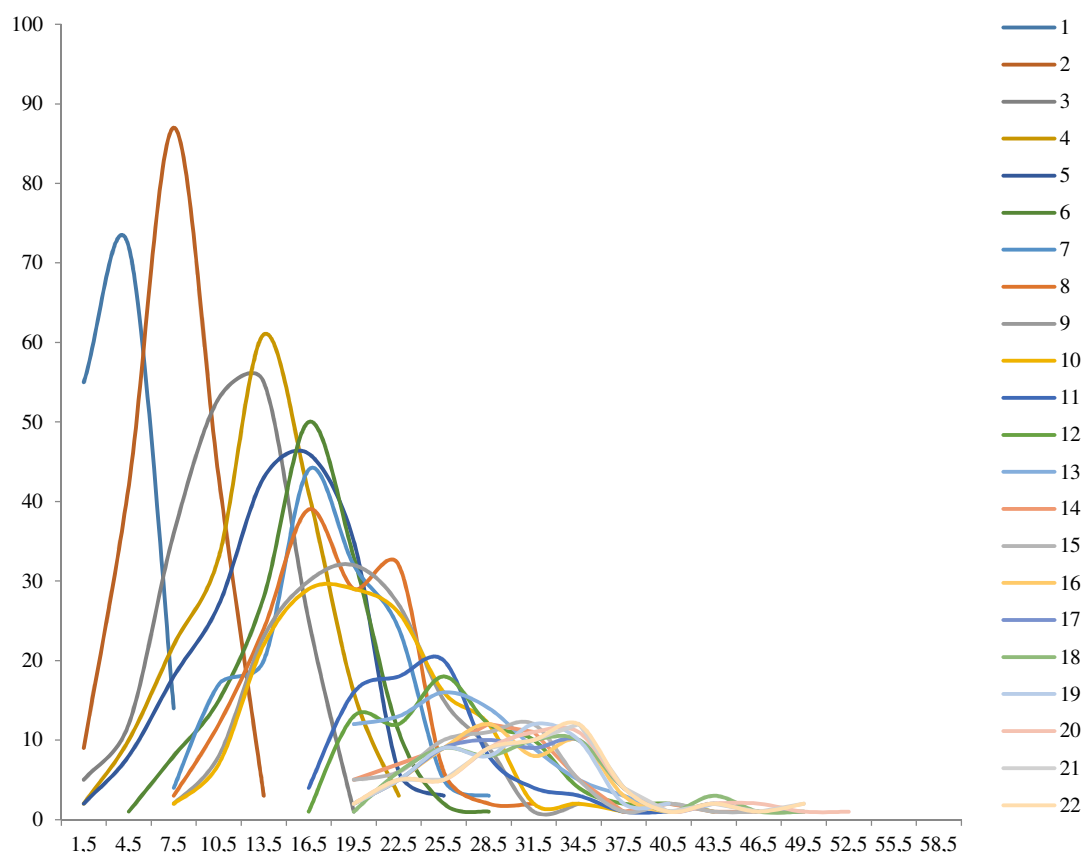


Figura 1 - Distribuição diamétrica da espécie *Spondias venulosa* (Engl.) em diferentes classes de diâmetro nos 22 anos de monitoramento na Reserva Natural Vale (RNV), em Linhares-ES

Após os ajustes, foi feito o teste de aderência de Kolmogorov-Smirnov, posteriormente um *ranking* de acordo com o desempenho por esse teste, bem como avaliada a soma do quadrado médio do erro, média e desvio padrão, sendo o teste de Kolmogorov-Smirnov comparou a frequência acumulada observada e a estimada pela f.d.p em seu ponto de maior diferença, o valor da maior diferença entre a frequência observada e a estimada (Dcal) foi comparado com um valor tabelado (D') para 1% de nível de significância.

RESULTADOS E DISCUSÃO

Os modelos que apresentaram melhores desempenhos ao longo dos 22 anos de monitoramento foram: Generalized Extreme Value, Weibull (3P), Beta, Lognormal (3P) e Fatigue Life (3P), pois foram os que apresentaram melhor desempenho no *ranking* pelo teste de Kolmogorov-Smirnov (Tabela 2), tendo as menores soma do RSME, com menores médias e menores desvios padrões.

Tabela 2 - Rank proposto teste de aderência de Kolmogorov-Smirnov para os modelos de distribuição diamétrica de *Spondias venulosa* (Engl.), em plantios homogêneos na Reserva Natural Vale (RNV), em Linhares-ES

		Modelos de Distribuição Diamétrica													
1 à 22 anos		a	b	c	D	e	f	g	h	i	j	l	m	n	o
Total	Kolmogorov	1,43	1,41	1,86	1,50	1,57	1,31	1,54	1,54	1,38	1,51	1,38	1,59	1,61	1,44
	Rank	1,71	1,40	1,64	1,71	2,05	0,93	1,94	1,81	1,44	1,67	1,23	1,89	2,02	1,66
		8	3	5	8	14	1	12	10	4	7	2	11	13	6

Em que: a= Beta, b= Burr, c= Burr (4P), d= Fatigue Life (3P), e= Gamma (3P), f= Gen. Extreme Value, g= Gen. Gamma (4P), h= Inv. Gaussian (3P), i= Log-Logistic (3P), j= Lognormal (3P), l= Log-Pearson 3, m= Pearson 5 (3P), n= Pearson 6 (4P) e o= Weibull (3P).

O conhecimento da distribuição diamétrica possui um grande valor para empresas e profissionais que trabalham no planejamento e manejo florestal, tendo em vista que, quanto mais se conhece sobre a floresta, melhor podem-se planejar as atividades de industrialização e beneficiamento da madeira, bem como aperfeiçoar os investimentos e a lucratividade dos povoamentos florestais.

Os valores calculados do teste de Kolmogorov-Smirnov que foram menores que o tabelado, indica a aceitação da hipótese de nulidade, o que significa que as frequências esperadas e observadas são similares sob ponto de vista estatístico, ou seja, o modelo representou bem o conjunto de dados. Sendo assim, a aderência dos valores estimados ocorreu na função generalized extreme value, sendo estimado os parâmetros dessas funções para os 22 anos de monitoramento (Tabela 3).

Tabela 3 - Parâmetros estimados para função generalized extreme value para avaliar a distribuição diamétrica de *Spondias venulosa* (Engl.), em plantios homogêneos na Reserva Natural Vale (RNV), em Linhares-ES

A				A			
nos	Parâmetros			nos	Parâmetros		
	k=-	s=	m=		k=-	s=	m=
1	0.08604	1.358	2.9557	2	0.02744	4.6272	24.079
2	0.3581	2.5	6.5237	3	0.02097	4.6273	24.393
3	0.46249	3.7859	10.181	4	0.06347	5.0052	m=26.1
4	0.46896	4.5138	11.985	5	0.05351	5.0019	26.293
5	0.4544	4.9633	13.059	6	0.05938	5.3848	27.649
6	0.37441	4.0924	14.903	7	0.08653	5.5942	28.003
7	0.31283	4.5425	15.926	8	0.0811	5.6933	28.136
8	0.28326	4.5988	16.348	9	0.05267	5.8237	28.134
9	0.20897	5.0486	17.062	0	0.06343	6.0007	28.889
0	0.16152	5.2351	17.463	1	0.0448	6.0759	29.039
1	0.02514	3.9539	22.137	2	0.0448	6.0759	29.039

Em contrapartida, os ajustes que apresentaram valores significativos, são inadequados para descrever o conjunto de dados. Desta forma, foi possível verificar que a função que apresentou o pior desempenho foi Log-Logistic (3P), que apesar de apresentar uma aderência pelo teste de Kolmogorov-Smirnov, apresentou soma de quadrado do erro, médias e desvio padrão elevado, refletindo o ajuste desse modelo (Tabela 4).

Tabela 4 - Soma do quadrado médio do erro, média e desvio padrão para as fdps avaliadas.

	Soma	Média	Desvio Padrão
Beta	34,622	1,574	0,721
Burr	37,528	1,706	0,686
Burr (4P)	51,202	2,327	1,868
Fatigue Life (3P)	37,140	1,688	0,749
Gamma (3P)	40,240	1,829	0,901
Generalized Extreme Value	32,713	1,487	0,615
Generalized Gamma (4P)	50,646	2,302	1,742
Inverse Gaussian (3P)	37,252	1,693	0,737
Log-Logistic (3P)	235,377	10,699	15,281
Lognormal (3P)	36,327	1,651	0,858
Log-Pearson 3	38,294	1,741	0,814
Pearson 5 (3P)	41,646	1,893	1,022
Pearson 6 (4P)	40,701	1,850	0,940
Weibull (3P)	33,303	1,514	0,550

CONCLUSÃO

As fdps testadas apresentaram aderência a base de dados, sendo o modelo o Generalized Extreme Value foi que apresentou o melhor desempenho, podendo ser utilizado para a construção de modelos de distribuição de diâmetros e auxiliar o tomador de decisão sobre o manejo dessa espécie em plantio homogêneo.

REFERÊNCIAS

BETTINGER, P.; BOSTON, K.; SIRY, L. P.; GREBNER, R. L. **Forest Management and Planning**. Elsevier. 2009. 311p.

ROLIM, S.G. **Modelos e mecanismos de sucessão secundária na floresta atlântica em Linhares (ES)**. Tese (Doutorado em Recursos Florestais). Universidade de São Paulo. Escola Superior de Agricultura Luis de Queiroz. Piracicaba 168 p. 2006.

AValiação DA ESTRUTURA DE UM POVOAMENTO DE *Pinus taeda* L. APÓS PRIMEIRO DESBASTE SISTEMÁTICO E SELETIVO

Franciny Lieny Souza¹; Jean Alberto Sampietro²; Dailon Joatã Prochnow Gomes¹; Lucas Rodrigues da Costa¹; Marcelo Bonazza³; Gabriel Corso Pellens⁴

¹Graduando em Eng. Florestal da Universidade do Estado de Santa Catarina – Centro de Ciências Agroveterinárias/UDESC-CAV (francinylien@hotmai.com; dailon.prochnow@hotmai.com; lucas_parisotto@hotmai.com);

²Prof. Dr. Departamento de Eng. Florestal UDESC/CAV (jean.sampietro@udesc.br);

³Eng. Florestal, Mestrando em Produção Florestal UDESC/CAV (marcelo.bonazza@hotmai.com);

⁴Eng. Florestal, MSc., Agroflorestal Paequerê Ltda (gabriel@paequere.com.br).

Resumo

O objetivo deste estudo foi avaliar a estrutura de um povoamento de *Pinus taeda* L. após primeiro desbaste sistemático e seletivo realizado. O estudo foi realizado em uma empresa na região serrana de Santa Catarina, onde foram realizadas operações de desbaste seletivo e sistemático de povoamentos de *Pinus taeda*. Para a avaliação da estrutura do povoamento, realizou-se inventário antes e após o desbaste, onde também foi avaliado o estado das árvores remanescentes. Além disso, foi avaliado o volume de madeira remanescente nos tocos das árvores cortadas e a perda de receita por hectare. Dentre as árvores remanescentes, cerca 18% apresentaram tortuosidade ou bifurcação. Cerca de 73,6% dos tocos encontraram-se fora do padrão desejado pela empresa, que é de 5,0 cm de altura acima do solo.

Palavras-chave: qualidade de povoamento remanescente; operações florestais; manejo florestal.

Abstract

Structure's evaluation of a stand of Pinus taeda L. after the first systematic and selective thinning. The aim of this study was to evaluate the *Pinus taeda* L. stand structure after the first systematic and selective thinning. The study was conducted in a company in the Santa Catarina State, where selective and systematic thinning operations were performed in stands of *Pinus taeda*. The evaluation of stand structure was performed by inventory before and after thinning, which was also rated the state of the remaining trees. Furthermore, we evaluated the volume of wood in the remaining stumps of cut trees and the loss of revenue per hectare. Among the remaining trees, about 18% showed tortuosity or fork. Approximately 73.6% of the stumps were found outside the desired default by the company, which is 5.0 cm above the ground.

Keywords: remaining stand quality; forestry operations; forest management.

INTRODUÇÃO

A realização do desbaste (colheita parcial do povoamento) em florestas visa o aumento do espaço de crescimento das árvores remanescentes, gerando ao final do ciclo toras de maior qualidade e maiores dimensões, o que, certamente, se traduz no aumento de seu valor comercial e, conseqüentemente, da renda do produtor (FINGER; SCHNEIDER, 1999). Sem um adequado programa de desbaste, quanto ao tipo, época de aplicação e a intensidade da operação pode-se ter influência negativa em relação ao crescimento em diâmetro, altura e produtividade das árvores em povoamentos florestais (CALDEIRA; OLIVEIRA, 2008).

Para o primeiro desbaste em grandes áreas normalmente opta-se pelo desbaste sistemático, o qual é executado com o corte e extração da madeira utilizando métodos mecanizados, sendo desta maneira mais econômico, uma vez que se retira totalmente uma linha de árvores em intervalos de linhas pré-determinados (REMADE, 2007). Porém algumas empresas adotam, associado ao desbaste sistemático, o desbaste seletivo que visa à retirada de árvores tortas, defeituosas, bifurcadas ou suprimidas, buscando o direcionamento do potencial produtivo, para que ao final da rotação obtenham-se indivíduos de maior valor comercial.

A partir do exposto e considerando que a colheita é a etapa do processo produtivo florestal que mais onera o custo total de produção de madeira no Brasil, nota-se que a implantação de um programa de qualidade na atividade passa a ter importância significativa, podendo-se conseguir retornos consideráveis em termos de melhoria de processo, redução dos custos e atendimento ao cliente (MACHADO, 2008). Os desbastes podem ter sua qualidade comprometida, em função da altura excessiva dos tocos e ainda pela permanência de indivíduos defeituosos e suprimidos.

Desta forma, considera-se que as operações de desbaste muitas vezes apresentam diversas limitações por fatores de ordem técnica e econômica, acarretando em altos custos operacionais e diminuição na taxa de retorno. O presente estudo teve como objetivo avaliar a estrutura de um povoamento de *Pinus taeda* L. após primeiro desbaste sistemático e seletivo realizado por método semimecanizado.

MATERIAL E MÉTODOS

O estudo foi realizado nas áreas de uma empresa florestal na região serrana do estado de Santa Catarina. Os plantios de *Pinus taeda* L. tinham nove anos de idade, tendo como principal objetivo ao final do ciclo de rotação de 24 anos, a produção de madeira para laminação e serraria. As áreas apresentavam relevo plano a ondulado, com densidade de cerca de 2200 árvores/ha (espaçamento de 2,5 x 1,8 m).

Nas áreas foram efetuadas operações de desbaste sistemático seguido de seletivo, em sistema de colheita de toras curtas. A equipe de trabalho consistia de um operador de motosserra, mais dois ajudantes (sistema 1 + 2), sendo empregada na operação uma motosserra Stihl MS 660 para o corte das árvores.

Na operação eram cortadas e extraídas sistematicamente árvores a cada seis linhas plantio e seletivamente árvores suprimidas, tortuosas ou bifurcadas, buscando desbastar como padrão, cerca de 30% do povoamento.

Por meio de inventário piloto calculou-se uma suficiência amostral de 12 parcelas considerando um erro máximo da estimativa de 5%, as quais tinham área de 225 m² (15 x 15 m). Coletou-se dados de diâmetro à altura do peito (DAP) e altura de 20% das árvores das parcelas antes (pré-desbaste) e após o desbaste (pós-desbaste). Posteriormente, foram calculados o número de árvores por hectare, a área basal e volume por indivíduo e por hectare.

Em seis parcelas, também foi avaliado o estado das árvores remanescentes, sendo consideradas árvores fora do padrão, árvores que apresentaram bifurcação e tortuosidade.

Além disso, foi avaliada a madeira remanescente nos tocos das árvores cortadas, ou seja, o volume de madeira que ficou no campo, acima da altura de corte especificada como padrão, sendo adotado pela empresa o padrão de altura de toco ideal de 5,0 cm acima do solo. E, por fim, supondo uma condição de mercado atual com um preço da madeira para celulose de R\$ 45,00 por m³, calculou-se a perda de receita por hectare.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Na Figura 1, observa-se que antes do desbaste, a maior frequência de indivíduos ocorreu nas classes intermediárias de diâmetro (16,85 à 21,54 cm).

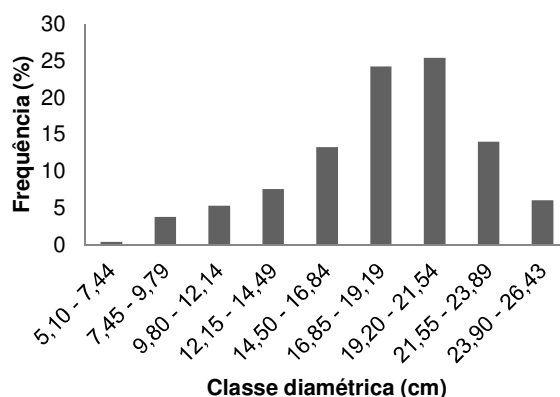


Figura 1 - Histograma de frequência de indivíduos por classe de diamétrica para condição pré-desbaste.

Após o desbaste, verificou-se que, predominantemente, foram retirados os indivíduos das classes de menor diâmetro (5,10 à 12,14 cm), ocasionando aumento relativo de indivíduos nas classes com maior DAP (Figura 2).

Esse resultado, demonstra que houve êxito na seletividade de indivíduos a serem retirados na operação de desbaste em função do DAP, uma vez que um dos objetivos da operação é retirar indivíduos de classes inferiores (suprimidos), beneficiando, por meio da redução da competição, o crescimento de indivíduos de estratos superiores, podendo também ser verificado na Tabela 1.

Comparando-se os dados dendrométricos da condição antes (pré-desbaste) e após o desbaste (pós-desbaste) (Tabela 1), observa-se uma redução média de 44,2% do número de árvores por hectare, o que se encontra acima ao padrão desejado pela empresa (30%).

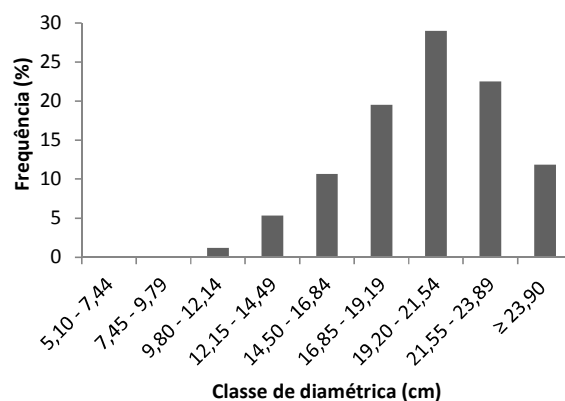


Figura 2 - Histograma de frequência de indivíduos por classe diamétrica para condição pós-desbaste.

Em relação ao DAP médio do povoamento, houve incremento na ordem de 11,0%, assim como, para a altura média e volume médio individual que foi na ordem de 5,7 e 33,3%, respectivamente. Quanto à área basal, a redução média foi na ordem de 32,8%, o que foi reflexo da colheita de cerca de 26,1% do volume por hectare do povoamento.

Tabela 1 - Valores médios do número de árvores por hectare, diâmetro à altura do peito (DAP), altura, volume individual, área basal (G) e volume por hectare para condição pré-desbaste e pós-desbaste.

Variável	Condição		
	Pré-desbaste	Pós-desbaste	Diferença (%)
Árv. (árv ha ⁻¹)	2191,7	1222,2	-44,2
DAP (cm)	18,22	20,22	11,0
Altura (h)	13,22	13,97	5,7
Vol. (m ³ árv ⁻¹)	0,1974	0,2631	33,3
G (m ² ha ⁻¹)	59,98	40,30	-32,8
Vol. (m ³ ha ⁻¹)	432,59	319,67	-26,1

Como o objetivo da empresa é obter madeira para laminação e serraria, no desbaste também devem ser retirados indivíduos tortuosos e com bifurcação no tronco, pois visa-se obter no futuro árvores de maior valor comercial, garantindo também maior qualidade do produto final. Assim, analisando a qualidade das árvores remanescentes (Tabela 2), pode-se observar que após o desbaste, em média, 2,4% apresentaram bifurcação e 15,3% tortuosidade, o que no total representa em torno de 214,8 árvores por hectare que também deveriam ter sido retiradas em função do estado destas.

Tabela 2 - Número de indivíduos bifurcados e tortuosos por hectare após a realização do desbaste.

Parcela	Bifurcadas (ind./ha)	Tortuosas (ind./ha)	Total
1	133,3	222,2	355,6
2	0,0	177,8	177,8
3	44,4	133,3	177,8
4	0,0	177,8	177,8
5	0,0	177,8	177,8
6	0,0	222,2	222,2
Média	66,7	185,2	214,8
(%)	2,4	15,3	17,7

Em relação à altura dos tocos das árvores colhidas, verificou-se que cerca de 73,6% dos tocos encontraram-se fora do padrão desejado pela empresa, que é de 5,0 cm de altura acima do solo. Esse padrão desejado de altura de tocos, advém da consideração de que no corte com motosserra o operador tem maior facilidade para fazer a limpeza ao redor das árvores e, portanto, o corte pode ser realizado a uma menor altura comparado ao corte por máquinas, assim, reduzindo perdas de madeira e aumentando a produtividade.

Na Figura 3, observou-se que a maior parte dos tocos fora do padrão encontraram-se nas classes menor de altura de toco (entre 5 a 8 cm de altura) e, dessa forma, embora seja pequena a frequência de

tocos acima de 8 a 10 cm de altura, reforça-se a necessidade de treinamentos dos operadores de motosserra visando melhorar a qualidade da operação e, conseqüentemente, menor desperdício de madeira.

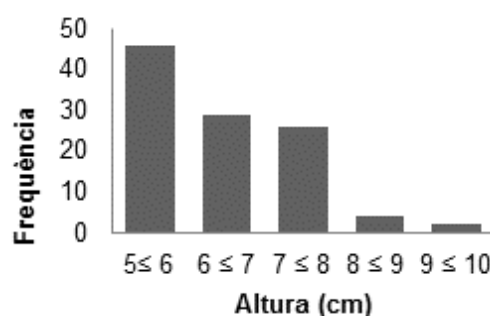


Figura 3 - Histograma de frequência de tocos fora do padrão por classe de altura de tocos.

Em geral, a quantidade de madeira remanescente nos tocos que se encontraram fora do padrão (acima de 5 cm) foi em torno de 0,5043 m³ ha⁻¹, resultando numa perda de receita média de R\$ 22,69 por hectare (Tabela 3).

Tabela 3 - Madeira remanescente nos tocos fora do padrão de qualidade e perdas de receita.

Parcela	Madeira remanescente nos tocos fora de padrão		Perdas (R\$ ha ⁻¹)
	m ³ parcela ⁻¹	m ³ ha ⁻¹	
1	0,0120	0,5350	24,08
2	0,0083	0,3693	16,62
3	0,0124	0,5493	24,72
4	0,0138	0,6155	27,70
5	0,0034	0,1515	6,82
6	0,0181	0,8049	36,22
Média	0,0113	0,5043	22,69

CONCLUSÕES

Com o desbaste sistemático e seletivo houve redução na densidade de indivíduos de menor porte por hectare, refletindo em um aumento no DAP médio, altura média das árvores e volume individual médio e, diminuição na área basal e volume por hectare. Com isso, pode ser permitido o favorecimento do crescimento de indivíduos de porte superior remanescentes, em função da diminuição da competição.

A intensidade do desbaste foi superior ao padrão desejado pela empresa, sendo retirado um excedente de 14,2% dos indivíduos por hectare. Além disso, das árvores remanescentes, cerca de 18% apresentaram características indesejáveis, como tortuosidade ou bifurcação, podendo haver comprometimento da produção e qualidade da madeira proveniente dessas áreas no futuro, para a finalidade que se deseja.

Das árvores retiradas no desbaste, a maior parte apresentou tocos com altura contrárias a conformidade especificada pela empresa, o que sugere que o padrão de qualidade da operação pode melhorar, evitando o desperdício de madeira e receita.

REFERÊNCIAS

CALDEIRA, S. F.; OLIVEIRA D. L. C. Desbaste seletivo em povoamentos de *Tectona grandis* com diferentes idades. **Acta Amazônica**, Manaus, v.38, n.2, p. 223-228, 2008.

FINGER, C. A. G.; SCHNEIDER, P. R. Determinação do peso do desbaste para florestas de *Eucalyptus grandis* Hill ex Maiden, com base no índice de espaçamento relativo. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v.9, n.1, p. 79-87, 1999.

MACHADO, C. C. **Colheita Florestal**. 2ª edição. atual. e ampl. – Viçosa, MG, Ed. UFV, 2008.

REVISTA DA MADEIRA. **Desbaste**. Disponível em: <http://www.remade.com.br/br/revistadamadeira_materia.php?num=1037&subject=Desbaste&title=T%E9cnica%20melhora%20madeira%20para%20serraria>. Acesso em: 01/05/2014.

AValiação DO INCREMENTO DIAMÉTRICO DE ÁRVORES DOMINANTES DE *Eucalyptus grandis* Will ex Maiden

Mônica Canaan Carvalho¹, Kalill José Viana da Páscoa², Lucas Rezende Gomide³, José Roberto Soares Scolforo³

¹Engenheira florestal, Eng., Mestranda do Programa de Pós-Graduação em Manejo Florestal, Universidade Federal de Lavras, Campus Universitário, CEP 37200-000, Lavras (MG). monicacanaan@gmail.com,

²Engenheiro Florestal, Msc., Doutorando do Programa de Pós-Graduação em Manejo Florestal, Universidade Federal de Lavras, Campus Universitário, CEP 37200-000, Lavras (MG). kalillpascoa@gmail.com,

³Engenheiro Florestal, Dr., Professor do Departamento de Ciências Florestais, Universidade Federal de Lavras, Campus Universitário, CEP 37200-000, Lavras (MG), lucasgomide@dcf.ufla.br, jscolforo@dcf.ufla.br.

Resumo

O estudo teve como objetivo avaliar a taxa de crescimento diamétrico médio de árvores dominantes de *Eucalyptus grandis* Will ex Maiden ao longo do tempo. A área de estudo foi um plantio comercial, com espaçamento 3x5 m e idade de 7 anos, onde foram instalados dendrômetros e avaliados por 125 dias. Ajustou-se o um modelo linear para estabelecer uma relação entre o incremento diamétrico em relação ao tempo. Além disso, foram calculadas as porcentagens de área livre para o crescimento por árvore dominante. Assim, obteve-se uma taxa média de incremento diamétrico de 0,66mm/mês. De acordo com o modelo ajustado esse crescimento foi significativo, porém em um ritmo lento, próximo da estabilização. Foi possível observar uma forte correlação positiva (89,24%) entre o incremento diamétrico e a porcentagem de área livre. O resultado indica que até mesmo as árvores que ocupam o estrato superior sofrem influência da competição entre indivíduos.

Palavras-chave: Manejo Florestal; Dendrômetro; Crescimento; Competição.

Abstract

Evaluating of diametric increment from dominant trees of Eucalyptus grandis Will ex Maiden. The study aimed to evaluate the average rate of diameter growth of dominant trees of *Eucalyptus grandis* Will ex Maiden over time. The study area was a plantation spacing 3x5 and aged 7 years where dendrometers were installed and evaluated for 125 days. The linear model was adjusted to establish a relationship between diametric increment and the current time. In addition, was calculated the percentages of free area for growth by each dominant tree. Thus, was obtained an average increment in diameter of 0.66 mm/month. According to the adjusted model, this growth rate was significant, but slows and closes to stabilization. It was observed a strong positive correlation (89.24%) between the diametric increment and percentage of free area. The result indicates that even the trees that occupy the upper canopy are influenced by competition among individuals.

Keywords: Forest Management; Dendrometer; Growth; Competition.

INTRODUÇÃO

O estudo do incremento diamétrico é um item básico dentre as várias biométricas do manejo florestal para o entendimento do crescimento de uma floresta. Devido à facilidade de medição e a alta correlação com diversas variáveis, é constantemente empregado em pesquisas que visam à obtenção de condições ótimas para o crescimento das árvores. O contínuo monitoramento do incremento diamétrico possibilita diferenciar o ritmo de crescimento, ao longo dos anos, bem como entre as estações do ano. Este controle permite associar o crescimento às diferentes variáveis climáticas e tratamentos silviculturais. Dentre os equipamentos disponíveis para o acompanhamento do crescimento do tronco das árvores destacam-se os dendrômetros, que permitem medições precisas, além de sua facilidade de instalação e baixo custo (BOTOSSO; TOMAZELLO FILHO, 2001).

A dinâmica de ocupação do dossel é responsável pelo surgimento de várias classes de árvores, sendo compostas por indivíduos dominados, suprimidos e dominantes, as quais apresentam ritmos de crescimento diferenciados. Indivíduos com crescimento superior a média do povoamento terão maior possibilidade de se desenvolver, apresentando uma maior resiliência temporal. Árvores dessa classe são as mais indicadas para expressar a capacidade produtiva do sítio, já que existe a premissa de que elas se desenvolvem sem efeitos significativos das práticas de manejo florestal aplicadas, sofrendo baixa interferência dos indivíduos a sua volta.

Assim, o objetivo do presente trabalho foi determinar a taxa média do incremento diamétrico das árvores dominantes de *Eucalyptus grandis* Will ex Maiden com idade de 7 anos, medido através de dendrômetros. Além disso, verificar se o crescimento em diâmetro destas árvores sofre influência da

competição dos indivíduos ao seu redor, relacionando-o com a porcentagem de área livre para o crescimento.

MATERIAL E MÉTODOS

O trabalho foi realizado no campus da Universidade Federal de Lavras, Minas Gerais. A área estudada tem cerca de 0,67 ha e refere-se a um plantio experimental de *Eucalyptus grandis* em espaçamento 3 x 5 m, com aproximadamente 7 anos de idade (Figura 1).

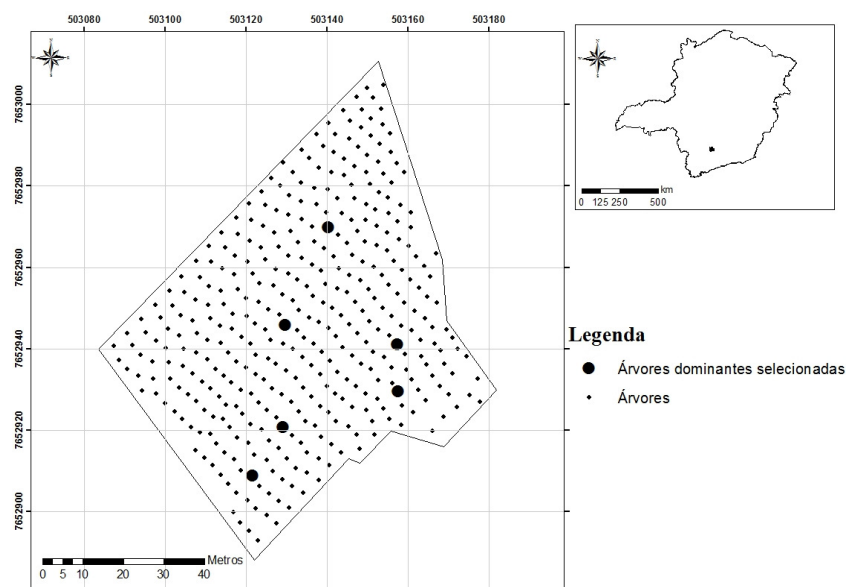


Figura 1 – Mapa contendo a área experimental e as seis árvores dominantes selecionadas.

De posse do censo realizado no povoamento foram escolhidas, seguindo o critério de Assmann (1970), seis árvores dominantes, sendo evitadas bordas e árvores com problemas no fuste. Os dendrômetros foram instalados a 1,30 m de altura do solo com um período de adaptação de 15 dias (Figura 2). As leituras foram realizadas em intervalos de 15 dias em turno matinal, compreendendo os meses de julho a novembro de 2012, totalizando 125 dias. Como o dendrômetro foi instalado dias antes da sua primeira medição, fez-se necessário uma calibração dos dados, já que na medição inicial o vernier não marcava 0 cm. Os dados seguintes à primeira medição foram subtraídos do valor marcado na primeira leitura de cada aparelho.

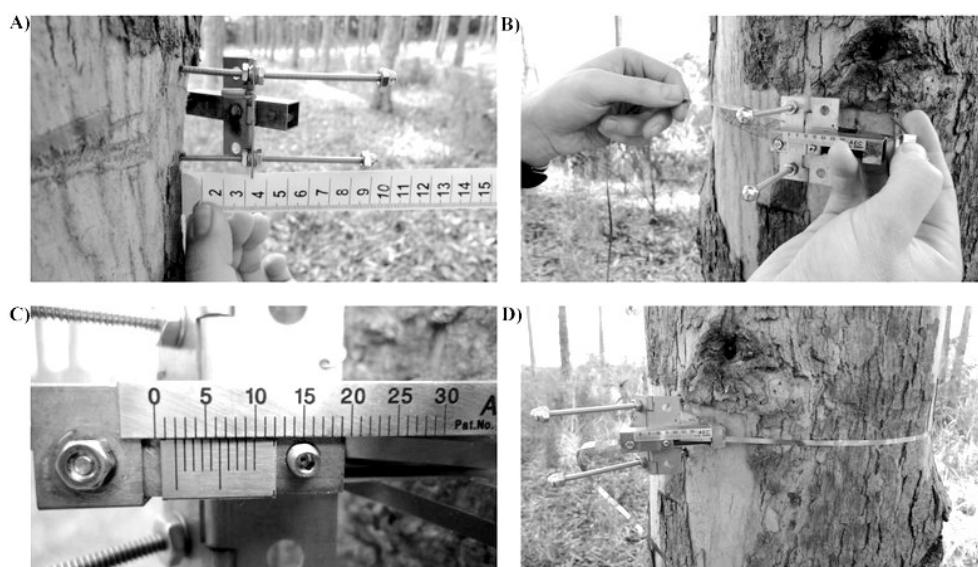


Figura 2 - Instalação dos dendrômetros, em que: A) distância fixa de 3 cm entre a “dobradiça” e o tronco da árvore; B) colocação da fita de alumínio; C – medida de calibração do aparelho e D) dendrômetro instalado para futuras medições.

Após a coleta dos dados e tabulação foi ajustado o modelo de regressão linear (1) para o entendimento do incremento diamétrico em relação ao tempo. Complementarmente, gerou-se um mapa de ocupação das copas no software ArcGis, onde foi criado um polígono de área disponível (limitado pelas copas das árvores vizinhas à dominante) e calculada, através da equação (2) ajustada anteriormente, a porcentagem de ocupação da copa da árvore dominante e das copas das árvores vizinhas. Todos os modelos foram ajustados no software R (R Core Team, 2013) pelo método dos mínimos quadrados.

$$IP_i = \beta_0 + \beta_1 t + \varepsilon_i \quad (1)$$

Em que:

IP_i - Incremento periódico da árvore i;

t - Tempo (dias);

ε_i - Erro estatístico;

β_0, β_1 - Parâmetros do modelo;

$$Ac_i = -2,768864 + 0,577836 \cdot DAP_i + 0,005161 \cdot DAP_i^2 \quad (2)$$

Em que:

Ac_i - Área de copa da árvore i;

DAP_i - Diâmetro a altura do peito da árvore i;

$$R_{aj}^2 = 81,32\% \quad Syx = 2,31m^2$$

RESULTADOS E DISCUSSÃO

A taxa média de incremento diamétrico das árvores dominantes obtida através dos dendrômetros foi de 0,066 cm/mês. O crescimento médio diamétrico acumulado nos 125 dias foi de 0,27 cm, com mínimo de 0,14 cm e máximo de 0,42. O incremento diamétrico corrente e acumulado de cada árvore pode ser observado na figura 3.

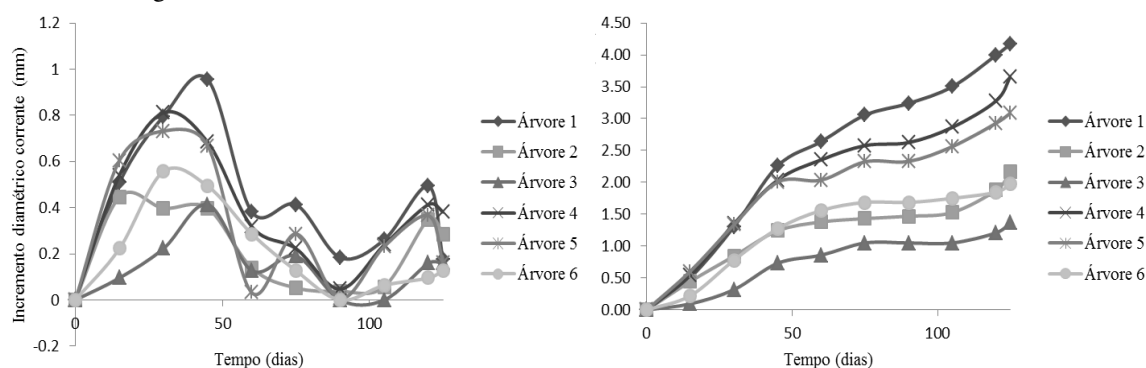


Figura 3 – Gráficos contendo os incrementos diamétrico corrente e acumulado em função do tempo.

Sette (2010), durante o 22º até 70º mês de idade, mediu o incremento diamétrico de *Eucalyptus grandis* relacionando-o com a fertilização mineral através de dendrômetros. Para os indivíduos que não foram adubados ele obteve um incremento diamétrico acumulado de 5,1 cm durante 48 meses, o que equivale a uma taxa média de crescimento de 0,11 cm/mês. A diferença entre as taxas de crescimento obtidas neste estudo e na pesquisa de Sette (2010) pode ser relacionada ao fator idade, já que o povoamento estudado neste trabalho está em uma idade de estabilização do crescimento (aproximadamente 7 anos), e à sazonalidade do incremento diamétrico, pois o experimento foi realizado na época seca.

As oscilações observadas no incremento diamétrico corrente também foram encontradas por Sette (2010), e estão diretamente relacionadas aos fatores externos que influenciam o crescimento, como precipitação, temperatura, umidade relativa do ar, entre outros.

A ocupação da copa da árvore dominante e as das copas das árvores vizinhas foram estimadas e podem ser visualizadas na Figura 4. Assim, em ordem decrescente de área disponível para o crescimento obteve-se a seguinte sequência de árvores: 1 (18,18%), 4 (17,15%), 2 (14,01%), 5 (13,65%), 6 (12,40%) e 3 (5,40%).

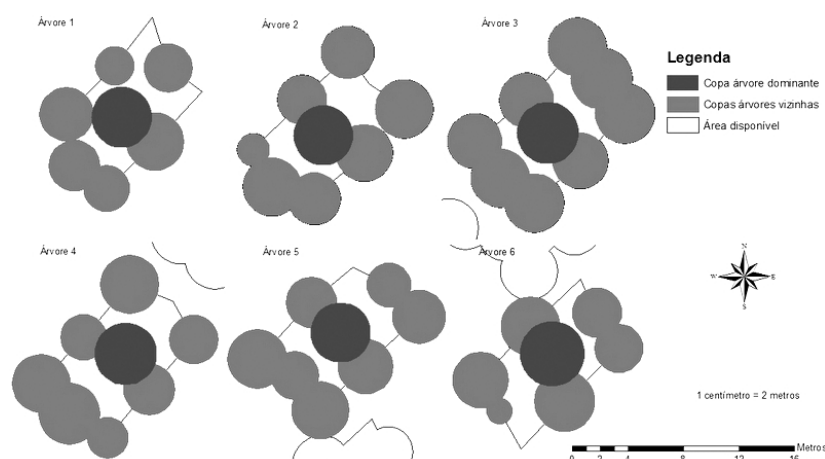


Figura 4 - Esquema com as copas da árvore dominante e das árvores vizinhas e com polígono de área disponível.

Após análise observou-se uma alta correlação (89,24%) entre a área disponível para o crescimento e o incremento diamétrico acumulado. Com base nessa afirmação é possível afirmar que o crescimento em diâmetro das árvores dominantes é afetado pela competição com outros indivíduos, ou seja, mesmo sendo dominante, existem interações com as demais árvores da vizinhança. Logo, quanto menor a área disponível no dossel para o crescimento, maior é o fechamento das copas e menor a entrada de radiação no dossel, tornando este recurso limitado e alvo de competição.

Ajustando um modelo de regressão linear, através do monitoramento do incremento diamétrico, em relação ao tempo (Tabela 1), constatou-se que o coeficiente angular da reta foi positivo e significativo, indicando a existência de crescimento das árvores dominantes ao longo do tempo de avaliação, mesmo no período da seca e com idade de 7 anos. Contudo, supõe-se que, devido ao baixo valor encontrado do coeficiente angular, a aceleração da taxa de crescimento em diâmetro é pequena, indicando que o crescimento está próximo de se estabilizar.

Tabela 1 - Estatísticas da regressão aplicada aos incrementos diamétricos (cm) em relação ao tempo (dias)

Parâmetros	Valor	p-valor	R ² ajustado(%)	Syx (cm)
β_0	0,1480	0,0427	44,18	0,2335
β_1	0,0056	0,0000		

CONCLUSÕES

- Através do monitoramento do incremento diamétrico, realizado com auxílio dos dendrômetros e da análise de regressão, pode-se concluir que as árvores dominantes ainda apresentam um crescimento diametral próximo da estabilização (rotação silvicultural).

- O incremento periódico em diâmetro é maior onde há menor fechamento de copa.

REFERÊNCIAS

ASSMANN, E. **The principles of forest yield study**. Oxford: Pergamon Press, 1970, 506 p.

BOTOSSO, P. C.; TOMAZELLO FILHO, M. **Aplicação de faixas dendrométricas na dendrocronologia: avaliação da taxa e do ritmo de crescimento do tronco de árvores tropicais e subtropicais**. In: MAIA, N. B.; MARTOS, H. L.; BARELLA, W. (Org.). Indicadores ambientais: conceitos e aplicações. São Paulo: EDUC, 2001. p. 145-171.

R DEVELOPMENT CORE TEAM. **R: A language and environment for statistical computing**. Vienna: R Foundation for Statistical Computing, 2013. Disponível em< <http://www.R-project.org/>> Acesso em: 10/03/2013.

SETTE, C. R. **Aplicação de potássio e sódio no crescimento e na qualidade do lenho de árvores de *Eucalyptus grandis* W. Hill ex Maiden**. 151 f. Tese (Doutorado em Tecnologia de Recursos Florestais) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Piracicaba, 2010.

CAPACIDADE DE RESILIÊNCIA DA VEGETAÇÃO ARBÓREA DE UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, BOA VENTURA DE SÃO ROQUE/PR

Raul Silvestre¹ Luciano Farinha Watzlawick² Marcelo Bonazza³ Rafael Scariot⁴ Gean Carlos Paia Lima⁵

¹Engenheiro Florestal, Prof. Dr. da Universidade do Estado de Santa Catarina - Av. Luiz de Camões, 2090, CEP: 88520-000, Lages/SC silvestrefloresta@yahoo.com.br

²Engenheiro Florestal, Prof. Dr. da Universidade Estadual do Centro-Oeste, Departamento de Agronomia Rua Presidente Zacarias, 875 Santa Cruz 85015-430 - Guarapuava, PR - Brasil - Caixa-postal: 3010 luciano.watzlawick@pq.cnpq.br

³Engenheiro Florestal, Mestrando em Produção Florestal, Universidade do Estado de Santa Catarina - Av. Luiz de Camões, 2090, CEP: 88520-000, Lages/SC (marcelo.bonazza@hotmail.com)

⁴Engenheiro Florestal, Universidade do Estado de Santa Catarina - Av. Luiz de Camões, 2090, CEP: 88520-000, Lages/SC eng.rafaelscariot@yahoo.com.br

⁵Engenheiro Florestal, Mestrando em Produção Florestal, Universidade do Estado de Santa Catarina - Av. Luiz de Camões, 2090, CEP: 88520-000, Lages/SC geanpagio@gmail.com

Resumo

O estudo visou avaliar a fitossociologia de um fragmento de Floresta Ombrófila Mista no Município de Boa Ventura de São Roque - PR e compará-lo com estudos realizados na mesma tipologia para averiguar a capacidade de resiliência da área, após a mesma ter sido utilizada por 20 anos para cultivo agrícola, sendo abandonada no ano de 1990, regenerando sem intervenção antrópica. Para a elaboração do estudo, foram amostrados 0,5 ha de parcelas permanentes. Os indivíduos com DAP ≥ 5 cm foram medidos, identificados e numerados com placa de alumínio. Foram amostrados 1.422 indivíduos, pertencentes à 49 espécies, 44 gêneros e 28 famílias. A diversidade da comunidade, estimada pelo Índice de Shannon, foi de 2,93 nats/ind. A área basal estimada foi de 35,47 m² ha⁻¹. Por meio dos resultados, pode-se afirmar que a comunidade encontra-se em estágio sucessional médio de regeneração, e teve alta capacidade de resiliência até o presente momento.

Palavras-chave: inventário florestal, estrutura horizontal, parcela permanente, antropização.

Abstract

Capacity of arboreal vegetation resilience of a mixed ombrophylous forest fragment, Boa Ventura do São Roque/PR. The study aimed to evaluate the Mixed Ombrophylous Forest fragment phytosociology in Boa Ventura de São Roque - PR and compare it with studies performed in the same typology to check the area's resilience, after it has been used for 20 years for agricultural plantations, being abandoned in 1990 and, has been recovering without human intervention. For the survey, 0.5 ha permanent plots were sampled. Individuals with DBH ≥ 5 cm were measured, identified and numbered with aluminum plate. Were sampled 1422 individuals, 49 species, 44 genera belonging to 28 families. The community diversity estimated by Shannon Index, was 2.93. The estimated basal area was 35.47 m² ha⁻¹. Through the results, it can be stated that the community is in the middle successional stage of regeneration, and had high resilience to the present time.

Keywords: forest inventory, horizontal structure, permanent plot, anthropization.

INTRODUÇÃO

No Estado do Paraná, dentre as diferentes regiões fitogeográficas, destaca-se a região da Floresta Ombrófila Mista ou Floresta com Araucária (IBGE, 1992), que segundo Brepohl (1980), cobria originalmente cerca de 73.780 km². No Estado, a referida formação florestal, inicia-se no primeiro planalto, imediatamente a oeste da Serra do Mar, estendendo-se também pelos segundo e terceiro planaltos. As associações florísticas da araucária são formadas pelos capões dos Campos Gerais, campos de Guarapuava, de Palmas e de Laranjeiras do Sul. Os campos cerrados do Paraná também se localizam na região das araucárias (MAACK, 1968).

Com o processo de colonização, a paisagem natural desta tipologia florestal na região sul foi significativamente alterada, cedendo lugar a grandes áreas para cultivo agrícola, pecuária e extração madeireira. De acordo com Serpa (1999), com a construção da ferrovia São Paulo - Rio Grande do Sul, no século XX foi instalado na cidade de Três Barras - SC a maior serraria da América Latina, que cortava 300 m³.dia⁻¹ de *Araucaria angustifolia* (pinheiro-do-Paraná) (Bertol.) Kuntze. Devido às suas características naturais e abundância, era a matéria prima florestal de maior interesse para produtos destinados à exportação.

Hoje em dia, a extração da madeira de araucária, mesmo sendo ilegal, ainda é um meio de subsistência de muitas pequenas empresas. Estas, geralmente trabalham de forma irregular, extraindo não somente a *Araucaria angustifolia*, mas também outras espécies de valor econômico como a *Ocotea porosa*

(Nees & C. Mart.) Barroso (imbuia), *Cedrela fissilis* Vell. (cedro) e não madeiráveis como a *Dicksonia sellowiana* Hook (xaxim). Desta forma, a Floresta com Araucária sofreu um processo intensivo de exploração, restando hoje remanescentes em estágios avançados de sucessão, que somam menos de 1% de sua área original de cobertura no Paraná (SANQUETTA *et al.*, 2005).

No caso de áreas que já sofreram alterações faz-se necessário a realização de estudos voltados ao conhecimento florístico e estrutural das espécies que a compõe, pois segundo Halpern (1988), estudos tem demonstrado que o grau de resiliência depende da característica de cada espécie, e não do desenvolvimento da comunidade em si, mas da espécie em particular. Assim, para comparar a capacidade de resiliência de uma área alterada, pode-se utilizar a resultados de estudos realizados em áreas com maior nível de conservação.

A exploração desordenada dos recursos florestais sem embasamento científico a respeito da composição florística, estrutura fitossociológica, padrão de distribuição espacial e dinamismo das espécies pode acarretar consequências para determinada comunidade. Neste sentido, o conhecimento das espécies e suas inter-relações, contribuem de forma essencial para a recuperação, restauração e até mesmo para definir metas de conservação e ou de manejo destas áreas. Neste sentido, o presente estudo teve por objetivo estudar e comparar a composição florística e estrutura horizontal de um fragmento de Floresta Ombrófila Mista, após 20 anos de cultivo agrícola e 24 anos de abandono, sem intervenção antrópica, localizado no município de Boa Ventura de São Roque no Estado do Paraná.

MATERIAL E MÉTODOS

O município de Boa Ventura de São Roque situa-se no terceiro planalto paranaense. Segundo a classificação de Köppen-Geiger o clima caracteriza-se como Subtropical Úmido Mesotérmico (*Cfb*) (MAACK, 1981). No inverno a temperatura mínima média é superior a 4°C e a média máxima inferior a 19°C. O fragmento estudado esta localizado sob as seguintes coordenadas de localização. Fuso 22J; 448.055,57 Sul e 7.257.907,33 Oeste, com altitude média de 775 metros acima do nível do mar.

Para o levantamento florístico e análise estrutural da área de estudo, foi amostrado 5.000 m² (100 x 50 m), a unidade amostral foi subdividida em 50 subunidades de 100 m² (10 x 10 m), sendo que todos os indivíduos medidos foram referenciados pela determinação das coordenadas (X, Y) em relação ao início das amostras.

Todos os indivíduos arbóreos e arbustivos presentes nas subunidades que apresentaram DAP $\geq$ 5 cm foram medidos, coletando-se, sempre que necessário, material vegetativo para identificação das espécies e posterior herborização, conforme as recomendações de Fidalgo e Bononi (1984).

Também foram apresentados, interpretados e discutidos os resultados da florística e estrutura horizontal da área de estudo.

RESULTADOS

Na amostra de 0,5 ha, foram amostrados 1.422 indivíduos pertencentes a 49 espécies, 44 gêneros distribuídos em 28 famílias. Silvestre *et al.* (2008), encontraram em amostras de 6.000 m², medindo indivíduos com DAP $\geq$ 5 cm, o total de 412 indivíduos distribuídos em 39 espécies, 24 famílias e 31 gêneros, em estudo realizado em um fragmento de Floresta Ombrófila Mista, localizada no Município de Timbó Grande Estado de Santa Catarina. O menor número de indivíduos, espécies, famílias e gêneros encontrados no município de Timbó Grande, possivelmente está associado ao forte adensamento da taquara ocorrente na área de estudo, fenômeno que inibe a regeneração natural das demais espécies que compõe a floresta.

Para o presente estudo famílias que mais se destacaram em riqueza de espécies foram: Fabaceae-Faboideae (5); Fabaceae-Mimosoideae (4); Euphorbiaceae, Lauraceae, Myrtaceae e Sapindaceae (3). As demais famílias apresentaram duas ou uma espécie. Resultados de estudos realizados por Kozera *et al.* (2006), apresentaram números superiores de riqueza de espécie por família, no entanto, vale ressaltar que a vegetação não teve distúrbios antrópicos, como a do presente estudo.

O remanescente apresentou moderada diversidade, com Índice de Shannon estimado em 2,93 nats/ind. De acordo com Durigan (1999), os valores deste índice em geral situam-se entre 1,50 a 3,50 nats/ind. na Floresta Ombrófila Mista. Watzlawick *et al.* (2005), encontraram um Índice de Shannon estimado em 3,26 para uma Floresta Ombrófila Mista localizada no Município de General Carneiro - PR.

Na Figura 1, nota-se as 10 espécies que apresentaram os maiores Valores de Importância (VI), sendo que juntas, estas espécies contribuíram com aproximadamente 70% do total das espécies amostradas. A densidade (DeRe) somada a Dominância (DoRe) contribuíram para que a espécie *Matayba elaeagnoides* Radlk. permanecesse com maior VI, seguido pela *Ocotea puberula* (Rich.) Nees que teve o segundo maior VI devido sua expressiva dominância.

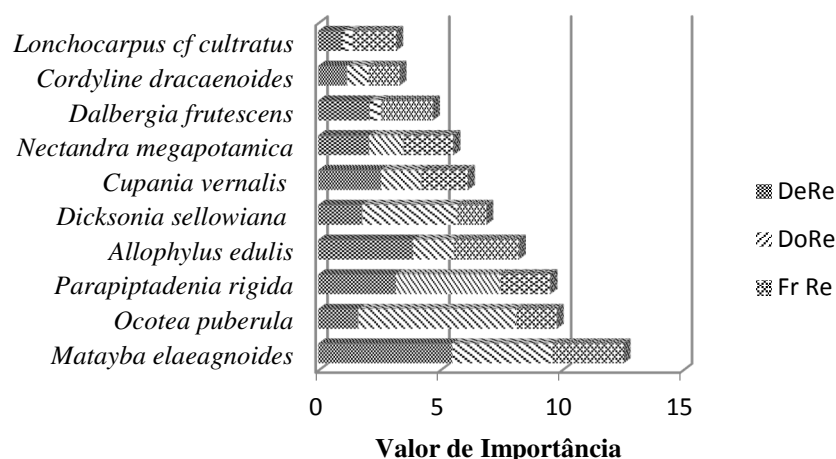


Figura 1 - Distribuição das 10 espécies com o maior Valor de Importância amostrados na Floresta Ombrófila Mista no Município de Boa Ventura de São Roque - PR.

Nota-se que as principais espécies da Floresta Ombrófila Mista, a *Araucaria angustifolia*, *Ocotea porosa* e *Ilex paraguariensis* A. St.-Hil. (erva-mate), não ocorrem na área de estudo, este fato pode estar relacionado a exploração florestal desordenada ocorrida no passado.

Foram estimados 2.844 indivíduos.ha⁻¹, sendo que as espécies mais abundantes foram *Matayba elaeagnoides* (468 indivíduos), *Allophylus edulis* (A. St.-Hil., Cambess. & A. Juss.) Radlk. (332), *Parapiptadenia rigida* (Benth.) Brenan (272), *Cupania vernalis* Cambess. (220), *Dalbergia frutescens* (Vell.) Britton (180), *Nectandra megapotamica* (Spreng.) Mez (178), *Dicksonia sellowiana* (154), *Cordyline dracaenoides* Kunth (100), *Lonchocarpus cf cultratus* (Vell.) A.M.G. Azevedo & H.C. (86) e *Machaerium paraguariense* Hassl., com 76 indivíduos.ha⁻¹ respectivamente. Juntas estas dez espécies representam cerca de 72,64% dos indivíduos amostrados.

A área basal total estimada para a área foi de 35,47 m² ha⁻¹, sendo a *Ocotea puberula*, com 6,91 m².ha⁻¹, a espécie que apresentou a maior área basal, seguida de *Parapiptadenia rigida* (4,55 m².ha⁻¹) e *Matayba elaeagnoides* (4,39 m².ha⁻¹). A área basal encontrada nessa área é inferior a encontrada por Rondon Neto *et al.* (2002) que foi de 37,08 m².ha⁻¹, e superior a encontrada por Oliveira e Rotta (1982) no município de Colombo-PR, que estimaram 30,40 m².ha⁻¹ para indivíduos com DAP ≥ 5 cm.

A distribuição diamétrica apresentada na Figura 2 mostrou-se dentro dos padrões esperados para florestas naturais. Para Longhi (1980), padrões de distribuição com características próximas ao que foi encontrado no presente estudo permitem que o processo dinâmico da floresta se perpetue, pois a ausência súbita de indivíduos dominantes dará lugar a novos indivíduos que contribuirão para o processo de reposição natural.

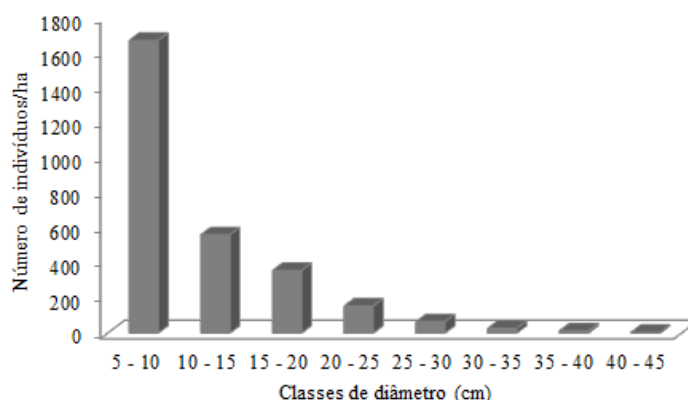


Figura 2 - Distribuição diamétrica por classe de diâmetro dos indivíduos, amostrados na Floresta Ombrófila Mista no Município de Boa Ventura de São Roque - PR.

CONCLUSÃO

Por meio dos resultados é possível afirmar que a vegetação do presente estudo apresenta alta capacidade de resiliência, pois com 20 anos de recuperação, encontra-se em estágio sucessional médio de regeneração, evidenciado pelas espécies de maior Valor de Importância e pelo Índice de Shannon.

Por meio da área basal, a comunidade pode ser classificada em estágio sucessional avançado ($35,47 \text{ m}^2\text{ha}^{-1}$), no entanto este valor está relacionado ao grande número de indivíduos ($2.844 \text{ ind.ha}^{-1}$) e não à dominância dos mesmos.

REFERÊNCIAS

BREPOHL, D. **Análise da política de incentivos fiscais para o reflorestamento no Brasil e no Paraná**. Curitiba: UFPR, 1980. 216p. (Dissertação – Mestrado em Economia e Política Florestal).

DURIGAN, M.E. **Florística, dinâmica e análise protéica de uma Floresta Ombrófila Mista em São João do Triunfo –PR**. Curitiba: 1999. 125f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) - Setor de Ciências Agrárias, Universidade Federal do Paraná.

FIDALGO, O; BONONI, V. L. **Técnicas de coleta, preservação e herborização de material botânico**. Instituto de Botânica, São Paulo. (Manual n. 4). 1984.

HALPERN, C. B. Early successional pathways and the residence and resilience of forest communities. **Ecology**, v. 69, p. 1703-1715, 1988

IBGE. **Manual técnico da vegetação brasileira**. Rio de Janeiro: 1992. 92p

KOZERA, C; DITTRICH, V. A. de O; SILVA, S. M. **Fitossociologia do componente arbóreo de um fragmento de Floresta Ombrófila Mista Montana, Curitiba, pr, BR, revista: FLORESTA**, Curitiba, PR, v. 36, n. 2, mai./ago. 2006.

LONGHI, S. J. **A estrutura de uma floresta natural de *Araucaria angustifolia* (Bert.) O. Ktze., no sul do Brasil**. 1980. 198 f. Dissertação (Dissertação de Mestrado em Engenharia Florestal) - Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 1980.

MAACK, R. **Geografia física do Estado do Paraná**. 2.ed. Rio de Janeiro: José Olympio, 1981. 450p.

MAACK, R. **Geografia física do Estado do Paraná**. Rio de Janeiro: J. Olympio, 350 p. 1968.

OLIVEIRA, Y, M. M.; ROTTA, E. **Levantamento da estrutura horizontal de uma mata de araucária no primeiro planalto paranaense**. Bol. Pesq. Florestal. Colombo, n. 4, p. 1-45, 1982.

RONDON NETO, R, M.; WATZLAWICK, L. F.; CALDEIRA, M, V, W.; SCHOENINGER, E. R. **Análise florística e estrutural de um fragmento de Floresta Ombrófila Mista Montana, situado em Criúva, RS-Brasil**. Ciência Florestal, Santa Maria, V. 12, n. 1, p. 29-37 (2002 b).

SANQUETTA, C.R.; DALLA CORTE, A.P.; VULCANIS, L.; BERNI, D.M.; BISCAIA, A.G. **Estabelecimento de plântulas de espécies arbóreas em um experimento de controle de taquaras (Bambusoideae) no sul do Paraná, Brasil**. Curitiba: Floresta. 2005.

SERPA, E. C., **A Guerra do Contestado (1912–1916)**. Florianópolis; UFSC, 1999. 75p.

SILVESTRE, R.; WATZLAWICK, L. F.; VALÉRIO, A, F; KOEHLER, H. S.; SAUERESSIG, D.; VERES, Q. J. I. **Composição florística e análise estrutural de um remanescente de Floresta Ombrófila Mista sob influencia de Bambusoideae em Timbó Grande-SC**. In: 4º Simpósio Latino-Americano sobre Manejo Florestal, 2008, Santa Maria-RS. p. 235 – 240.

WATZLAWICK, L. F.; SANQUETTA, C. R.; VALERIO, A. F.; SILVESTRE, R. **Caraterização da composição florística e estrutura de uma Floresta Ombrófila Mista, no município de General Carneiro (PR)**. **Revista Ambiente**, Guarapuava, v.1, n.2, p. 229 – 237, 2005.

CRESCIMENTO E DINÂMICA DA VEGETAÇÃO EM SAVANA ESTÉPICA PARQUE, BARRA DO QUARAÍ-RS

Luciano Farinha Watzlawick¹, Filemom Mokochinski², Vanessa Silva Moreira³, Regis Longhi⁴

¹ Eng. Florestal, Dr. Prof. Departamento de Agronomia, Universidade Estadual do Centro-Oeste (UNICENTRO). R. Simeão Varella de Sá, 03, CEP 85040-080. Guarapuava, PR - Brasil. E-mail: farinha@unicentro.br

² Eng. Florestal. Mestrando Produção Vegetal, Universidade Estadual do Centro-Oeste (UNICENTRO). R. Simeão Varella de Sá, 03, CEP 85040-080. Guarapuava, PR - Brasil. E-mail: filemom_mom@hotmail.com

³ Eng. Florestal. Mestrando Produção Vegetal, Universidade Estadual do Centro-Oeste (UNICENTRO). R. Simeão Varella de Sá, 03, CEP 85040-080. Guarapuava, PR - Brasil. E-mail: vanessaeng.ftal@gmail.com

⁴ Eng. Florestal, Doutorando do Programa de Pós-Graduação em Engenharia Florestal da Universidade Federal de Santa Maria (RS), CEP 97105-900, Santa Maria, RS - Brasil. E-mail: regislonghi@yahoo.com.br

Resumo

A dinâmica em florestas pode ser analisada pelas mudanças decorrentes em um determinado período, podendo ser mensurada pela entrada (ingresso), saída (mortalidade) e crescimento das espécies que participam da estrutura vegetal. Objetivou-se no presente estudo caracterizar a dinâmica da estrutura horizontal em área de Savana Estépica Parque nos anos de 2001 e 2009. O estudo foi realizado em uma unidade amostral permanente de 1 ha (100 x 100m), sendo todas as árvores com diâmetro a altura do peito (DAP) ≥ 10 cm amostradas. Foram registradas as mesmas espécies nos dois períodos com um incremento médio de 0,053 cm/ano. As espécies *Prosopis nigra*, *Prosopis affinis* e *Vachellia caven* corresponderam por 63% dos ingressos. A *Pouteria gardneriana* foi a espécie que apresentou o maior incremento 0,128 cm/ano. *Myrcia seloi*, *Sapium haematospermum* e *Scutia buxifolia* não sofreram alteração no número de indivíduos. O índice de ingresso (1,68%) foi maior que o índice de mortalidade (0,44%), podendo-se concluir que a área está em processo de crescimento.

Palavras-chave: Parque do Espinilho, Ingresso, Mortalidade.

Abstract

Growth dynamics and vegetation in savannah steppe park, Barra do Quaraí-RS. The dynamics in forests can be analyzed by the changes arising in a given period can be measured by the entrance (entry), output (mortality) and growth of the species that participate in the plant structure. The objective of this study was to characterize the dynamics of the horizontal structure Steppe Park Savannah area in 2001 and 2009. The study was conducted in a permanent sample unit of 1 ha (100 x 100m), with all trees with diameter at breast height (DAP) ≥ 10 cm were sampled. The same species in both periods with an average increase of 0.053 cm/year were recorded. The species *Prosopis nigra*, *Prosopis affinis* and *Vachellia caven* accounted for 63 % of the tickets. The *Pouteria gardneriana* was the species that showed the greatest increase 0,128 cm/year. *Myrcia seloi*, *Sapium haematospermum* and *Scutia buxifolia* did not change in number of individuals. The index admission (1.68%) was higher than the mortality rate (0.44%), and conclude that the area is in the growth process.

Keywords: Parque do Espinilho, Join, Mortality.

INTRODUÇÃO

O entendimento dos processos ecológicos e dinâmicos das populações são requisitos básicos para dar alternativas de conservação e manejo em áreas com florestas naturais. O conhecimento das florestas, da sua composição de espécies, estrutura, formas de crescimento, como se reproduzem as diferentes condições do ambiente, são aspectos relacionados à dinâmica florestal.

Segundo Husch *et al.* (1974) a estrutura de uma floresta consiste na distribuição das espécies e quantidades de árvores em uma área florestal, sendo resultado dos hábitos de crescimento das espécies e das condições ambientais onde se originou e desenvolveu. Alder e Synnott (1992) sugerem que para a avaliação do crescimento em florestas mistas, ao longo de um período, três componentes devem ser analisados: incremento (crescimento em diâmetro das árvores individuais); mortalidade (número de árvores que morreram no período) e ingresso (número ou volume de árvores que surgiram nas classes de tamanho mensuráveis da regeneração).

A partir de informações sobre a dinâmica, é possível avaliar as mudanças na sua estrutura horizontal e vertical, com base nas taxas de mortalidade, recrutamento e crescimento de seus indivíduos. Estudos da dinâmica também são fundamentais para subsidiar além das práticas de manejo, a restauração de um ecossistema, ou mesmo de uma população degradada, bem como melhor compreender os processos ecológicos e identificar como os fatores externos influem na dinâmica da comunidade.

A região da Campanha do estado do Rio Grande do Sul caracteriza-se, com relação ao aspecto da vegetação, pela predominância da formação Savana Estépica Parque nas proximidades do município de

Barra do Quaraí. A Savana Estépica Parque é composta por uma vegetação campestre que possui uma abundância de arbustos lenhosos, ou ainda espécies de porte arbóreo as quais conferem a estepe um caráter de Parque.

Nas últimas décadas, a presente vegetação, sofreu e vem sofrendo uma intensa antropização, principalmente a questões relacionadas à mudança do uso da terra, na qual a vegetação foi substituída por pastagens, ou mesmo em áreas para o cultivo do arroz. Portanto, o conhecimento da dinâmica desta formação é importante para o fornecimento de subsídios para programas de manejo, conservação e recuperação deste ecossistema.

O presente estudo possui a finalidade de contribuir com a geração de informações sobre os processos ecológicos que possam subsidiar práticas de manejo e conservação da vegetação em questão, sendo assim os objetivos foram caracterizar a dinâmica da estrutura horizontal, bem como as mudanças ocorridas nos processos dinâmicos (crescimento, mortalidade e ingresso) em área de Savana Estépica Parque localizada no estado do Rio Grande do Sul.

MATERIAL E MÉTODOS

A área da realização do estudo está localizada no município de Barra do Quaraí, no extremo sudoeste do estado do Rio Grande do Sul (Figura 1), a qual possui uma altitude média de 52 m. O Parque Estadual do Espinilho está inserido na Microbacia do Arroio Quaraí-chico, possui uma área de 1.617,14 ha conforme Decreto Estadual 41.444 de 28 de fevereiro de 2002.

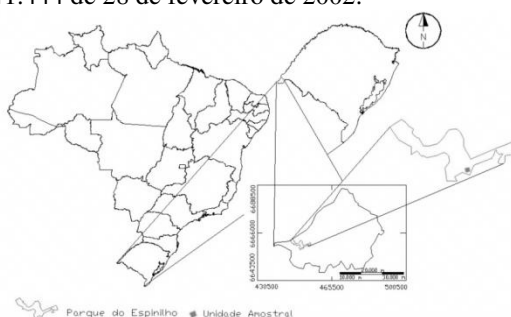


Figura 1 - Área de estudo e localização da unidade amostral.

O clima da região, conforme classificação de Köppen é Cfa, com médias anuais de temperatura de 23,4°C, tendo a temperatura do mês mais quente inferior a 22°C e a do mês mais frio superior a 3°C, frequentemente há formação de geadas (MORENO, 1961). As chuvas são bem distribuídas durante todo o ano com uma média anual variando entre 1.300 e 1.500 mm, apresentando índices médios mensais superiores a 100 mm, o que não exclui a ocorrência de déficits hídricos nos meses mais quentes (PASTORE *et al.*, 1986).

Em janeiro de 2001 por ocasião do primeiro Inventário Florestal Contínuo do Rio Grande do Sul, foi realizado o levantamento na Savana Estépica Parque, sendo instalada unidade amostral permanente de 1 ha (100 x 100 m). A unidade foi subdividida em subunidades de 100 m² (10 x 10 m) visando avaliar composição, estrutura e incremento. Na unidade amostral, todas as árvores com diâmetro a altura do peito (DAP) $\geq$ 10 cm foram medidas, identificadas botanicamente e receberam uma etiqueta de alumínio com número de identificação.

Para avaliar as mudanças na Savana Estépica Parque, foi realizado em abril de 2009 um novo levantamento na mesma unidade amostral implantada em 2001. Na ocasião foram remedidas todas as árvores amostradas em 2001. As árvores que ingressaram, as mortas e vivas com (DAP) $\geq$ 10 cm, foram amostradas, medidas e identificadas botanicamente.

Na dinâmica foi avaliado o ingresso, a mortalidade e o crescimento (incremento periódico anual). O ingresso corresponde àquelas novas árvores que durante o período considerado atingiram ou ultrapassaram o DAP $\geq$ 10 cm, a mortalidade refere-se ao número de árvores que no inventário de 2001, estavam vivas, mas que no ano de 2009 estavam mortas. O crescimento ou incremento periódico anual (IPA) refere-se ao crescimento das árvores durante um período de tempo. Para os cálculos das estimativas estruturais, distribuição diamétrica e processos dinâmicos (crescimento, mortalidade e ingresso), utilizaram-se o Software Mata Nativa 2.10.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Ao analisarmos o período estudado, ressalta-se que a população não sofreu alteração, mantendo os mesmos indivíduos que a caracterizam (Tabela 1). Reitz *et al.* (1983), ressaltam que no Parque do

Espinilho, o aspecto fitofisionômico é formado principalmente pelo gregarismo de *Prosopis nigra* e *Prosopis affinis*, as quais se concentram principalmente nos arredores da Barra do Quaraí, constituindo-se de 90 a 98% da vegetação arbórea do parque. Pode-se encontrar também com relativa frequência a *Vachellia caven*, sendo que as três espécies de Fabaceae são as que determinam o aspecto diferenciado a região, dando a vegetação um caráter xeromórfico.

Tabela 1- Índices de Ingresso, Mortalidade e Incremento Periódico Anual (IPA) das espécies amostradas na Savana Estépica Parque, Barra do Quaraí (RS).

Espécies	Nome Popular	Família	Ingresso (ind/ha)	Mortalidade (ind/ha)	IPA (cm/ano)
<i>Aspidosperma quebracho-blanco</i> Schtdl.	Quebracho	Apocynaceae	2	2	0,051
<i>Prosopis nigra</i> (Gris.) Hieron	Algarroba	Fabaceae	4	3	0,054
<i>Prosopis affinis</i> Spreng.	Inhanduvá	Fabaceae	1		0,078
<i>Vachellia caven</i> (Molina) Seigler e Ebinger	Espinilho	Fabaceae	7		0,048
<i>Scutia buxifolia</i> Reissek	Coronilha	Rhamnaceae			0,040
<i>Pouteria gardneriana</i> Radlk.	Aguaí-leiteiro	Sapotaceae	5		0,128
<i>Sapium haematospermum</i> Müll. Arg.	Toropi	Euphorbiaceae			0,115
<i>Myrcia selloi</i> Spreng.	Guamirim	Myrtaceae			0,057
			Total: 19	Total: 5	Média:0,053

Os valores do incremento periódico anual mostram uma média de incremento de 0,053 cm/ano, valor superior ao encontrado por Watzlawick *et al.* (2010) 0,027 cm/ano, também analisando *Prosopis nigra*, *Prosopis affinis*, *Vachellia caven* e *Scutia buxifolia* espécies do Parque do Espinho, a diferença entre os valores ocorre devido ao presente estudo analisar maior número de espécies e estas possuem maior incremento.

Dentre as espécies inventariadas a *Pouteria gardneriana* foi à espécie que apresentou o maior incremento, sendo de 0,128 cm/ano, porém vale ressaltar que a mesma apresenta poucos indivíduos. A espécie que apresentou o maior número de ingressos, *Vachellia caven*, apresentou um incremento (0,048 cm/ano) maior que o encontrado por Watzlawick *et al.* (2010) que encontraram 0,039 cm/ano, valor menor devido ao maior número de indivíduos com classes superiores que registram pequeno crescimento.

A *Scutia buxifolia* foi à espécie que apresentou o menor incremento (0,040 cm/ano) e manteve o mesmo número de indivíduos, não apresentando mortalidade e ingresso. As espécies *Prosopis nigra* e *Prosopis affinis* apresentaram incremento de 0,054 e 0,078 cm/ano respectivamente, valores próximos aos encontrados por Gimenez *et al.* (2003) 0,057 cm/ano para *Prosopis nigra* e por Araujo *et al.* (2007) 0,080 cm/ano para *Prosopis affinis*.

Com relação às diferenças encontradas no incremento periódico anual, Braga e Rezende (2007) afirmam que o incremento é altamente variável entre as espécies. Contudo, para árvores individuais, as taxas de crescimento variam muito pouco ao longo do tempo, apresentando correlação entre medidas sucessivas do mesmo indivíduo.

Durante o período de monitoramento (2001-2009) a família Fabaceae (*Prosopis nigra*, *Prosopis affinis* e *Vachellia caven*) demonstrou o maior número de indivíduos ingressantes, correspondendo a 63% do total de ingressos. Marchiori *et al.* (1985) verificaram a composição florística e estrutural do Parque do Espinilho, descrevendo como uma vegetação formada por poucas espécies de árvores e arbustos lenhosos, sendo a grande maioria heliófitas e seletivas xerófitas exclusivas desta formação. Para esses autores a vegetação local possui uma composição extremamente simples, caracterizada pela associação de *Prosopis affinis*, *Prosopis nigra* e *Acacia caven*.

As espécies *Myrcia selloi*, *Sapium haematospermum* e *Scutia buxifolia* não apresentaram ingresso e mortalidade, mantendo o mesmo número de indivíduos no período analisado. O mesmo ocorreu com *Aspidosperma quebracho-blanco* que apresentou o mesmo número de ingresso e mortalidade permanecendo com o mesmo número de indivíduos. Para Rolin *et al.* (1999), de uma maneira geral, quando o ingresso de árvores em florestas tropicais se iguala a mortalidade, proporciona um balanço relativamente constante na densidade de árvores e refletindo uma flutuação na densidade que pode ser maior ou menor em cada floresta, dependendo do tipo, intensidade e frequência de distúrbios a que está submetida.

Ao analisarmos todas as espécies, de uma maneira geral, a taxa de ingresso foi de 1,68% ao ano, enquanto a taxa de mortalidade foi de 0,44% em cada ano, demonstrando que a região encontra-se em processo de crescimento. Watzlawick *et al.* (2010) encontraram 2,84% de índice de ingresso de indivíduos na Savana Parque, valor maior que encontrado no presente trabalho devido a maior área amostrada.

CONCLUSÕES

As espécies registraram um incremento médio de 0,053 cm/ano, valor superior ao encontrado por outros autores. *Pouteria gardneriana* foi à espécie que apresentou o maior incremento (0,128 cm/ano). A família Fabaceae (*Prosopis nigra*, *Prosopis affinis* e *Vachellia caven*) demonstrou o maior número de indivíduos ingressantes correspondendo a 63% do total de ingressos. *Myrcia selloi*, *Sapium haematospermum* e *Scutia buxifolia* não sofreram alteração no número de indivíduos, mantendo a população inalterada. O índice de ingresso (1,68%) foi maior que o índice de mortalidade (0,44%) demonstrando que a área esta em processo de crescimento.

REFERÊNCIAS

- ALDER, D.; SYNNOTT, T.J. Permanent sample plot techniques for mixed tropical Forest. Tropical Forestry Papers, n. 25, Oxford Forestry Institute, University of Oxford, Oxford, UK, 1992.
- ARAUJO, P.; JUÁREZ DE GALÍNDEZ, M.; ITURRE, M. Crecimiento de las especies principales de um bosque em regeneración del Chaco Santiaguense. **Rev. Quebracho**, v. 14, p. 36 - 46, 2007.
- BRAGA, F. M. S.; REZENDE, A. Dinâmica da vegetação arbórea da mata de galeria do catelinho, Brasília-DF. **Rev. Cerne**, v.13, n.2, p.138 – 148, 2007
- GIMÉNEZ, A.M.; RIOS, N.A.; MOGLIA, J.G. Crecimiento de *Prosopis nigra* (Griseb.) Hieron (algarrobo negro) en Santiago de Estero, Argentina. **Foresta Veracruzana**. v. 5, p. 17 - 22, 2003.
- HUSCH, B.; MILLER, C.I.; BEERS, T.W. **Forest mensuration**. New York, 1974. 410p.
- MARCHIORI, J. N. C.; LONGHI, S. J.; GALVÃO, L. Composição florística e estrutura do Parque de Inhanduvá no Rio Grande do Sul. **Revista do Centro de Ciências Rurais**, Santa Maria, v.15, n.4, p.319-334, 1985.
- MORENO, J.A. **Clima do Rio Grande do Sul**. Porto Alegre, 1961. 41p.
- PASTORE, U.; RANGEL, A.L.R.; TEIXEIRA, M.B. Levantamento dos recursos naturais. **Vegetação**. IBGE, Rio de Janeiro, 1986. p. 541 - 619.
- REITZ, P.R.; KLEIN, R.M.; REIZ, A. **Projeto Madeira do Rio Grande do Sul**. Itajaí: Sellowia, Herbário Barbosa Rodrigues, 1983. 435p.
- ROLIM, G.S.; COUTO, H.T.Z.; JESUS, R.M. Mortalidade e recrutamento de árvores na floresta atlântica em Linhares (ES). **Rev. Scientia Forestalis**, v. 55, p. 49 - 69, 1999.
- WATZLAWICK, L. F.; LONGHI, S. J.; SCHNEIDER, P. R.; FINGER, C. A. G.; LONGHI, R. V. Caracterização e Dinâmica da vegetação de uma Savana Estépica Parque, Barra do Quaraí, RS. **Pesquisa Florestal Brasileira**, Embrapa, Colombo, v. 30, n. 64, p. 363 – 368, 2010

DESBASTE SELETIVO EM POVOAMENTO CLONAL DE EUCALIPTO

¹Petrônio H. Alves, ²Gilciano S. Nogueira, ³Gabriela P. Barbosa, ⁴Emílio G. de Souza, ⁵Guilherme C. de Freitas, ⁶Júnia G. Soares da Silva

^{1,3,4,5}Engenheiro Florestal - Mestrando em Ciência Florestal pela Universidade Federal dos Vales do Jequitinhonha e Mucuri

²Engenheiro Florestal - Doutor em Ciência Florestal pela Universidade Federal de Viçosa

⁶Graduanda em Engenharia Florestal pela Universidade Federal dos Vales do Jequitinhonha e Mucuri

E-mails: petparauna@gmail.com; nogueirags@gmail.com; barbosa_gabriella@hotmail.com; egsflorestal@gmail.com; guilhermecflorestal@gmail.com; juniagss@msn.com

^{1,2,3,4,5,6} Universidade Federal dos Vales do Jequitinhonha e Mucuri - Campus JK, Departamento de Engenharia Florestal. Rodovia MGT 367 - Km 583, nº 5000 Alto da Jacuba 39100-000 - Diamantina, MG - Brasil.

Resumo

O objetivo deste trabalho foi avaliar a influência do desbaste no crescimento de árvores de um povoamento clonal de eucalipto. O experimento constitui-se de quatro níveis de intensidade de desbaste, analisados em 16 parcelas permanentes. O desbaste foi realizado aos 89 meses, com intensidade de 0%, 20%, 35% e 50% de área basal presente, eliminando os piores indivíduos. As variáveis analisadas foram área basal (B), diâmetro médio (q), altura total média (Ht) e volume total com casca (Vcc). A análise dos dados constituiu-se na comparação do efeito de variáveis, em relação à idade, por meio de modelo de regressão, e foi realizada aos 59,4 meses após o desbaste. O desbaste apresentou influência para as variáveis B , Vcc e q , porém, não influenciou a Ht .

Palavras-chave: Crescimento, Produção, Variáveis de Povoamento, Incremento, Teste de identidade de modelo.

Abstract

Selective thinning in clonal eucalypt stand. The aim of this study was to evaluate the influence of thinning on the growth of trees of a clonal eucalypt stand. The experiment consisted of four intensity levels of thinning, analyzed in 16 permanent plots. The thinning was done at 89 months, with intensity of 0%, 20%, 35% and 50% of the present basal area, eliminating the worst individuals. The variables analyzed were basal area (B), mean diameter (q), total height average (Ht) and total volume with bark (Vcc). The data analysis was the comparison of the variables' effect in relation to age, through regression model, and was performed at 59.4 months after the thinning. The thinning presented influence to the variables B , Vcc and q , however, did not influence the Ht .

Keywords: Growth, Yield, Stand Variables, Increment, Model Identity Test.

INTRODUÇÃO

A utilização de árvores de valor agregado provenientes de florestas plantadas é uma alternativa interessante e viável para as indústrias florestais que trabalham com madeiras de maior diâmetro. Porém, o problema é a dificuldade em produzir árvores de grande porte em florestas equiâneas sem que a terra seja subutilizada. Segundo Nogueira *et al.* (2001), dos tratamentos silviculturais existentes, o desbaste é o mais indicado para a produção de árvores de grande porte.

O desbaste possibilita que o potencial de crescimento do povoamento seja redistribuído num determinado número de árvores selecionadas, exercendo influências qualitativas e econômicas na formação do povoamento (VALE *et al.*, 1984). Vários pesquisadores, entre eles Aguiar *et al.* (1995), Forrester e Baker (2012); Silva *et al.* (2012), confirmam que o desbaste provoca um substancial incremento em diâmetro, por outro lado, a altura não está diretamente relacionada com a densidade do povoamento porque não depende do espaçamento entre árvores, a não ser que a densidade seja extrema.

Os aumentos em produção volumétrica de madeira, por árvore, em muitos casos não são resultantes da adoção de desbastes excessivamente drásticos, pois as árvores possuem uma capacidade limitada de utilizar todo o espaço que lhes é oferecido no interior do povoamento (FISHWICK, 1974). De acordo com Schneider *et al.* (1998), desbastes intensos podem levar ao aumento desproporcional do tamanho da copa e dos galhos, vindo a reduzir a qualidade da madeira e até a produção volumétrica da floresta. Em contra partida, os mesmo autores afirmam que os desbastes realizados na intensidade adequada e momento certo permitem melhorar a qualidade da madeira, tornar os sortimentos mais homogêneos e aumentar a dimensão das árvores, sem levar a perdas significativas de volume por área.

Campos e Leite (2009) afirmam que a decisão sobre a prática de manejo deve ser baseada em considerações econômicas, levando-se em conta a produção de árvores de maior valor individual.

Neste sentido, o presente trabalho tem como objetivo avaliar a influência do desbaste no crescimento de árvores de um povoamento clonal de eucalipto.

MATERIAIS E MÉTODOS

O experimento foi instalado em um povoamento clonal de eucalipto (Clone 1270, espaçamento 3 x 2 m), da empresa ArcelorMittal BioFlorestas em Martinho Campos – MG. Constituiu-se de quatro níveis de intensidade de desbaste, analisados em 16 parcelas permanentes de forma retangulares com tamanho médio de 2.600 m². Elas foram implantadas aos 27 meses de idade e foram medidas aos 27; 38; 51; 63,5; 75,7; 81,6; 99,8; 104,68; 111,9; 124,9; 137,4; 148,4 meses. Em cada medição e em cada parcela obteve-se a circunferência a 1,30 m (CAP) de todas as árvores, a altura total (*Ht*) das 15 primeiras árvores e a *Ht* de cinco árvores dominantes.

O desbaste foi realizado aos 89 meses, em Fevereiro de 2008, eliminando os piores indivíduos na intensidade de 0%, 20%, 35% e 50% de área basal presente. Os efeitos dos tratamentos foram avaliados empregando-se os dados obtidos até aos 148,4 meses, sendo 59,4 meses após o desbaste.

Os tratamentos foram definidos da seguinte forma:

T1 = 0% de desbaste em área basal presente;

T2 = 20% de desbaste em área basal presente, eliminando os piores indivíduos;

T3 = 35% de desbaste em área basal presente, eliminando os piores indivíduos;

T4 = 50% de desbaste em área basal presente, eliminando os piores indivíduos.

As variáveis analisadas resultantes da totalização dos dados das parcelas foram área basal (*B*), diâmetro médio (*g*), altura total média (*Ht*) e volume total com casca (*Vcc*). A análise dos dados constituiu-se na comparação do efeito de variáveis, em relação à idade, por meio de modelos de regressão. Os ajustes das variáveis ao longo do tempo foram verificados utilizando os seguintes modelos:

$$y = ax^b * \varepsilon \quad y = ax^{bx} * \varepsilon \quad y = a \frac{b}{x} * \varepsilon \quad y = a e^{bx} * \varepsilon \quad y = a + b \ln x + \varepsilon$$

$$y = a x^{\frac{b}{x}} * \varepsilon$$

$$y = a + bx + \varepsilon \quad y = \frac{1}{a + b \ln x} + \varepsilon \quad y = a b^x * \varepsilon \quad y = \frac{1}{ax + b} + \varepsilon \quad y = \frac{ab + ax^d}{bx + x^d} * \varepsilon$$

$$y = \frac{ax}{b + x} * \varepsilon$$

Onde: *y* é a variável dependente (variáveis analisadas); *x* é a idade (meses); *a*, *b*, *c* e *d* são os parâmetros.

A fim de comparar as equações geradas para cada variável em cada intensidade de desbaste foram realizados testes de identidade de modelo.

O teste Identidade de Modelo, descrito por Regazzi (1999), foi aplicado ao modelo que melhor se ajustou aos dados, e as hipóteses a serem consideradas foram:

$H_0: \beta_{01} = \beta_{02} = \dots = \beta_{0H}$ (as *n* equações são idênticas), vs. $H_a: \beta_i \neq \beta_j$ para pelo menos um $i \neq j$ (as *n* equações não são idênticas).

A regra de decisão do teste é: Se F calculado $\geq F$ tabelado, rejeita-se H_0 , ao nível de probabilidade α pré-estabelecido, caso contrário, não se rejeita H_0 . No estudo foi utilizado a probabilidade de 99%.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Para todas as variáveis analisadas, o modelo que apresentou melhor ajuste destas variáveis em função da idade foi o linear, $y = a + bx + \varepsilon$.

No teste de identidade de modelo, a hipótese H_0 foi rejeitada para todas as variáveis analisadas, entre todos os tratamentos. Sendo assim, as equações geradas para cada variável em cada intensidade de desbaste são diferentes, o que impede que uma única equação seja utilizada para mais de um tratamento. O resultado do teste indica que todas as variáveis, comparadas entre as intensidades de desbaste, apresentam diferença. Portanto, as variáveis são influenciadas pelo desbaste.

Os comportamentos dos ajustes de cada variável ao longo do tempo, para os quatro tratamentos, são apresentados na figura 1.

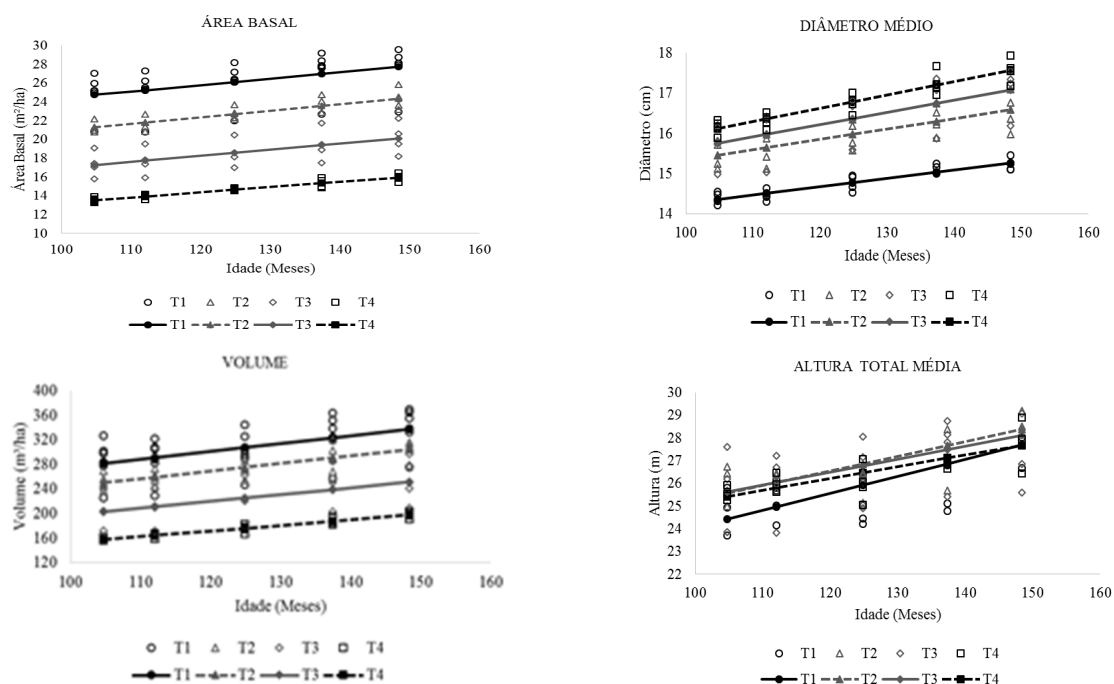


Figura 1 - Variáveis de povoamento (B , q , Ht e Vcc) analisadas ao longo do tempo, para cada tratamento.

Como pode ser observado, para todas as variáveis, cada tratamento apresentou um ajuste diferente dos demais, não podendo ser usada a mesma equação para os quatro tratamentos analisados. Para a variável B essa diferença está relacionada com o grau do desbaste, uma vez que os tratamentos com menor intensidade de desbaste apresentaram maiores valores de B comparados aos tratamentos de maior grau. O crescimento da área total ocupada por madeira, pelas árvores remanescentes, não foi suficiente para suprir o valor retirado em cada tratamento. Forrester e Baker (2012) constataram, em um estudo de desbaste em eucalipto, que a área basal por área era maior quanto mais denso o tratamento, porém, o incremento dessa variável foi maior para os tratamento com maior grau de desbaste. Resultados semelhantes foram encontrados, anteriormente, por Makinen e Isomaki (2004).

Já para a variável q , o crescimento foi proporcional ao grau de desbaste. Resultados como este foram observados por Aguiar *et al.* (1995), Makinen e Isomaki (2004), Forrester e Baker (2012), onde desbastes mais intensos proporcionaram maiores crescimentos em diâmetro. A redução no número de plantas diminui a competição entre os indivíduos remanescentes, favorecendo a retomada no crescimento em diâmetro. Esse crescimento tende a ser maior quanto maior a intensidade de desbaste, até o momento que o espaço oferecido aos indivíduos remanescentes torne a terra subutilizada. Após a concretização de um estudo em um povoamento de eucalipto, Aguiar *et al.* (1995) afirmaram que desbaste com intensidade superior à 60% é desnecessário e reduziria muito a quantidade de árvores no povoamento sem beneficiar o crescimento em diâmetro.

Embora uma única equação não possa ser utilizada para todos os tratamentos, os valores de Ht estimados estão muito próximos e não apresentam relação direta com o aumento do grau de intensidade do desbaste. Silva *et al.* (2012) constataram que o efeito do desbaste não foi significativo para altura total desse mesmo povoamento, comprovando que os desbastes não afetam o crescimento em altura quando o povoamento se encontra em idades avançadas. Os resultados encontrados estão de acordo com estudos realizados por Aguiar *et al.* (1995), Makinen e Isomaki (2004), Forrester e Baker (2012), nos quais foi verificado que a altura não é afetada pelo desbaste.

Observando a representação gráfica do ajuste para a variável Ht ao longo do tempo, percebe-se que a diferença dessa variável de um tratamento para outro está mais relacionado com o tipo de desbaste do que com o grau de intensidade do mesmo, uma vez que os tratamentos desbastados apresentaram comportamentos semelhantes e sem relação com o grau de desbaste. O desbaste foi realizado de forma seletiva eliminando os piores indivíduos, sendo assim, os tratamentos submetidos ao desbaste perderam árvores com porte inferiores, suprimidas, que poderiam chegar a morte natural. Com isso, as médias das alturas desses tratamentos tendem a ser maiores, comparado com o tratamento não desbastado. Lopes e Aparício (1995) relacionaram a diferença de alturas encontradas com o nível de competição entre os indivíduos, concluindo que o maior número de árvores dominadas resulta em uma tendência de alturas médias menores nos povoamentos mais densos.

Percebe-se que quanto menor o grau de desbaste maior o volume total com casca, o que impede a utilização de uma única equação para todos os tratamentos. Isso ocorreu porque o crescimento em diâmetro médio das árvores remanescentes não foi suficiente para suprir o volume referente às árvores retiradas, uma vez que a variável altura total média não foi influenciada significativamente pelo efeito do desbaste, e o volume é em função do diâmetro e da altura total da árvore. Silva *et al.* (2012) observaram, nesse mesmo povoamento, que as maiores produções ocorreram nos tratamentos com maior número de árvores remanescentes. Forrester e Baker (2012) verificaram que o volume por área era menor quanto maior o grau de desbaste, e que todos os tratamentos desbastados apresentaram menores valores para essa mesma variável, comparado aos tratamentos não desbastados. Cassidy *et al.* (2012) afirmaram que menores intensidades de desbaste resultam em maiores médias volumétricas. Esses resultados estão de acordo com a constatação de Assmann (1970) de que, as áreas manejadas com desbastes pesados produzem menores volumes comparado com as de desbastes leves, mesmo quando desbastes pesados proporcionam maior crescimento em área basal.

A relação entre desbaste e volume por área não representa um problema para empresas que trabalham com madeiras de grande porte, uma vez que estas objetivam obter árvores com maior valor agregado e com maior qualidade, e não maior volume por área. Munõz *et al.* (2008) relataram que tratamentos com maior quantidade de indivíduos de eucalipto apresentaram valores significativamente menores para o crescimento de árvores individuais, além de reduzir a qualidade da madeira para utilização em serraria, comparado à tratamentos com menor quantidade de árvores remanescentes.

CONCLUSÕES

O desbaste realizado aos 89 meses apresentou influência para as variáveis área basal e volume total com casca.

Ocorreu relação positiva entre a intensidade de desbaste e o crescimento em diâmetro médio dos indivíduos remanescentes.

A altura total média não foi influenciada pela intensidade de desbaste.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AGUIAR, I. B. *et al.* Efeito de intensidades de desbaste sobre o crescimento em altura e diâmetro de *Eucalyptus citriodora* Hook.. **IPEF**, Piracicaba, n. 48/49, p. 1-7, 1995.

ASSMANN, E. **The principles of forest yield study**. English edition Copyright, 1970. Pergamon Press Ltd. First English edition 1970 .Library of Congress Catalog Card No. 74-114 851

CAMPOS, J. C. C.; LEITE, H. G. **Mensuração florestal: perguntas e respostas**. 3. ed. Viçosa, MG: Editora UFV, 548 p., 2009.

CASSIDY, M. *et al.* Stocking and intensity of thinning affect log size and value in *Eucalyptus pilularis*. **Forest Ecology and Management**. 264, 220-227, 2012.

FISHWICK, R. W. Estudos de espaçamento e desbaste em plantações brasileiras. In: CONGRESSO FLORESTAL BRASILEIRO, 2. **Anais.Curitiba**, FIEP, p. 202-5, Curitiba, 17-21 Setembro 1974.

FORRESTER, D.; BAKER, T. Growth responses to thinning and pruning in *Eucalyptus globulus*, *Eucalyptus nitens* and *Eucalyptus grandis* plantations in southeastern Australia. **Can. J. For. Res.** Vol.42, 2012.

LOPEZ, J. A.; APARICIO, J. L. Crecimiento y producción de *Eucalyptus grandis* com diferentes densidades de plantación (Información hasta el 120 año de edad). **Bosque**. Bella Vista, 16(2), p.81-89, 1995.

MAKINEN, H.; ISOMAKI, A. Thinning intensity and growth of Norway spruce stands in Finland. **Forestry**, vol. 77, 2004.

MUNÕZ, F. *et al.* The effect of pruning and thinning on above ground aerial biomass of *Eucalyptus nitens* (Deane & Maiden) Maiden. **Forest Ecology and Management**. 255, 365-373. Concepción, Chile. 2008.

NOGUEIRA, G. S. *et al.* Determinação da idade técnica de desbaste em plantações de eucalipto utilizando o método dos ingressos percentuais. **Scientia Forestalis**, n. 59, p. 51-59, 2001.

REGAZZI, A. J. Teste para verificar a identidade de modelos de regressão e a igualdade de parâmetros no caso de dados de delineamento experimental. **Revista Ceres**, Viçosa, v. 46, n. 266, p. 383-409, 1999.

SCHNEIDER, P. R. *et al.* Produção de *Eucalyptus grandis* Hill ex Maiden em diferentes intensidades de desbaste. **Ciência Florestal**, v. 8, n. 1, p. 129-140, 1998.

SILVA, J. V. *et al.* Produção e acúmulo de nutrientes em povoamentos de eucalipto em consequência da intensidade de desbaste e da fertilização. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.47, n.11, nov.2012.

VALE, A.B. *et al.* Desbastes florestais. **Brasil florestal**, Brasília, (59): 45-57, 1984.

DESEMPENHO DAS FUNÇÕES NORMAL E LN-NORMAL PARA CARACTERIZAR A DISTRIBUIÇÃO DIAMÉTRICA DE *Pinus taeda* L., NO MUNICÍPIO DE IPUMIRIM, SC

¹Luan Demarco Fiorentin ¹Izabele Domingues ²Rodrigo Otávio Miranda ²Angelo Augusto Ebling ³Rorai Pereira Martins Neto

¹Engenheiro Florestal. Mestrando no Programa de Pós Graduação em Engenharia Florestal da Universidade Federal do Paraná. Universidade Federal do Paraná. Av. Pref. Lothário Meissner, 632, Jardim Botânico, Curitiba, PR – Brasil, CEP:80210-170. luanfiorentin@hotmail.com izabele.soares@gmail.com

²Engenheiro Florestal. Doutorando no Programa de Pós Graduação em Engenharia Florestal da Universidade Federal do Paraná. rov_miranda@yahoo.com.br aebling@hotmail.com

³Engenheiro Florestal. Mestrando no Programa de Pós – graduação em Engenharia Florestal da Universidade do Estado de Santa. Av. Luiz de Camões, 2090 Conta Dinheiro, Lages, SC – Brasil, CEP:88520000. rorai.neto@gmail.com

Resumo

As funções de densidade probabilística são uma importante forma de caracterizar a estrutura da distribuição diamétrica de povoamentos florestais. Assim, o objetivo desta pesquisa foi avaliar o desempenho das funções Normal e Ln-Normal para caracterizar a distribuição diamétrica de *Pinus taeda* L., no município Ipumirim, SC. Os dados de diâmetro foram agrupados em classes diamétricas com amplitude de 3 cm e, posteriormente foram ajustadas as funções Normal e Ln-Normal, as quais foram avaliadas por meio do R^2_{aj} , syx , $syx\%$ e o teste de Kolmogorov-Smirnov. A função Ln-Normal apresentou desempenho superior em todas as estatísticas de ajuste e precisão e também para o teste de Kolmogorov-Smirnov, caracterizando essa função como a de melhor ajuste para o povoamento de *Pinus taeda* L. deste estudo. Palavras-chave: função de densidade de probabilidade, frequência, função Normal.

Abstract

Performance of normal and ln-normal function to characterize the Pinus taeda L. diametric distribution, in district of Ipumirim, SC. The probability density functions are an important form to characterize the structure of forest stands diametric distribution. Therefore, the objective of this research was evaluating the performance of Normal and Ln-Normal function to characterize the *Pinus taeda* L. diametric distribution, in Ipumirim, SC. The diameter data were clustered in diametric classes with 3 cm of extend, posteriorly was adjusted the Normal and Ln-Normal function, where it was evaluated by R^2_{aj} , syx , $syx\%$ and Kolmogorov-Smirnov test. The Ln-Normal function has presented superior performance in all adjustment and precision statistics and for the Kolmogorov-Smirnov test, characterizing that function as the best fit to the *Pinus taeda* L. stand of this study.

Keywords: probabilistic density function, frequency, Normal function.

INTRODUÇÃO

A distribuição de diâmetro é um indicador eficiente das características estruturais das árvores do povoamento florestal, além de estar bem correlacionados com outras variáveis importantes, como o volume, custos de exploração e qualidade de produtos (BAILEY e DELL, 1973).

A palavra estrutura significa a distribuição, disposição ou organização das partes de um todo. Quando se trata de floresta, a estrutura diz respeito às árvores e como elas se distribuem no espaço e nas diferentes classes de tamanho. Portanto, a distribuição diamétrica trata da disposição das árvores com relação às posições de maior ou menor diâmetro em uma floresta, caracterizando-se pelo agrupamento das árvores em classes de diâmetro à altura do peito (TÉO *et al.*, 2012).

Conforme Loetsch *et al.* (1973), o agrupamento das árvores em classes de diâmetro à altura do peito (DAP) podem ser representadas por tabelas, histogramas de frequências ou através de um modelo, nesse último caso, com o uso de funções de densidade de probabilidade (FDPs).

As FDPs permitem estimar a probabilidade do número de árvores que ocorrem dentro de intervalos ou classes de diâmetro, desde que haja um limite inferior e outro superior. Scolforo (1998) e Campos e Leite (2009) destacam que diversas FDPs podem ser usadas para caracterizar a distribuição diamétrica de um povoamento florestal, como: Weibull, Beta, Sb-de-Johnson, Gama, Normal e Ln-Normal, Hiperbólica, Logística, Gompertz, Pearson, entre outras.

Muitos dos fenômenos aleatórios que ocorrem na natureza comportam-se próximos a distribuição normal, com valores muito frequentes em torno da média, diminuindo a frequência à medida que se afastam da mesma, como a própria distribuição diamétrica. Quando este tipo de distribuição ocorre, diz-se que a distribuição apresenta a forma unimodal.

Assim, a função Normal e a Ln-Normal são amplamente aplicadas na área florestal para se estimar a distribuição diamétrica dos povoamentos florestais de *Pinus taeda*, apresentando, na maioria dos casos, ajuste satisfatório aos dados, como nos trabalhos de Carelli Netto (2008) e Téo *et al.* (2011).

Portanto, em vista do exposto anteriormente, o presente estudo teve como objetivo avaliar o desempenho da função Normal e Log-Normal para caracterizar a distribuição diamétrica de *Pinus taeda* L., no município de Ipumirim, SC.

MATERIAL E MÉTODOS

Os dados foram obtidos a partir de um povoamento de *Pinus taeda*, localizado no município de Ipumirim, SC. A região é caracterizada por apresentar vegetação do tipo Floresta Ombrófila Mista (FOM). De acordo com a classificação climática de Köppen, o clima predominante é Cfb, ou seja, clima subtropical, com verões brandos e temperatura média inferior a 22° C no mês mais quente do ano. Na região ocorre o predomínio de solos da Classe Latossolos, os quais se caracterizam por serem bem drenados, ricos em óxido de ferro e alumínio e baixa fertilidade natural, sendo aptos para culturas permanentes com condições para culturas anuais de extensão limitada (PRATES *et al.*, 1989).

O povoamento possui 37,33 hectares (ha) de floresta, com 18 anos de idade. O espaçamento inicial era de 2,5 x 2,5 metros (m), ou seja, com uma densidade de 1.600 árvores/hectare (árv./ha). Foram realizados 3 desbastes, sendo o primeiro desbaste sistemático e seletivo e outros dois desbastes somente seletivos. Atualmente, a densidade é de aproximadamente 600 árv./ha.

Para a coleta dos dados, foram distribuídas aleatoriamente na área de estudo 5 parcelas de área fixa de dimensões de 25 x 25 m (625 m²). Dentro das unidades amostrais foram mensuradas as circunferências à altura do peito (cap) de todos os indivíduos com fita métrica, bem como as respectivas alturas. Em seguida, os dados de circunferência foram transformados para diâmetros. Os dados de diâmetro foram agrupados em diferentes classes diamétricas, com amplitude de 3 cm. Posteriormente foi realizado o ajuste das funções de densidade probabilística Normal e Ln-Normal no *software* Microsoft Office Excel® 2010, por meio da ferramenta *Solver*, a qual foi utilizado o algoritmo de gradiente generalizado (GRG) na interação dos parâmetros das funções, com o objetivo de reduzir a soma dos quadrados dos resíduos.

A função de densidade probabilística Normal possui a seguinte forma matemática:

$$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} * e^{\left\{-\frac{1}{2} * \left[\frac{(x-\mu)^2}{\sigma^2}\right]\right\}}$$

Onde: x = variável aleatória, neste caso, o diâmetro; σ^2 = variância da variável aleatória; σ = desvio padrão da variável aleatória; μ = média da variável aleatória.

Enquanto a função de densidade probabilística Ln-Normal possui a seguinte forma matemática:

$$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} * e^{\left\{-\frac{1}{2} * \left[\frac{(\ln x - \mu)^2}{\sigma^2}\right]\right\}}$$

Onde: $\ln x$ = logaritmo natural da variável aleatória, neste caso, o diâmetro; σ^2 = variância da variável aleatória; σ = desvio padrão da variável aleatória; μ = média da variável aleatória.

Para avaliar o desempenho das funções de densidade probabilísticas testadas foram calculadas as estatísticas de ajuste e precisão das funções usando o Coeficiente de Determinação Ajustado (R^2_{aj}), Erro Padrão da Estimativa (syx) e Erro Padrão da Estimativa em Porcentagem ($syx\%$). Estas estatísticas possuem sua descrição detalhada em Draper e Smith (1998). As funções de densidade probabilísticas foram também submetidas ao teste de Kolmogorov-Smirnov, o qual compara a frequência acumulada e estimada pela FDP em seu ponto de maior diferença, conforme pode ser observado a seguir.

$$D_{cal} = \max|\hat{F}(x) - F(x)|$$

Onde: $\hat{F}(x)$ = frequência acumulada estimada; $F(x)$ = frequência acumulada observada.

O valor da maior diferença entra a frequência observada e estimada (D_{cal}) foi comparado a um valor tabelado (D_{tab}) para o nível de 1% de significância. Se o valor do D_{cal} for menor que o valor do D_{tab} , a função apresenta aderência aos dados.

$$D_{\text{tab}} = \frac{1,63}{\sqrt{n}}$$

Onde: n = número de observações utilizadas para proceder a distribuição de diâmetros.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os parâmetros da função probabilística Normal e Ln-Normal, bem como o resultado do desempenho das mesmas em estimar o número de árvores por classe de diâmetro, estão descritas na Tabela 1. As duas funções testadas apresentaram aderência aos dados, visto que o D_{cal} resultou em um valor menor que o D_{tab} .

Tabela 1 - Parâmetros das funções probabilísticas testadas e respectivas estatísticas de ajuste e precisão, para estimar a distribuição diamétrica de *Pinus taeda* L., no município de Ipumirim, SC.

Função	μ	σ^2	σ	R_{aj}^2	syx	syx _%	D_{cal}	D_{tab}
Normal	29,297389	6,189470	6,189470	0,95	14,12	26,24	-0,070615	0,119840
Ln-Normal	3,380410	0,007344	0,091973	0,96	12,04	22,37	-0,068272	

Em que: σ^2 = variância da variável aleatória; σ = desvio padrão da variável aleatória; μ = média da variável aleatória; R_{aj}^2 = coeficiente de determinação; syx = erro padrão da estimativa (árv./ha); syx_% = erro padrão da estimativa em porcentagem; D_{cal} = valor calculado; D_{tab} = valor tabelado.

A função Ln-Normal apresentou desempenho superior em todas as estatísticas de ajuste e precisão, bem como para o teste de Kolmogorov-Smirnov, quando comparada com a função Normal.

O R_{aj}^2 apresentou valores altos para as duas funções, sendo que para a Ln-Normal o valor foi ligeiramente superior, em decorrência do paralelismo da estimativa com os valores observados da distribuição. Téo *et al.* (2012) avaliaram o desempenho de funções probabilísticas para descrever a distribuição diamétrica de *Pinus taeda*, em diferentes idades e índices de sítio, na região de Caçador, SC, onde os valores do R_{aj}^2 para a função Normal e Ln-Normal foram semelhantes aos obtidos no presente estudo.

Quanto ao syx e o syx_%, os valores obtidos também foram semelhantes, com valores mais baixos para a função Ln-Normal. Já para Téo *et al.* (2012), os valores mais baixos foram encontrados para a função Normal em todas as idades e índices de sítio.

Carelli Netto (2008) testou diversas funções de densidade probabilísticas para caracterizar a distribuição diamétrica em *Pinus taeda*, em diferentes espaçamentos e idades, no município de Otacílio Costa, SC. A função Normal apresentou melhor ajuste nas idades iniciais de 6, 8 e 10 anos, para espaçamentos de 2x2 e 2x3 m. Enquanto que para as idades mais avançadas (12, 14, 16 e 18 anos) a função Ln-Normal teve desempenho superior para espaçamento 2x2 m e a função Gama para espaçamento 2x3 m. este resultado foi semelhante ao do presente estudo, onde a função Ln-Normal também apresentou melhor ajuste para as idades de 18 anos.

Na Figura 1 é possível observar a distribuição diamétrica observada e a estimada pela função Normal e Ln-Normal. Nota-se que a distribuição diamétrica apresenta a forma unimodal, ou seja, a forma característica de florestas equiâneas.

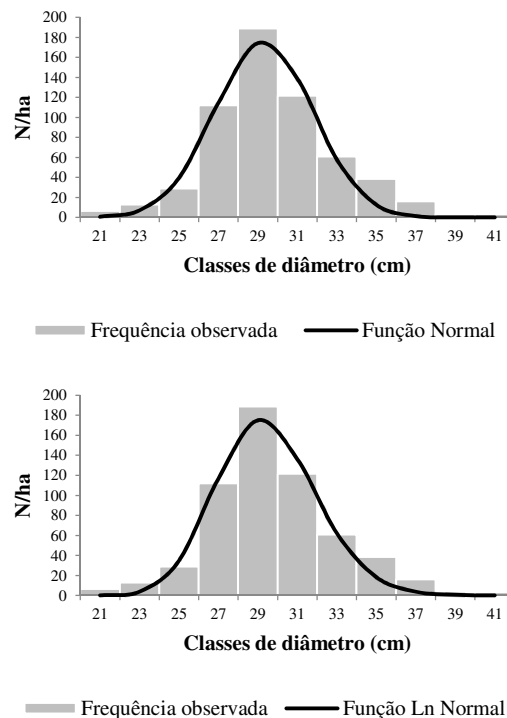


Figura 1 - Distribuição diamétrica estimada através da função Normal e Ln-Normal.

CONCLUSÕES

A função de distribuição probabilística Ln-Normal apresentou melhor desempenho na estimativa do número de árvores em determinadas classes de diâmetro quando comparada a função Normal, de acordo com as estatísticas utilizadas, sendo seu uso recomendado para estimar a distribuição diamétrica de *Pinus taeda* no município de Ipumirim – SC.

REFERÊNCIAS

- BAILEY, T.R.L.; DELL, R. Quantifying diameter distribution with the Weibull function. **Forest. Science**, v. 19, p. 97-104, 1973.
- CAMPOS, J.C.C.; LEITE, H.G. **Mensuração Florestal**: perguntas e respostas. 3. ed. Viçosa: UFV, 2009. 470 p.
- CARELI NETTO, C. **Dinâmica da distribuição diamétrica de povoamentos de *Pinus taeda* L. em diferentes idades e espaçamentos**. 105 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) – Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, 2008.
- DRAPER, N.R.; SMITH, H. **Applied regression analysis**. 3 ed. New York: John Wiley & Sons, 1998. 706 p.
- LOETSCH F.; ZÖHRER, F.; HALLER, K.E. **Forest Inventory**. München: BLV Verlagsgesellschaft, 1973. v. 2. 469 p.
- PRATES, A.M.M.; MANZOLLI, J.I.; MIRA, M.A.F.B. **Geografia física de Santa Catarina**. Florianópolis: Editora Lunardelli, 1989. 112 p.
- SCOLFORO, J.R.S. **Modelagem do crescimento e da produção de florestas plantadas e nativas**. Lavras: UFLA/FAEPE, 2006. 441 p.
- TÉO, S.J.; ROCHA, S.P.; BORTONCELLO, A.C.; PAZ, R.A.; DA COSTA, R.H. Dinâmica da distribuição diamétrica de povoamentos de *Pinus taeda*, na região de Caçador, SC. **Pesquisa Florestal Brasileira**, Colombo, v. 31, n. 67, p. 183-192, 2011.

TÉO, S.J.; BIANCHI, J.C.; PELOSO, A.; NAVA, P.R.; MARCON, A.; EHLERS, T.; DA COSTA, R.H. Desempenho de funções de densidade probabilística para descrever a distribuição diamétrica de *Pinus taeda*, na região de Caçador, SC. **Revista Floresta**, Curitiba, v. 42, n. 4, p. 741-754, 2012.

DINÂMICA DE CRESCIMENTO DA FAMÍLIA FABACEAE EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA ESTACIONAL SEMIDECIDUAL SUBMONTANA NO OESTE DO PARANÁ

Qohelet José Ianiski Veres¹, Vanessa Silva Moreira², Filemom Manuel Mokochinski³, Luciano Farinha Watzlawick⁴

¹ Eng. Florestal. Mestre em Ciências Florestais E-mail: q_veres@yahoo.com.br

² Eng. Florestal. Mestrando Produção Vegetal, Universidade Estadual do Centro-Oeste (UNICENTRO). R. Simeão Varella de Sá, 03, CEP 85040-080. Guarapuava, PR - Brasil. E-mail: vanessaeng.ftal@gmail.com

³ Eng. Florestal. Mestrando Produção Vegetal, Universidade Estadual do Centro-Oeste (UNICENTRO). R. Simeão Varella de Sá, 03, CEP 85040-080. Guarapuava, PR - Brasil. E-mail: filemom_mom@hotmail.com

⁴ Eng. Florestal. Dr. Prof. Departamento de Agronomia, Universidade Estadual do Centro-Oeste (UNICENTRO). R. Simeão Varella de Sá, 03, CEP 85040-080. Guarapuava, PR - Brasil. E-mail: farinha@unicentro.br

Resumo

Este trabalho teve por objetivos caracterizar a família Fabaceae em um fragmento da Floresta Estacional Semidecidual Submontana, quanto aos atributos ligados aos processos dinâmicos, como taxa de ingresso, mortalidade e crescimento. Para isso, foi instalada no ano de 2007 uma unidade amostral permanente de 0,5 hectare, localizada no município de São José das Palmeiras - PR. Em 2011, foram registrados os indivíduos mortos, remensurados os sobreviventes, mensurados e identificados os indivíduos recrutados ($DAP \geq 5$ cm). O incremento médio anual para todas as espécies foi de 0,19 cm.ano⁻¹, variando de 0,07 a 0,40 cm. A espécie com o maior incremento médio foi *Inga uruguensis* Hook. et Arn. com 0,40 cm.ano⁻¹. As 10 espécies apresentaram uma alta taxa anual de mortalidade (1,53%) e baixa taxa de ingresso (0,46%), porém apresentaram tendência em aumentar a sua capacidade de estoque, assim caracterizando uma floresta que está em plena recuperação de distúrbio, neste caso antrópico.

Palavras-chave: incremento, mortalidade, ingresso.

Abstract

Dynamic growth of the Fabaceae family in a sbmontane semideciduous forest fragment in western Paraná. This study aimed to characterize a fragment the Fabaceae family in a Semideciduous Submontane Forest according to its attributes related to dynamic processes such recruitment, mortality rates and growth. For that was established in 2007 a permanent sample plot of 0.5 hectares, located in São José das Palmeiras - PR. In 2011, there were dead individuals remeasured survivors, measured and identified the individuals enrolled ($DAP \geq 5$). The average annual increase for all species was 0.19 cm.ano⁻¹, ranging from 0.07 to 0.40 cm. The species with the largest average increase was with *Inga uruguensis* 0.40 cm.ano⁻¹. The 10 species will be high annual mortality rate (1.53%), and low entry rate (0.49%), but tended to increase their storage capacity at the moment, this remains stable characteristic of forest in full recovery of disorder in this case anthropic.

Keywords: ingrowth, tree mortality, tree recruitment

INTRODUÇÃO

A capacidade de regeneração, bem como o crescimento e a produtividade de uma vegetação secundária, dependem de vários fatores como: o solo, clima, relevo, nível de exploração, impacto gerado, idade, distância de outros fragmentos e banco de sementes. O manejo florestal vem ao encontro a esta realidade, com o intuito de conduzir a floresta em regime sustentável, garantindo que elas forneçam continuamente benefícios econômicos, ecológicos e sociais, mediante um planejamento para o aproveitamento dos recursos madeireiros e não-madeireiros disponíveis (REIS *et al.*, 2000).

A formação Floresta Estacional é conhecida também como mata do interior ou ainda mata branca, que se deve ao seu aspecto fisionômico em época de estiagem, ocasionado pela queda das folhas de parte dos indivíduos. Esta tipologia florestal divide-se em duas, assim sendo, quando mais de 50% das árvores presentes no dossel perdem as folhas, esta é classificada como Estacional Decidual, e quando o número de indivíduos for inferior a este, variando de 20 a 50%, classifica-se como Floresta Estacional Semidecidual (FES) (LEITE, 1994).

Estas florestas, por desenvolverem-se na maioria das vezes em condições naturais, não perturbadas, os fatores determinantes de cada fisionomia estão relacionados principalmente à fertilidade dos solos, considerada alta sob as florestas estacionais (LUGO *et al.*, 2006). Tais aspectos de fertilidade do solo, aliados ao grande potencial madeireiro de suas espécies, levaram a Floresta Estacional Semidecidual a ser reduzida a pequenos fragmentos, e em geral, muito alterada e em diferentes fases de sucessão (SANQUETTA, 2000).

Atualmente, poucos estudos tem se dirigido em torno dessas florestas secundárias. Fazendo-se necessárias informações sobre aspectos dinâmicos da floresta secundária, fundamentais para o manejo com base no rendimento sustentado (MUNIZ *et al.*, 2007).

O presente trabalho teve como objetivo principal analisar um fragmento da floresta estacional semidecidual, caracterizando-a quanto a sua estrutura diamétrica, bem como, as mudanças ocorridas nos processos dinâmicos de crescimento de algumas espécies. Este trabalho foi realizado de forma a analisar atributos estruturais e a dinâmica de crescimento de um fragmento da floresta estacional Semidecidual, durante um período de quatro anos.

MATERIAL E MÉTODOS

O estudo foi realizado em um fragmento florestal localizado no município de São José das Palmeiras, região oeste do estado do Paraná (Figura 1). A área em questão está inserida na formação Floresta Estacional Semidecidual (IBGE, 1992). A altitude local é de 435 m, que a caracteriza como uma formação submontana.

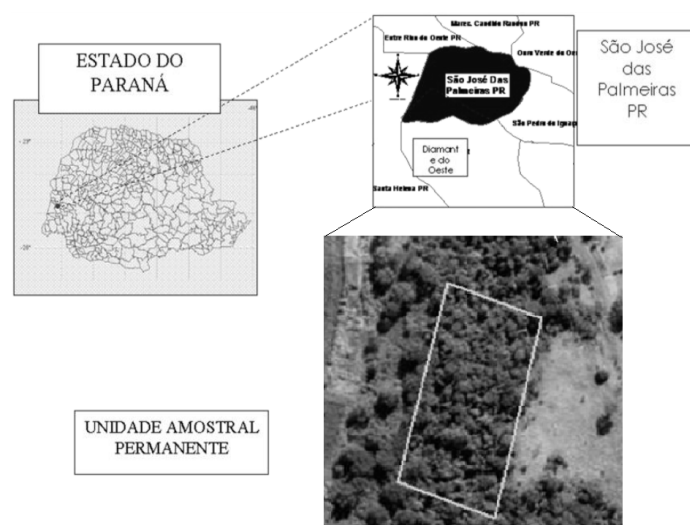


Figura 1 - Localização da Unidade Amostrai em São João das Palmeiras – PR

Conforme a classificação de Köppen, o clima da região é Subtropical Úmido Mesotérmico - Cfa, caracterizado com verões quentes, temperatura média superior a 22° C e invernos com geadas pouco frequentes, atingindo temperatura média inferior a 18° C (PARANÁ, 1994). A precipitação média anual varia de 1.600 mm a 1.800 mm, (IAPAR, 1994).

Foram coletados os dados de diâmetro à altura do peito - DAP (cm) e altura (m) de todas as árvores com DAP ≥ 5 cm, procedentes de uma unidade amostral permanente, com área de 5.000 m², subdivididas em 50 subunidades de 100 m², que foram instaladas no ano de 2007, e remedidas no ano de 2011, totalizando um intervalo de 4 anos entre a primeira e a última avaliação. Todos os indivíduos que atingiram o limite de inclusão estipulado (DAP ≥ 5 cm) foram contabilizados como ingressos, recebendo plaquetas em ordem de numeração e identificação. As árvores mortas também foram contabilizadas. Com base nos dados de ingresso e mortalidade obteve-se as taxas percentuais para estes eventos. Em 2008 o remanescente avaliado passou por uma intervenção, sendo removidas algumas árvores para a quantificação de biomassa e carbono. A análise da dinâmica do crescimento em diâmetro foi realizada mediante as diferenças das medições nos 4 anos de monitoramento, resultando no incremento periódico anual (IPA).

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os incrementos médios anuais em diâmetro para todas as espécies e por classe de diâmetro, para o período de quatro anos estão presentes na tabela 1. Constata-se que há poucas árvores com DAP superior a 27 cm. Atribui-se este fato ao histórico do remanescente florestal, que foi descaracterizado de sua estrutura original. Durante o período de 20 anos em que o fragmento permaneceu isolado, não ocorreu o retorno de sua estrutura original, sendo poucos os indivíduos que avançam para as classes diamétricas superiores.

Tabela 1 - Incremento Periódico Anual (IPA) da família Fabaceae amostrada na Floresta Estacional Semidecidual, para o período de 2007 a 2011.

Nome Científico	Classes de Diâmetro (cm)										IPA (média) cm/ano
	7,5	12,5	17,5	22,5	27,5	32,5	37,5	47,5	52,5	57,5	
<i>Albizia niopoides</i> (Spruce ex Benth.) Burkart	0,12	0,30	0,56	0,49		0,57					0,25
<i>Calliandra foliolosa</i> Benth.	0,08										0,08
<i>Dalbergia frutescens</i> (Vell.) Britton	0,07	0,12	0,04								0,07
<i>Holocalyx balansae</i> Mich.	0,19										0,19
<i>Inga uruguensis</i> Hook. & Arn.	0,39			0,42							0,40
<i>Machaerium paraguariense</i> Hassl.	0,16	0,14	0,34	0,70	0,50	0,15				0,12	0,25
<i>Machaerium stipitatum</i> (DC.) Vogel	0,10	0,15	0,14	0,20						0,00	0,13
<i>Myrocarpus frondosus</i> Allemão	0,12	0,62	1,19								0,18
<i>Parapiptadenia rigida</i> (Benth.) Brenan	0,24	0,24	0,92	0,45	1,44						0,33
<i>Peltophorum dubium</i> (Spreng.) Taub.	0,00										0,00
Média	0,15	0,26	0,53	0,45	0,97	0,36				0,06	0,19

Considerando todas as espécies avaliadas o IPA médio para a floresta foi igual a 0,19 cm.ano⁻¹, variando de 0,07 a 0,40 cm. As espécies que indicaram maior valor médio de incremento anual foram *Parapiptadenia rigida* com 0,33 cm e *Inga uruguensis* com 0,40 cm. O incremento periódico anual (IPA) por classe de diâmetro teve maior expressão entre as classes 12,5 e 27,5 cm especificamente. Foi onde ocorreram os maiores incrementos médios, chegando a 0,97 cm. Carvalho (1992) avaliando o crescimento na Floresta Nacional do Tapajós obteve valor semelhante ao do presente estudo, de 0,20 cm.ano⁻¹, também considerando indivíduos com diâmetros maiores que 5 cm. Segundo Schaaf (2001), estudando o crescimento de uma Floresta Ombrófila Mista no PR, constatou que os maiores incrementos diamétricos periódicos foram verificados nas classes diamétricas entre 50,0 - 60,0 cm e na classe 60,0 - 70,0 cm. Figueiredo Filho *et al.* (2010) com base em estudos realizados na Floresta Ombrófila Mista relatam que o crescimento diamétrico da floresta é, em média, de 0,23 cm.ano⁻¹. Os resultados obtidos no presente estudo encontram-se dentro dos limites observados pelos diferentes trabalhos citados.

Na tabela 2 é apresentado os valores de árvores mortas e ingressas. Observa-se que a mortalidade é superior ao número de indivíduos ingressos na área, fato atribuído à intervenção imposta à floresta em 2008.

Tabela 2 – Número de árvores mortas e ingressas para as espécies da família Fabaceae no período de 2007 a 2011.

Nome Científico	Nome Popular	Nº de árvores ingressas (Ind/ha)	Nº de árvores mortas (Ind/ha)
<i>Albizia niopoides</i>	Farinha seca	1	4
<i>Calliandra foliolosa</i>	Caliandra	1	3
<i>Dalbergia frutescens</i>	Rabo de bugio	1	1
<i>Holocalyx balansae</i>	Alecrim	0	0
<i>Inga uruguensis</i>	Ingá banana	0	1
<i>Machaerium paraguariense</i>	Canela do brejo	1	2
<i>Machaerium stipitatum</i>	Sapuva	0	3
<i>Myrocarpus frondosus</i>	Cabreúva	3	5
<i>Parapiptadenia rigida</i>	Angico vermelho	0	4
<i>Peltophorum dubium</i>	Canafístula	0	0
Total		7	23

A taxa de mortalidade anual foi de 1,53 %. A mortalidade de indivíduos neste caso, além de ser decorrente dos processos naturais de competição e susceptibilidade às pragas e doenças, é consequência também da remoção de alguns indivíduos, que resultou na redução da densidade no período, aumentando a taxa média anual de mortalidade. Figueiredo Filho *et al.* (2010) ao analisar os dados de mortalidade em diferentes fragmentos de Floresta Ombrófila Mista constataram que a mortalidade nestas áreas situa-se entre 1% e 2%.

Considerando o ingresso, a taxa média anual para todas as espécies foi de 0,46 %. Vacaro (2002), avaliando a dinâmica de uma Floresta Estacional Decidual no Rio Grande do Sul, observou que a taxa média anual de ingresso, de acordo com o estágio de sucessão da floresta foi de 2,87 % para o capoeirão, 4,26 % para a floresta secundária e 2,42 % para a floresta madura. Stepka (2008), Roik (2012) e Rodrigues (2012), também observaram taxas de mortalidade superiores ao ingresso em florestas no sul do Brasil.

CONCLUSÕES

Peltophorum dubium foi a espécie que deixou de existir nos registros do levantamento, sendo que esta instabilidade florística se deve ao fato de estar em pleno estágio de evolução. As espécies registraram um incremento médio de 0,19 cm.ano⁻¹. Os maiores incrementos médios ocorreram nas classes 12,5 e 27,5 cm, onde duas espécies apresentaram os maiores incrementos, sendo elas: *Machaerium paraguayense* e *Parapiptadenia rigida*. A espécie com o maior incremento médio foi *Inga uruguensis* com 0,40 cm.ano⁻¹. As 10 espécies apresentaram uma alta taxa anual de mortalidade (1,53 %), e baixa taxa de ingresso (0,46 %), porém apresentaram tendência em aumentar a capacidade de estoque.

REFERÊNCIAS

- CARVALHO, J. O. P. **Structure and dynamics of logged over Brazilian Amazonian rain forest**. 215 p. Tese (Doutorado em Ciências Florestais) – University of Oxford, Oxford, 1992.
- FIGUEIREDO FILHO, A.; DIAS, A. N.; STEPKA, T. F.; SAWCZUK, A. R. Crescimento, mortalidade, ingresso e distribuição diamétrica em Floresta Ombrófila Mista. **Floresta**, v. 40 p. 763-776, 2010.
- IAPAR. **Cartas Climáticas do Paraná**. Londrina: Instituto Agrônomo do Paraná. 1994.
- IBGE. **Manual técnico da vegetação brasileira**. Rio de Janeiro: IBGE, 1992. 92p.
- LEITE, P. F. **As diferentes unidades fitoecológicas da Região Sul do Brasil. Proposta de classificação**. 160 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) - Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 1994.
- LUGO, A. E.; MEDINA, E.; TREJO-TORRES, J. C.; HELMER, E. 2006. **Botanical and ecological basis for the resilience of Antillean dry forests**. p. 359-382. In: Neotropical Savannas 167 and Seasonally Dry Forests: diversity, biogeography, and conservation/R. Toby Pennington and James A. Ratter (eds.). CRC Press.
- MUNIZ, A. L. V.; ESQUERDO, L. N.; RIBEIRO, M. S.; SILVA, M. F. F. DA; PINHEIRO, K. A. O.; ALVINO, F. O.; ARAÚJO, E. L. S. DE; JUNIOR, R. C. C. **Dinâmica de Floresta Secundária com e sem Tratamento Silvicultural para fins de Manejo no Nordeste Paraense** Amazônia: Ci. & Desenv., Belém, v. 2, n. 4, jan./jun. 2007.
- PARANÁ. IAPAR. Instituto Agrônomo do Paraná. **Cartas Climáticas Básicas do Paraná**. Londrina, 1994.
- REIS, M. S. dos; FANTINI A. C.; NODARI, R. O.; GUERRA, M. P.; REIS, A.; .; **Sustained yield management of *Euterpe edulis* Martius (Palmae): A tropical palm tree from the Atlantic Tropical Forest**. Journal of Sustainable Forestry, v. 11, n. 3, p. 1-17, 2000.
- ROIK, M. **Florística, dinâmica e modelagem do incremento diamétrico em um fragmento de Floresta Ombrófila Mista no Centro-Sul do Paraná**. 2012. 120f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) – Universidade Estadual do Centro Oeste do Paraná, Irati, PR.
- RODRIGUES, A. L. **Dinâmica e correlações ambientais em um remanescente de Floresta Ombrófila Mista Aluvial em Guarapuava, PR**. 2012. 121f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) – Universidade Estadual do Centro Oeste, Irati.
- SANQUETTA, C. R. Avaliação biométrica da dinâmica da regeneração natural em áreas degradadas. In: SIMPÓSIO NACIONAL DE RECUPERAÇÃO DE ÁREAS DEGRADADAS, 2000, Blumenau, SC. **Anais....** Sl.: s.n., 2000.
- SCHAAF, L. B.; **Florística, estrutura e dinâmica no período 1979-2000 de uma Floresta Ombrófila Mista localizada no Sul do Paraná**. 2001. 131 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) – Universidade Federal do Paraná, Curitiba, PR.

STEPKA, T. F. Modelagem da dinâmica e prognose da estrutura diamétrica de uma floresta ombrófila mista por meio de matriz de transição e razão de movimentação. 2008. 152 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) – Universidade Estadual do Centro-Oeste, Irati, PR.

VACARO, S. Crescimento de uma Floresta Estacional Decidual, em três estágios sucessionais, no município de Santa Tereza, RS, Brasil. 157f. Tese (Doutorado em Engenharia Florestal) – Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, 2002.

DINÂMICA DE *Mimosa ophthalmocentra* Mart. ex Benth EM UMA ÁREA DE CAATINGA

Mayara Dalla Lana¹, Rinaldo Luiz Caraciolo Ferreira², Francisco Tarcísio Alves Júnior³, José Antônio Aleixo da Silva², Anderson Francisco da Silva⁴, Nattan Adler Tavares dos Santos⁴, German Hugo Gutierrez Cespedes⁵

¹ Engenheira Florestal, Doutoranda pelo Programa de Pós Graduação em Ciência Florestal, Universidade Federal Rural de Pernambuco, Rua Manoel de Medeiros, s/n, Dois Irmãos, CEP 52171-900, Recife (PE). mayaradallalana@hotmail.com

² Professor do Departamento de Ciência Florestal, Doutor, Universidade Federal Rural de Pernambuco, Rua Manoel de Medeiros, s/n, Dois Irmãos, CEP 52171-900, Recife (PE). rinaldo@dcfl.ufpe.br; aleixo@dcfl.ufpe.br

³ Bolsista PNPd/CAPES/FACEPE do Programa de Pós-Graduação em Ciências Florestais, Universidade Federal Rural de Pernambuco, Rua Manoel de Medeiros, s/n, Dois Irmãos, CEP 52171-900, Recife (PE). tarcisioalvesjr@yahoo.com.br

⁴ Acadêmicos do curso de Engenharia Florestal, Universidade Federal Rural de Pernambuco, Rua Manoel de Medeiros, s/n, Dois Irmãos, CEP 52171-900, Recife (PE). anderson.florestal@hotmail.com; nattantavares@hotmail.com;

⁵ Engenheiro Florestal, Empresa Agroindustrial Excelsior S.A. (Agrimex), Engenho Itapicirica, CEP 55900-000, Goiana-PE, Brasil. germanguitierrez@joaosantos.com.br

Resumo

Mimosa ophthalmocentra é uma espécie de múltiplos usos e exerce um importante papel econômico na geração de renda para a população das áreas de Caatinga. O objetivo deste estudo foi analisar a dinâmica da estrutura diamétrica, da mortalidade, do recrutamento e crescimento de *M. ophthalmocentra* relacionando com dados de precipitação em uma área de Caatinga no município de Floresta, PE. Os dados utilizados são provenientes de um inventário contínuo de 40 parcelas de 0,04 ha cada implantadas em 2008. Todos os indivíduos arbustivo-arbóreos com circunferência a 1,30 m do solo igual ou maior que 6,0 cm foram identificados, mensurados e, durante as remeidições, todas as árvores mortas e recrutadas foram registradas até o ano de 2013. Os resultados apontaram uma alta mortalidade e baixo recrutamento e crescimento de *M. ophthalmocentra* durante os cinco anos de análise. Esses resultados foram atribuídos ao déficit hídrico ocorrido na região durante o período estudado.

Palavras-chave: déficit hídrico, manejo sustentável; vegetação nativa.

Abstract

Dynamic of the Mimosa ophthalmocentra Mart. ex Benth in an area of Caatinga. Mimosa ophthalmocentra is a specie of multiple uses and plays important economic role for the Caatinga's population. The aim of this study was to analyze the dynamics of the diameter structure, mortality, recruitment and growth of *Mimosa ophthalmocentra* Mart. ex Benth. relating with precipitation data in an area of Caatinga in Floresta, PE. The used data proceeds from a continuous inventory of forty permanent sample plots of 0.04 ha each implemented since 2008. All trees with circumference at 1.30 m equal or greater than 6.0 cm were identified, measured, and during remeasurements all recruited and dead trees were counted until the year 2013. The results revealed a high mortality and low recruitment and growth of this species over the five years of analysis. These results were attributed to water deficit in the region during the study period.

Key-words: Sustainable management; native vegetation; water deficit.

INTRODUÇÃO

A caatinga é uma formação vegetal, que tem sua ocorrência nos estados brasileiros do Piauí, Pernambuco, Bahia, Ceará, Sergipe, Alagoas, Rio Grande do Norte e uma pequena parcela no norte de Minas Gerais, havendo o registro de 932 espécies, dessas 380 são endêmicas (GIULIETTI *et al.*, 2004).

Uma destas inúmeras espécies arbóreas é *Mimosa ophthalmocentra*, vulgarmente conhecida como “jurema de embira” da família Fabaceae. Apresenta porte médio, sendo que sua madeira é utilizada na elaboração de mourões, cercas de faxinas, estacas de cercas, lenha e carvão, e também tem uso medicinal. Por se tratar de uma espécie de múltiplos usos exerce um importante papel econômico na geração de renda para a população do semiárido brasileiro.

Na utilização da vegetação da Caatinga se destaca as atividades de extrativismo e agropecuária, estando sob forte pressão antrópica, principalmente, devido às demandas industrial e residencial por lenha e carvão vegetal da própria região (SAMPAIO, 2002). No entanto, essa exploração, na maior parte da Caatinga, não ocorre de maneira sustentável, tornando as áreas mais vulneráveis e contribuindo para os processos de desertificação e redução do seu potencial de produção (LEAL *et al.*, 2005). Além disso, é incipiente os estudos de dinâmica de crescimento de suas espécies arbustivo-arbóreas.

Segundo Sanquetta (2008), a realização de estudos detalhados sobre a estrutura e dinâmica de florestas naturais é fundamental para assegurar a sua conservação e manejo adequado, mas, ao mesmo tempo, é uma tarefa difícil, que envolve dedicação e integração. Necessariamente, esses estudos devem ser

inseridos em projetos de longo prazo, uma vez que existem limitações decorrentes, sobretudo da complexidade intrínseca das florestas naturais, da certidão e da irregularidade dos processos dinâmicos, bem como dos métodos científicos atualmente disponíveis.

Logo, o objetivo deste estudo foi analisar a dinâmica da estrutura diamétrica, da mortalidade, do recrutamento e crescimento de *Mimosa ophthalmocentra* Mart. ex Benth. no período de 2008 a 2013, relacionando-as com dados de precipitação em uma área de Caatinga no município de Floresta, PE.

MATERIAL E MÉTODOS

O estudo está sendo realizado na Fazenda Itapemirim, pertencente a Empresa Agroindustrial Excelsior S.A., com área total de 5.695,65 ha e localizada no município de Floresta-PE. A sede da fazenda está situada nas coordenadas geográficas 8°33'20,9"S de Latitude e 37°56'27,4"W de Longitude, distando 360 km da cidade do Recife (FERRAZ, 2011).

A vegetação pode ser classificada como Savana-Estépica Arborizada (IBGE, 2012). Pela classificação climática de Köppen o clima da região é do tipo BS'h, o que reporta a um clima semiárido quente. A precipitação anual total média fica compreendida entre 380 e 760 mm. A temperatura média anual do ar é maior que 18°C. Os períodos de chuva são concentrados de janeiro a maio, sendo os meses mais chuvosos março e abril.

O histórico de estudo retrata o estabelecimento e o monitoramento, desde o ano de 2008, de 40 parcelas de 20 x 20 m (400 m²) que estão distanciadas entre si 80 m, com 50 m da bordadura, totalizando uma área amostral de 1,6 ha. A área onde estão localizadas as parcelas permanentes possui aproximadamente 50 ha, estando inserida no interior da fazenda e é considerada preservada (com pouco histórico de corte), no entanto com presença de pastejo por caprinos.

Na instalação das parcelas em 2008, todos os indivíduos arbustivo-arbóreos com circunferência à 1,30 m do solo igual ou maior que 6 cm ($CAP \geq 6$ cm) foram identificados e etiquetados, visando padronizar o local da medição. As medições foram realizadas em 2011, 2012 e 2013, sendo inseridas no banco de dados os indivíduos recrutados, ou seja, os que atingiram a CAP mínima estipulada e também foram registrados os mortos e caídos.

Para este estudo, o recrutamento de árvores de jurema de embira nas parcelas foi considerado como o número de árvores que não constavam na medição inicial (2008) e que atingiram o critério de inclusão ($CAP \geq 6$ cm) na medição final (2013). A mortalidade foi considerada como o número de árvores que foram medidas na medição inicial e que tiveram sua morte verificada na medição final.

A taxa de recrutamento e mortalidade foi calculada pela seguinte fórmula:

$$T\% = \frac{N}{N_s} * 100$$

Em que: $T\%$ = taxa de recrutas ou mortas; N = número de árvores recrutadas ou mortas no período de análise; N_s = número de árvores vivas no período.

A dinâmica do crescimento de jurema de embira foi avaliada pelo incremento periódico anual em diâmetro (IPA_d), durante o período inventariado (2008-2013). Esse incremento foi calculado pela subtração do diâmetro de um determinado indivíduo na última ocasião de remedição (d_{2013}) pelo diâmetro de um determinado indivíduo na primeira ocasião de medição (d_{2008}) dividido pelo período entre a primeira medição e a última remedição (5 anos). A partir do incremento periódico de cada indivíduo foi calculada a média, bem como o desvio padrão e o coeficiente de variação desses incrementos para a espécie.

A análise da estrutura diamétrica foi caracterizada pela distribuição das frequências dos diâmetros em classes com amplitude de 1 cm. As análises foram realizadas para 2008 e 2013 graficamente e pelas principais estatísticas descritivas: limite inferior, limite superior, média, coeficiente de variação e desvio padrão. Para a verificação de diferença estatística entre o ano de 2008 e 2013, foi utilizado o teste Qui-quadrado (χ^2) com um nível de probabilidade de $\alpha = 0,01$ com C-1 graus de liberdade (C=número de classes de DAP). Se o χ^2 calculado for maior que o tabelado, rejeita-se a hipótese da nulidade (H_0) e as distribuições diamétricas de 2008 e 2013 serão consideradas diferentes (hipótese alternativa H_1).

Os dados meteorológicos utilizados nesta pesquisa são provenientes das informações dos índices pluviométricos disponibilizados pelo Instituto Agrônomo de Pernambuco (IPA) para o município de Floresta-PE, foram utilizados apenas os dados de precipitação anual acumulada (mm) (IPA, 2014). A matriz de correlação de Pearson foi feita com os dados de precipitação e as informações de recrutamento e mortalidade anuais dessa espécie com auxílio de planilhas EXCEL 2010.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Na instalação das parcelas foram registradas 1211 árvores de jurema de embira, ou seja, aproximadamente 757 árv.ha⁻¹. Durante os 5 anos de dinâmica foram registrados um ingresso de 52,5 árv.ha⁻¹ e uma mortalidade de 421,9 árv.ha⁻¹ com taxas de cerca de 7% e 56%, respectivamente. Atualmente são encontradas aproximadamente 387 árv.ha⁻¹.

Segundo Cavalcanti (2008) estudando as mudanças estruturais em 5 anos (2001 a 2006) em uma área de caatinga entre os municípios de Floresta e Betânia-PE, foi observado um aumento três vezes maior de densidade durante o período de análise para jurema de embira, diferente do encontrado neste estudo. Os autores relacionam essa variação da densidade a disponibilidade de água que afeta cada população de forma distinta, o que vai de encontro ao verificado no presente trabalho, já que houve seca mais severa no período de 2008-2013. Por outro lado, no presente estudo, na área pode haver a influência do pastejo por caprinos, já que a jurema de embira é procurada por estes animais.

O ano com maior mortalidade e menor recrutamento foi entre 2012 e 2013 com 395 árv.ha⁻¹ e 1,25 árv.ha⁻¹, respectivamente. Durante esse período, a região Nordeste enfrentou uma das maiores secas dos últimos 30 anos, que afetou o abastecimento de água em diversos Estados da região. A falta de chuva se assemelhou à enfrentada no começo da década de 1980.

Ao analisar a precipitação pluvial dos últimos três anos (2011, 2012 e 2013) encontrou-se alta correlação com a mortalidade e o recrutamento ocorrido no mesmo período, as correlações foram de -0,57 e 0,95 a 5% de probabilidade, respectivamente, ou seja, menores quantidades de chuvas aumentam a mortalidade e diminuem o crescimento e consequentemente o recrutamento dos indivíduos de jurema de embira nessa área.

Na Tabela 1 estão apresentados os incrementos dos indivíduos de *M. ophthalmocentra* que permaneceram vivos durante esses cinco anos. Observa-se que há uma grande variabilidade, o que pode estar relacionada com fase de sucessão e fatores ambientais distintos, bem como ter sido influenciada pelo tipo e o nível de intervenções que ocorreram no passado nesta área, ocasionado respostas distintas de cada indivíduo arbóreo.

Tabela 1- Incremento periódico anual em diâmetro (cm.ano⁻¹) para *M. ophthalmocentra* entre 2008 e 2013 em uma área de Caatinga, Floresta, PE.

Incremento em diâmetro (cm.ano ⁻¹)					
<i>M. ophthalmocentra</i>	Média	Mínimo	Máximo	Desvio padrão	Coefficiente de variação (%)
	0,09	0,02	0,32	0,05	53,5

Esse resultado de incremento médio foi bem abaixo do registrado para essa mesma espécie em uma área de Caatinga na mesma região desse estudo, entre os anos de 2001 e 2006, sendo de 0,27 cm.ano⁻¹ (CAVALCANTI, 2008), mostrando novamente a grande influência da disponibilidade de água no crescimento, já que as médias de precipitação para os anos de 2001 a 2006 foram superiores as dos anos de 2008 a 2013 (IPA, 2014).

Em 2008, a jurema de embira apresentou um diâmetro mínimo, máximo e médio de 1,9, 22,1 e 3,1 cm, respectivamente, com um coeficiente de variação de 39,9%. Já em 2013, o diâmetro mínimo foi de 2,1 cm o máximo de 22,4 cm, sendo que o médio foi 3,2 cm. O coeficiente de variação nesse ano foi maior do que em 2008 com valor de 41,1%.

Na Figura 1 está apresentada a distribuição diamétrica dos indivíduos de jurema de embira que se encontravam vivos nos anos de 2008 e 2013, ambas apresentaram comportamento unimodal. O valor calculado no teste χ^2 para a distribuição diamétrica foi de 190,9 bem superior ao valor crítico de 16,9 (GL=9), mostrando que as duas distribuições são diferentes estatisticamente, o que era esperado devido ao tempo entre as remediações e as alterações ocorridas na floresta para essa espécie.

Pela distribuição diamétrica fica mais visível a alta mortalidade ocorrida para essa espécie em todas as classes de dap. As proporções dos indivíduos pertencentes a cada classe entre os anos permaneceram semelhantes, indicando que houve uma perda de indivíduos (mortalidade) equivalente durante esses cinco anos.

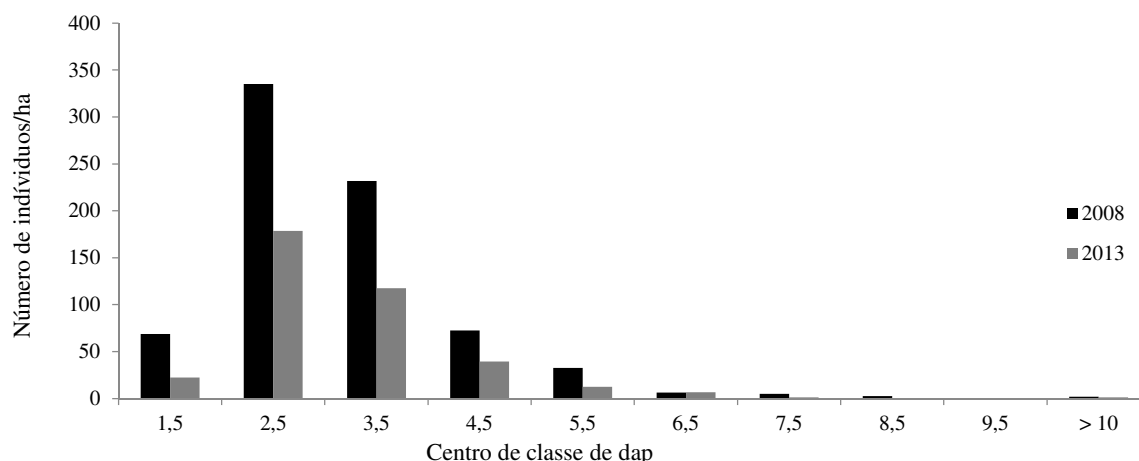


Figura 1 – Distribuição diamétrica de *Mimosa ophthalmocentra* em 2008 e 2013 em uma área de Caatinga, Floresta, PE.

CONCLUSÕES

Ao analisar a dinâmica da mortalidade, recrutamento, da estrutura diamétrica e do crescimento da espécie *Mimosa ophthalmocentra*, pode-se concluir que o déficit hídrico afetou diretamente o crescimento e a sobrevivência dessa espécie nessa área de Caatinga.

REFERÊNCIAS

- CAVALCANTI, A. D. C. **Variação temporal do componente lenhoso e de cactáceas de uma área de Caatinga em Betânia/PE**. 73 f. Dissertação (Mestrado em Botânica) - da Universidade Federal Rural de Pernambuco, Recife, 2008.
- FERRAZ, J. S. F. **Análise da vegetação de caatinga arbustivo-arbórea em Floresta, PE, como subsídio ao manejo florestal**. 134 f. Tese (Doutorado em Ciências Florestais) - Universidade Federal Rural de Pernambuco, Recife.
- GIULIETTI, A. M.; DU BOCAGE NETA, A. L.; CASTRO, A. A. J. F.; GAMARRA-ROJAS, C. F. L.; SAMPAIO, E. V.; VIRGÍNIO, J. F.; QUEIROZ, L. P.; FIGUEIREDO, M. A.; RODAL, M. J. N.; BARBOSA, M. R. V.; HARLEY, R. M. Diagnóstico da vegetação nativa do bioma Caatinga. In: SILVA, J.M.C; TABARELLI, M.; FONSECA, M. T.; LINS, L. V. (orgs.). **Biodiversidade da Caatinga: áreas e ações prioritárias para a conservação**. p. 48-90. Ministério do Meio Ambiente, Brasília.
- INSTITUTO AGRONÔMICO DE PERNAMBUCO (IPA). **Índice Pluviométrico**. Disponível em: http://www.ipa.br/indice_pluv.php. Acesso em: 25/04/2014.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Manual técnico da vegetação brasileira**. 2 ed. Rio de Janeiro, 2012. 271 p.
- LEAL, I. R.; SILVA, J. M.; TABARELLI, M.; LACHER J. R., T. E. Mudando o curso da conservação da biodiversidade na Caatinga do Nordeste do Brasil, In: **Conservação Internacional do Brasil**. Belo Horizonte: Megadiversidade, v. 1, p. 139-146, 2005.
- SAMPAIO, E. V. S. B. Uso das plantas da caatinga. In: SAMPAIO, E. V. S. B. GIULIETTI, A. M.; VIRGÍNIO, J.; GAMARRA-ROJAS, C. F. L. (Org.). **Vegetação e Flora da Caatinga**. Recife, APNE/CNIP, p. 49 – 90, 2002.
- SANQUETTA, C. R. **Experiência de monitoramento no bioma Mata Atlântica com uso de parcelas permanentes**. Curitiba: Multi-Graphic Gráfica e Editora. 2008. 338 p.

DISTRIBUIÇÃO DIAMÉTRICA DE *Pinus elliottii* Engelm. NA REGIÃO DE CACHOEIRA DO SUL, RS

Diego Vinchiguerra dos Santos¹, Eduardo Nunes Cabral², Taciara Zborowski Horst³, Leandro Homrich Lorentz⁴, Alexandra Augusti Boligon⁵, Eduardo Pagel Floriano⁶

¹ Acadêmico de Engenharia Florestal, Universidade Federal do Pampa, Unipampa, Av. Antônio Trilha, 1847. São Gabriel/ RS. CEP: 97300-000. <diegovinchiguerra@hotmail.com>

² Acadêmico de Engenharia Florestal, Universidade Federal do Pampa Unipampa, Av. Antônio Trilha, 1847. São Gabriel/ RS. CEP: 97300-000. <eduardocabral@alunos.unipampa.edu.br>

³ Acadêmico de Engenharia Florestal, Universidade Federal do Pampa, Unipampa, Av. Antônio Trilha, 1847. São Gabriel/ RS. CEP: 97300-000. <taciarahorst@hotmail.com>

⁴ Engenheiro Agrônomo, Dr., Universidade Federal do Pampa, Unipampa, Av. Antônio Trilha, 1847. São Gabriel/ RS. CEP: 97300-000 <leandrolorentz@unipampa.edu.br>

⁵ Engenheira Florestal, Dr., Universidade Federal do Pampa, Unipampa, Av. Antônio Trilha, 1847. São Gabriel/ RS. CEP: 97300-000 <aboligon@yahoo.com.br>

⁶ Engenheiro Florestal, Dr., Universidade Federal do Pampa, Unipampa, Av. Antônio Trilha, 1847. São Gabriel/ RS. CEP: 97300-000. <eduardopagelfloriano@gmail.com>

Resumo

O objetivo deste trabalho foi identificar a função densidade de probabilidade que melhor descreve a distribuição diamétrica de povoamentos equiâneos de *Pinus elliottii* Engelm., localizados no município de Cachoeira do Sul, RS. Foram avaliadas 4.163 árvores de 6, 8, 10, 12 e 14 anos de idade, em um sistema de amostragem aleatória sendo mensurados os diâmetros à altura do peito (DAP). Para cada idade, foram ajustadas as funções densidade de probabilidade Normal, Log-normal, Weibull e Gama à distribuição diamétrica do povoamento, sendo o ajuste avaliado pelos testes de Anderson-Darling, Kolmogorov-Smirnov e Qui-quadrado, considerando um nível de 95% de probabilidade. A função densidade de probabilidade de Weibull se ajustou aos dados com 10 anos de idade, e a função Normal às árvores de 14 anos. Para as demais idades não houve ajustamento às funções testadas.

Palavra-chave: Função densidade de probabilidade, classes de diâmetro, dinâmica populacional, manejo florestal.

Abstract

Diametric distribution of Pinus elliottii Engelm. in the region of Cachoeira do Sul, RS, Brazil. The aim of study was to identify the probability density function and their parameters that describe the diameter distribution at plantations with same age of *Pinus Elliottii* Engelm, located in the city of Cachoeira do Sul, RS, Brazil. Were measured 4.163 trees in forest stands with 6, 8, 10, 12, 14 years old, at a random system sampling where were measured the diameter at breast height (DBH). For each year the adjustment of the diameter were tested distribution Normal, Log-normal, Weibull and Gama, over the test of Anderson-Darling, Kolmogorov-Smirnov and Qui-quadrado at a level of 5% probability of error. The probability distribution of Weibull was adjusted for plantations with 10 years old and at Normal distribution the adjustment was possible in the plantation with 14 years old. For the others ages don't have adjustment to the functions tested.

Keywords: Probability density function, diameter classes, population dynamic, forest management.

INTRODUÇÃO

O Pinheiro (*Pinus elliottii* Engelm.) é uma espécie arbórea originária da América do Norte, pertencente à família Pinaceae. O *P. elliottii* destaca-se como uma das espécies mais utilizadas em plantios comerciais no sul do Brasil, devido à semelhança das características ambientais com a região de origem no sudeste dos Estados Unidos. No RS, é usado na produção de madeira para móveis e construção civil e na produção de resina utilizada em indústrias químicas (FLORIANO, 2008). Apresenta como características a facilidade nos tratamentos silviculturais, rusticidade, tolerância à geada e a períodos de estiagem, e se adaptaram devido aos fatores ambientais característicos das regiões Sul e Sudeste (SHIMIZU, 2008). Conforme Floriano *et al.* (2009), isso se dá em consequência da semelhança das características ambientais com a região de origem, no sudeste dos Estados Unidos. O gênero *Pinus* corresponde a 23,4% dos plantios florestais no território brasileiro (ABRAF, 2013).

Devido à variabilidade natural que ocorre no porte das plantas dentro dos povoamentos, para a elaboração de um plano de manejo dentro desses, é necessário prever as frequências com que essas árvores se apresentam no povoamento, a fim de estimar os sortimentos madeireiros que surgirão durante o ciclo produtivo, assim como a proporção de árvores para geração de energia e produtos madeireiros em geral. Segundo Arce (2004), a distribuição diamétrica é a ferramenta mais simples e poderosa para caracterizar a estrutura de uma floresta. O diâmetro, que é uma variável de fácil obtenção, é bem correlacionado com

outras variáveis de importância, como altura e volume e pode ser facilmente utilizado para caracterizar o número de árvores por unidade de área e por intervalo de classe diamétrica, permitindo conhecimento referente à dinâmica e estrutura populacional (ALVES JÚNIOR *et al.* 2009 *apud* IMAÑA-ENCINAS *et al.* 2013).

Os modelos por classes de tamanho são bastante difundidos no manejo florestal. Esta representação é realizada pelo uso de funções probabilísticas, também conhecidas como funções de densidade de probabilidade, que expressam a frequência relativa esperada em cada classe de diâmetro. Com isso, possibilita a avaliação econômica dos multiprodutos da floresta de maneira diferenciada, de acordo com o tamanho das árvores encontradas (FIGURA, 2010). As distribuições diamétricas são descritas por meio de funções, e podem ser modeladas com dados de inventários contínuos de parcelas permanentes ou por funções já conhecidas. Atualmente, o emprego das funções densidade de probabilidade representa a melhor forma de descrever a estrutura diamétrica de uma floresta (MACHADO *et al.* 2010). Segundo Binoti *et al.* (2013), para povoamentos equiâneos, destacam-se as funções de Weibull, normal, log-normal, Gama, entre outras.

A escolha da função é determinante para a qualidade das estimativas da distribuição diamétrica, a qual deve apresentar boa correlação com características do povoamento em estudo. De acordo com Machado *et al.* (2010), as funções devem ser testadas e selecionadas de forma a identificar qual delas proporciona maior consistência para descrever o comportamento da variável de interesse. Dentre os testes que podem ser utilizados para verificar a aderência da função à distribuição diamétrica, estão o de Kolmogorov-Smirnov, Qui-quadrado e o teste de Anderson-Darling (FLORIANO, 2008).

Diante do exposto, o objetivo deste trabalho foi identificar a função densidade de probabilidade que melhor descreve a distribuição diamétrica de povoamentos equiâneos de *Pinus elliotii*, localizados no município de Cachoeira do Sul, Rio Grande do Sul.

MATERIAL E MÉTODOS

Durante o ano de 2006, no município de Cachoeira do Sul, RS, as áreas florestais foram submetidas a um sistema de inventário, com amostragem aleatória simples quando foram coletados os dados de 68 parcelas amostrais, com área individual de aproximadamente 600 m². Foram avaliadas 1.263, 879, 629, 641, 751 árvores em povoamentos equiâneos de 6, 8, 10, 12 e 14 anos de idade, respectivamente. Em cada árvore, foi medido o diâmetro a 1,30 metros do solo (DAP). Para cada idade de povoamento, testou-se o ajuste das funções densidade de probabilidades Normal, Log-normal, Weibull e Gama à distribuição diamétrica dos povoamentos. A função Normal é descrita pelos parâmetros média e desvio padrão (μ e σ), enquanto a Log-normal, Weibull e Gama são descritas pelos parâmetros de escala e de forma, sendo todas truncadas com início da curva igual a zero.

Funções densidade de probabilidade testadas

As funções de probabilidade testadas para a distribuição de diâmetros foram Normal, Log-normal, de Weibull e Gama, que são descritas a seguir, conforme Floriano (2008).

Distribuição Normal

A função densidade de probabilidade da distribuição Normal de uma variável x , com média μ e variância σ^2 , é definida como: $f(x; \mu, \sigma) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right)$.

Em que: μ = média, ou parâmetro de locação; σ = desvio padrão, ou parâmetro de escala.

Distribuição Log-normal

Uma variável aleatória x tem a distribuição Log-normal quando o seu logaritmo $y = \ln(x)$ tem a distribuição normal com média $\mu + \sigma^2/2$, variância $(e^{\mu^2} - 1) e^{2\mu + \sigma^2}$ e função de densidade dada por:

$$f(x; \mu, \sigma) = \frac{1}{x\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{(\ln(x) - \mu)^2}{2\sigma^2}\right].$$

Em que: para $x > 0$, onde μ e σ são a média e desvio padrão do logaritmo da variável (por definição, o logaritmo da variável é normalmente distribuído).

Distribuição de Weibull

Uma variável x com distribuição de Weibull tem média $\lambda\Gamma(1+1/k)$, variância $\lambda^2\Gamma(1+2/k) - \mu^2$ e função densidade de probabilidade expressa por: $f(x; k, \lambda, \theta) = \frac{k}{\lambda} \left(\frac{x-\theta}{\lambda}\right)^{k-1} e^{-\left(\frac{x-\theta}{\lambda}\right)^k}$

Em que: para $x \geq \theta$ e $f(x; k, \lambda, \theta) = 0$ para $x < \theta$, onde $k > 0$ é o parâmetro de forma, $\lambda > 0$ é o parâmetro de escala e θ é o parâmetro de localização da distribuição; quando $\theta = 0$, a distribuição é reduzida a 2 parâmetros.

Distribuição Gama

Uma variável x com distribuição Gama tem média $k\theta$, variância $k\theta^2$ e função de densidade de probabilidade definida por: $f(x, k, \theta) = x^{k-1} \frac{e^{-x/\theta}}{\theta^k \Gamma(k)}$ para $x > 0$ e $\theta > 0$

Em que: a distribuição Gama é uma família de distribuição contínua de probabilidade de dois parâmetros; tem um parâmetro de escala θ e um parâmetro de forma k ; se k é um inteiro, então a distribuição representa a soma de k variáveis aleatórias exponencialmente distribuídas, cada uma delas têm um parâmetro θ .

Testes estatísticos de aderência das funções

Para a estimativa dos coeficientes, utilizou-se o método da máxima verossimilhança, pois este apresenta maior precisão na estimativa dos parâmetros, utilizando o programa SAS Enterprise Guide 4.3.

Para a avaliação do ajuste da distribuição diamétrica às funções densidade de probabilidade, utilizou-se os testes de Anderson-Darling, Kolmogorov-Smirnov e Qui-quadrado, considerando um nível de 95% de probabilidade, utilizando o software SAS Enterprise Guide 4.2 (SAS INSTITUTE, 2008).

O teste de Anderson-Darling é utilizado para verificar a qualidade do ajustamento, quando seu valor é significativo então pode-se dizer que não houve ajustamento da distribuição, é definido pela equação, apresentada a seguir (FLORIANO, 2008):

$$A^2 = -n - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n [(2i-1) \log U_{(i)} + (2n+1-2i) \log(1-U_{(i)})]$$

Em que: A^2 = estatística de Anderson-Darling para qualidade do ajustamento; $U = F(X)$ = Transformação da integral de probabilidade da variável X ; X = variável considerada; n = número de observações independentes; i = número da observação; $\log$ = logaritmo natural.

O teste de Kolmogorov-Smirnov segundo Stepka *et al.* (2011), é focado na maior diferença entre duas distribuições. A fórmula para medir as possíveis discrepâncias entre proporções observadas e esperadas é a seguinte: $D = \sup * |F_{\sigma(x)} - F_{e(x)}|$

Em que: $\sup$ = classe de DAP em que ocorre o mais alto valor da diferença entre $F_{\sigma(x)}$ e $F_{e(x)}$; $F_{\sigma(x)}$ = frequência observada acumulada para cada classe; $F_{e(x)}$ = frequência estimada acumulada para cada classe; D = o ponto de maior divergência é o valor de D de Kolmogorov-Smirnov.

O menor D entre distribuições indicará o melhor ajuste. A significância do teste é dada pela seguinte equação: $D_{calc} = D/N$

Onde: D = valor de máxima divergência; N = número total de amostras.

Se D_{calc} for menor que o D_{tab} aceita-se o ajuste. D_{tab} é um valor tabulado ao nível de α de probabilidade (BARTOSZECH *et al.* 2004).

O teste Qui-quadrado foi aplicado para fazer comparação entre as curvas, para saber se existe diferença significativa entre elas. É expresso segundo Machado *et al.* (2006), pela seguinte equação:

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^n \frac{(n f_i - n F_i)^2}{n F_i}$$

Em que: f_i = probabilidade observada na classe i ; F_i = probabilidade calculada na classe i ; n = frequência total.

RESULTADOS E DISCUSSÕES

Na Tabela 1 apresentam-se as estatísticas descritivas dos povoamentos, que foram todas calculadas e avaliadas com programa SAS, pelo procedimento CAPABILITY (Proc Capability). Os maiores desvios padrão foram encontrados nas idades de 8 e 10 anos (Tabela 1), indicando uma alta heterogeneidade nas observações de diâmetro. O maior coeficiente de variação se apresentou na idade de 6 anos, qual se tinha o maior número de amostras (Tabela 1). Nas idades de 12 e 14 anos os diâmetros ficaram mais próximos da média do povoamento, fato indicado pelo baixo coeficiente de variação (Tabela 1).

Tabela 1 - Estatísticas descritivas dos diâmetros em diferentes idades de *Pinus elliottii* localizados na região de Cachoeira do Sul, RS.

Idade	Diâmetro mínimo (cm)	Diâmetro médio (cm)	Diâmetro máximo (cm)	Desvio padrão (cm)	CV%	N
6	1,273	9,479	17,825	2,835	29,91	1263
8	3,183	16,247	24,191	3,489	21,47	879
10	5,092	16,907	28,329	3,589	21,24	629
12	12,414	20,606	31,839	2,784	13,51	641
14	13,369	22,983	32,785	2,960	12,87	751

Em que: CV% = coeficiente de variação em percentagem; N = número de indivíduos.

Tabela 2 - Parâmetros descritores da distribuição diamétrica das árvores dos povoamentos de *Pinus elliottii* e a qualidade do ajuste das funções densidade de probabilidade Normal, Log-normal, Weibull e Gama, na região de Cachoeira do Sul, RS

Distribuição	Parâmetros						
	μ^a	σ^a	Escala	Forma	KS ^b	AD ^b	Qui ^b
Idade = 6							
Normal	9,479	2,835	---	---	<0,05	<0,05	<0,05
Log-normal	---	---	1,190	0,370	<0,05	<0,05	<0,05
Weibull	---	---	10,481	3,922	---	<0,05	<0,05
Gama	---	---	1,088	8,716	<0,05	<0,05	<0,05
Idade = 8							
Normal	16,248	3,489	---	---	<0,05	<0,05	<0,05
Log-normal	---	---	2,759	0,262	<0,05	<0,05	<0,05
Weibull	---	---	17,588	5,469	---	<0,05	<0,05
Gama	---	---	0,939	17,296	<0,05	<0,05	<0,05
Idade = 10							
Normal	16,900	3,589	---	---	<0,05	<0,05	<0,05
Log-normal	---	---	2,802	0,237	<0,05	<0,05	<0,05
Weibull	---	---	18,315	5,404	---	0,141	0,401
Gama	---	---	0,862	19,609	<0,05	<0,05	<0,05
Idade = 12							
Normal	20,606	2,785	---	---	<0,05	<0,05	<0,05
Log-normal	---	---	3,016	0,136	<0,05	<0,05	<0,05
Weibull	---	---	21,828	7,588	<0,05	<0,05	<0,05
Gama	---	---	0,379	54,400	<0,05	<0,05	<0,05
Idade = 14							
Normal	22,983	2,960	---	---	<0,05	0,066	<0,05
Log-normal	---	---	3,126	0,132	<0,05	<0,05	<0,05
Weibull	---	---	24,277	8,298	<0,05	<0,05	<0,05
Gama	---	---	0,391	58,721	<0,05	<0,05	<0,05

^a μ : média; σ : desvio padrão; ^b: Nível mínimo de significância para os testes de Kolmogorov-Smirnov (KS), Anderson-Darling (AD) e Qui-quadrado (Qui).

Entre as funções de densidade de probabilidade testadas neste trabalho, apenas houve o ajustamento das funções de Weibull e Normal para 10 anos e 14 anos de idade, respectivamente, como pode ser observado na Tabela 2 através dos testes de aderência utilizados (Anderson-Darling, Qui-quadrado e Kolmogorov-Smirnov). A distribuição diamétrica para o povoamento de 10 anos pode ser descrita pela distribuição de Weibull, utilizando o parâmetro de escala 18,315 e de forma 5,404, enquanto o diâmetro do tronco em povoamentos de 14 anos pode ser descritos através da distribuição Normal, utilizando sua média e desvio padrão, neste caso, equivalentes a 9,479 e 2,835, respectivamente (Tabela 2). O baixo índice de ajustamento das funções avaliadas contraria a hipótese inicial que os diâmetros poderiam ser descritos através da distribuição de Weibull, considerada segundo Figura (2010) e Schneider e Scheider (2008), como flexível, eficiente e ajustável a diversos formatos de curvas.

Essa massiva falta de ajuste pode ser justificada pelo elevado número de árvores avaliadas para o processamento dos dados, nunca sendo inferiores a 629 árvores, para o caso de povoamentos de 10 anos, único a ajustar-se a distribuição de Weibull. Os testes utilizados para avaliar o ajustamento (Anderson-Darling, Qui-quadrado e Kolmogorov-Smirnov) são muito sensíveis ao tamanho de amostras, considerando como significativos mesmos pequenos desvios às distribuições testadas, implicando em alta taxa de rejeição.

CONCLUSÕES

Com base nos resultados obtidos, as distribuições de probabilidade de Weibull e Normal se ajustaram apenas para povoamentos de 10 anos de idade e 14 anos de idade, respectivamente.

REFERÊNCIAS

- ABRAF: Associação Brasileira de Produtores de Florestas Plantadas. **Anuário estatístico da ABRAF**: ano base 2012. 148p. 2013.
- ARCE, J. E. Modelagem da estrutura de florestas clonais de *Populus deltoides* Marsh. através de distribuições diamétricas probabilísticas. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 14, n. 1, p. 149-164, 2004.
- BARTOSZECH, A. C. P. S.; MACHADO, S. A.; FILHO, A. F.; OLIVEIRA, E. B. A distribuição diamétrica para Bracatingais em diferentes idades, sítios e densidade na região metropolitana de Curitiba. **Floresta**, Curitiba-PR, v. 34, n. 3, p. 305-323, 2004.
- BINOTI, M. L. M. S.; BINOTI, D. H. B.; LEITE, H. G.; GARCIA, S. L. R.; SILVA, A. A. L. Utilização da função Birnbaum-Saunders para modelagem da distribuição diamétrica de povoamentos equiâneos de eucalipto. **Revista Árvore**, Viçosa-MG, v. 37, n. 6, p. 1055-1061, 2013.
- Distribuição diamétrica em povoamento de *Eucalyptus* sp na região centro-sul do Paraná. **Ambiência**, Guarapuava-PR, v. 7 n. 3 p. 429 – 439, Set./Dez. 2011.
- FIGURA, M.A. **A distribuição de Weibull na descrição da estrutura diamétrica de *Eucalyptus grandis*: um enfoque sobre o método dos momentos**. 98 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) – Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2010.
- FLORIANO, E. P. **Subsídios para o planejamento da produção de *Pinus elliottii* Engelm. na Serra do Sudeste, Rio Grande do Sul**. 186 f. Tese (doutorado em Engenharia Florestal)– Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, 2008.
- FLORIANO, E. P.; SCHNEIDER, P. R.; FINGER, C. A. G.; FLEIG, F. D. Análise Econômica da Produção de *Pinus elliottii* na Serra do Sudeste, Rio Grande do Sul. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 19, n. 4, p. 393-406, out.-dez., 2009.
- IMANÃ-ENCINAS, J.; CONCEIÇÃO, C. A.; SANTANA, O. A.; IMANÃ, C. R.; PAULA, J. E. Distribuição diamétrica de um fragmento de Floresta Atlântica no município de Santa Maria de Jetibá, ES. **Revista Floresta**, Curitiba, v. 43, n. 3, p. 385 – 394, 2013.
- MACHADO, S. A.; BARTOSZECK, A. C. P. S.; FILHO, A. F.; OLIVEIRA, E. B. Dinâmica da distribuição diamétrica de Bracatingais na região metropolitana de Curitiba. **Revista Árvore**, Viçosa-MG, v. 30, n. 5, p. 759-768, 2006.
- MACHADO, S. A.; SANTOS, A. A. P.; NASCIMENTO, R. G. M.; AUGUSTYNCZIK, A. L. D.; ZAMIN, N. T. Modelagem da distribuição diamétrica de quatro espécies de *Lauraceae* em um fragmento de Floresta Ombrófila Mista. **Revista Ciências Exatas e Naturais**, Guarapuava-PR, v. 12 n. 1 p. 91-105, 2010.
- SAS INSTITUTE. **The SAS System for Windows - Version 4.2**. Cary: 2008.
- SCHNEIDER, P. R.; SCHNEIDER, P. S. P. **Introdução ao Manejo Florestal**. Santa Maria: FACOS-UFSM, 2008. 566 p.
- SHIMIZU, J. Y. **Pínus na Silvicultura Brasileira**. Colombo: Embrapa Florestas, 2008. 223 p.
- STEPKA, T. F.; LISBOA, G. S.; KURCHAIT, S. M. Funções densidade de probabilidade para a estimativa da

EFEITO DO ESPAÇAMENTO INICIAL NO CRESCIMENTO EM ALTURA DE *Pinus taeda* L. NA REGIÃO CENTRO-SUL DO PARANÁ

João Maurício Pacheco¹ Afonso Figueiredo Filho² Andrea Nogueira Dias³ Sebastião do Amaral Machado⁴ Rodrigo Lima⁵ Diego Brandes⁶ Mariana Bussolo Stang⁷

¹Engenheiro Florestal Msc. Universidade do Estadual do Centro-Oeste pachecoflorestal@gmail.com

²Engenheiro Florestal Dr. Universidade do Estadual do Centro-Oeste afigfilho@gmail

³Engenheiro Florestal Dra. Universidade do Estadual do Centro-Oeste andias@irati.unicentro.br

⁴Engenheiro Florestal Dr. Universidade Federal do Paraná profsamachado@gmail.com

⁵Engenheiro Florestal Dr. Universidade do Contestado rodrigo.eng3@gmail.com

⁶Engenheiro Florestal Universidade do Estadual do Centro-Oeste

⁷Engenheira Florestal Universidade Federal do Paraná mari_stang@hotmail.com

Resumo

O objetivo foi avaliar o efeito de nove densidades de plantios no crescimento em altura de *Pinus taeda* L. O experimento foi instalado no ano de 2002 no município de Irati, Paraná. Foram estabelecidos nove tratamentos, contendo espaços vitais entre 1,0 e 16,0 m². Os dados foram coletados aos nove anos, de maneira estratificada em nove classes diamétricas, para cada tratamento. Foi retirada uma árvore em cada uma dessas classes e por espaço vital, totalizando 81 árvores. As alturas em idades anteriores foram determinadas por análise de tronco completa. As alturas médias, até os nove anos de idade, não apresentaram diferença estatística, conforme o teste F a 5% de probabilidade, demonstrando que essa variável é pouco influenciada pelo espaçamento, sendo a maior altura encontrada no espaço vital 14,0 m², 11% superior ao menor crescimento (1,0 m²).

Palavras-chave: Densidade, Incremento, ANATRO.

Abstract

Effect of initial spacing on growth in height Pinus taeda L. in the Central-South of Paraná. It was evaluated the effect of nine densities on height growth of *Pinus taeda* L. the experiment was installed in 2002 in the municipality of Irati - Paraná. There are nine different treatments containing until spacing by tree between 1.0 and 16.0 m². Data were collected at age 9, stratifying the diameter in nine classes of dbh (Diameter breast height), removing one tree per class, totaling 81 trees. The heights at each age were determined by analysis of stem. The average height at age of nine years showed no statistical difference, according to the F test at 5% probability, indicating that this variable is little influenced by spacing. The highest was found in the spacing 14 m², 11% higher than the lowest growth (1,0 m²).

Keywords: Densities, Increase, Stem Analysis.

INTRODUÇÃO

A demanda pela utilização de madeira aumentou significativamente ao longo dos últimos anos, juntamente com o crescimento populacional. Com isto, técnicas de produção florestal vêm se aprimorando para melhor atender às necessidades humanas, sendo, portanto, indispensável o desenvolvimento de pesquisas nas várias áreas da ciência florestal.

O gênero *Pinus*, principalmente o *Pinus taeda*, é a espécie mais plantada no sul do Brasil, tendo em vista o seu rápido crescimento e boa qualidade da madeira. É muito usado em vários segmentos industriais, gerando uma diversidade de produtos, como celulose, móveis, laminados, painéis entre outros (DOSSA, 2005).

O crescimento florestal é influenciado por inúmeros fatores, tais como: luminosidade, disponibilidade de nutrientes, densidade de plantio, características genéticas, tipo de solo, clima, dentre outros. De acordo com Berger (2000), o espaçamento é um dos fatores que mais exerce influência sobre o crescimento de um povoamento florestal, e pode ser controlada eficientemente pelo silvicultor, desempenhando um papel importante quando se deseja produzir madeira para diferentes setores produtivos.

Em geral, em inventários de florestas plantadas medem-se todos os diâmetros da parcela e certo número de alturas representativas. Isto porque a medição de todas as alturas custaria muito, sem acrescentar maiores vantagens comparativa, do ponto de vista de precisão, devido à fadiga, erro de medição com instrumentos hipsométricos, etc. (HOSOKAWA *et al.*, 1998).

Acredita-se que a altura é pouco influenciada pelo espaçamento, sendo diretamente ligada à capacidade de sítio, a menos que o excesso de densidade seja tão grande que o crescimento seja afetado, sendo visível o crescimento maior em altura que em diâmetro produzindo árvores mais cilíndricas (SCHNEIDER, 2008).

Diante do exposto, o objetivo do trabalho foi verificar se há influência no crescimento em altura de *Pinus taeda* considerando diferentes níveis de densidade, empregando a análise de tronco completa para estimativa das alturas.

MATERIAL E MÉTODOS

O experimento de *Pinus taeda* utilizado nesta pesquisa tem área de 2,52 ha, sendo implantado no ano de 2002 no Campus da Universidade Estadual do Centro-Oeste (UNICENTRO), em Irati, PR, com altitude média de 810 m. As mudas utilizadas foram produzidas com sementes originadas de pomar clonal.

O delineamento experimental utilizado foi em blocos casualizados com cinco repetições e nove tratamentos, contemplando espaços vitais entre 1,0 m² e 16,0 m², com espaçamentos de 1,0 x 1,0 m; 2,0 x 1,0 m; 2,0 x 2,0 m; 3,0 x 2,5 m; 3,0 x 3,0 m; 3,5 x 3,0 m; 4,0 x 3,0 m; 4,0 x 3,5 m e 4,0 x 4,0 m. O tamanho de cada tratamento variou em função do espaço vital, ou seja, densidades maiores envolveram maiores áreas.

Como o objetivo foi utilizar a ANATRO total para avaliar o crescimento em altura, primeiramente foi realizado um inventário por tratamento, mesurando 25 árvores do centro de cada bloco para evitar o efeito de borda. A partir dos dados obtidos das 25 árvores centrais de cada bloco, optou-se por classificar em classes de diâmetro por espaçamento, sendo utilizada a equação de Sturges para determinar a quantidade de classes:

$$k=1+3,322 (\log n)$$

Onde:

k = Quantidade de classes;

n = Número de árvores de cada tratamento;

log = Logaritmo de base decimal.

Os dados foram coletados nos meses de junho e julho de 2012, sendo escolhida uma árvore para cada classe de diâmetro (nove classes para cada tratamento). Assim, foram derrubadas um total de 81 árvores, e suas alturas totais para as idades anteriores foram determinadas pela técnica de análise de tronco (ANATRO) completa.

O teste de Bartlett foi aplicado para todas as alturas para verificar a homogeneidade da variância dos dados em nível de 5% de significância. Quando esta condição não foi encontrada os dados foram transformados de modo a torná-los homogêneos, realizando-se então a ANOVA, utilizada para avaliar o efeito do espaçamento no crescimento em altura. Se o teste F da ANOVA foi significativo, aplicar-se-á o teste de Duncan.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Na Tabela 1 estão presentes as alturas totais médias para cada tratamento. Constata-se pela análise de variância que o crescimento da altura total média foi estatisticamente igual (F calculado foi menor que o F tabelado), ou seja, até os nove anos de idade, o espaçamento não afetou o crescimento da altura total média. A máxima altura média (15,81 m) é observada no espaço vital 14 m² aos nove anos, sendo 11% maior que a média de altura do espaço vital 1 m² (14,06 m). Esta diferença equivale a cerca de 20 cm de incremento médio anual a mais em altura e, com isso, constatando que a densidade inicial pouco interfere no crescimento da altura média do povoamento.

Tabela 1 - Médias por idade da altura total para *Pinus taeda* L. em 9 diferentes espaçamentos, em Irati, PR

Tratamentos (m x m)	Idade (anos)							
	2	3	4	5	6	7	8	9
1 x 1 (1 m ²)	2,0	3,3	5,8	6,1	8,0	9,6	11,3	14,1
2 x 1 (2 m ²)	1,6	3,1	4,9	6,9	8,5	10,3	11,8	14,6
2 x 2 (4 m ²)	1,7	3,0	4,8	6,6	8,6	10,2	11,9	14,2
3 x 2,5 (7,5 m ²)	1,7	3,6	5,5	7,2	8,2	9,7	11,8	14,2
3 x 3 (9 m ²)	1,8	3,1	5,2	7,0	9,1	11,2	13,1	15,0
3 x 3,5 (10,5 m ²)	1,9	3,6	5,2	7,1	9,1	10,6	12,8	14,7
4 x 3 (12 m ²)	2,0	3,5	5,1	6,8	8,6	10,4	12,2	14,3
4 x 3,5 (14 m ²)	2,1	3,7	5,4	7,5	9,1	11,4	13,8	15,8
4 x 4 (16 m ²)	1,8	3,2	5,2	7,3	8,7	10,4	12,9	14,9

Embora não tenha sido significativa a diferença no crescimento em altura, analisando a Figura 1, observa-se o maior crescimento em altura nas idades posteriores nos maiores espaçamentos mais abertos e menor para os espaçamentos mais fechados. Chies (2005) também não encontrou diferença estatística para as alturas em um experimento sobre a influência de diferentes espaçamentos para *Pinus taeda* aos 21 anos no município de Três Barras, estado de Santa Catarina.

Pauleski *et al.* (2010) encontraram resultados semelhantes para *Pinus taeda* em relação à altura para diferentes espaçamentos, observando uma tendência monomórfica das curvas de altura em relação à idade. Por outro lado, Sanquetta *et al.* (2003) constataram diferenças no crescimento médio em altura de povoamento de *Pinus taeda* nas idades de 4,5 e 5,9 anos, sendo menor nos espaçamentos mais abertos.

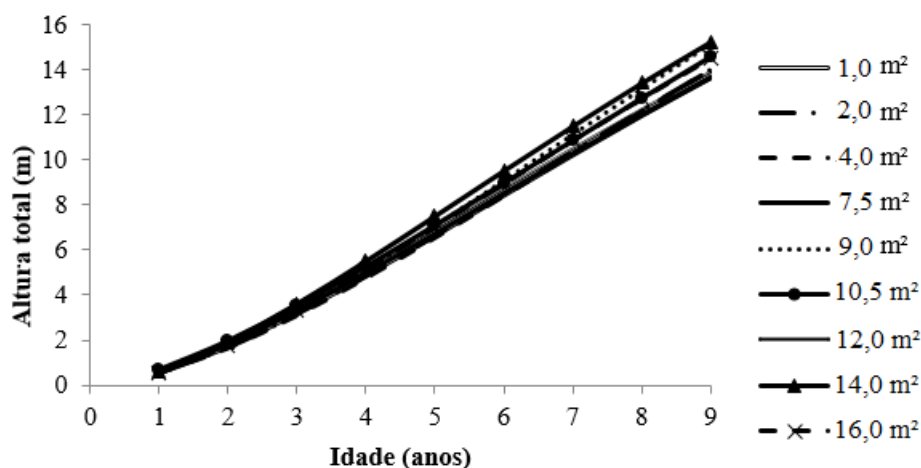
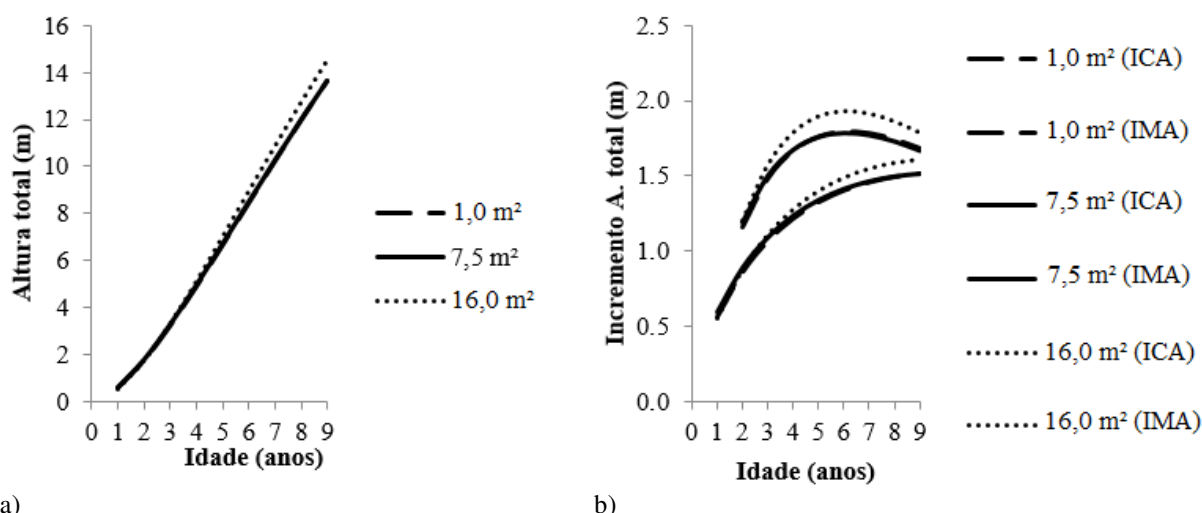


Figura 1 - Efeito da densidade inicial no crescimento acumulado da altura total média.

Leite *et al.* (2006) observaram diferença estatística no crescimento em altura a partir do décimo ano, sendo a diferença das médias aos 14 anos de, no máximo, 1,1 m, enfatizando a pouca influência do espaçamento no crescimento em altura. No presente trabalho, a diferença máxima na altura aos nove anos entre tratamentos foi de 1,75 m.

Para melhor visualização, construíram-se as curvas de produção e de incremento utilizando os espaçamentos extremos e o espaçamento médio (1,0, 7,5 e 16,0 m²) ilustrado na Figura 2. É possível verificar um afastamento maior entre as curvas com o avanço da idade e que as curvas de ICA e IMA não se cruzaram ainda, mas indicam que isto deve ocorrer aos 10 anos de idade para o espaçamento menor.



a) b)
 Figura 2 - Curvas de produção (a) e de incremento corrente anual (ICA) e médio anual (IMA) para altura total no espaço vital menor (1 m²), médio (7,5 m²) e maior (16 m²) (b).

CONCLUSÕES

Para a altura média, não foram encontradas diferenças estatísticas entre os tratamentos, o que demonstra que essa variável é pouco influenciada pelo espaçamento. A maior altura encontrada foi no espaço vital 14,0 m² aos 9 anos de idade, 11% superior ao espaço vital de menor crescimento em altura (1,0 m²).

REFERÊNCIAS

BERGER, R. **Crescimento e qualidade da madeira de um clone de *Eucalyptus saligna* Smith sob o efeito do espaçamento e da fertilização.** 110 p. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) – Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, 2000.

CHIES, D. **Influência do espaçamento sobre a qualidade e o rendimento da madeira serrada de *Pinus taeda* L.** 123 p. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) – Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2005.

DOSSA, D. Importância sócio-econômica e ambiental do *Pinus taeda* L. Disponível em: <http://sistemasdeproducao.cnptia.embrapa.br/FontesHTML/Pinus/CultivadoPinus/11_importancia_socio_economica.htm> EMBRAPA, 2005. Acesso em: 17 de ago. 2012.

HOSOKAWA, R. T.; MOURA, J. B.; CUNHA, U.S. **Introdução ao manejo e economia de florestas.** Curitiba: Editora UFPR, 162 p. 1998.

LEITE, H. G.; NOGUEIRA, G. S.; MOREIRA, A. M. Efeito do espaçamento e da idade sobre variáveis de povoamentos de *Pinus taeda* L. **Revista Árvore**, Viçosa, v. 30, n. 4, p. 603-612, 2006.

PAULESKI, D. T. **Influência do espaçamento sobre o crescimento e a qualidade da madeira de *Pinus taeda* L.** 198 p. Tese (Doutorado em Engenharia Florestal) – Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, 2010.

SANQUETTA, C. R.; ARCE, J. E.; MELLO, A. A.; SILVA, E. Q.; BARTH FILHO, N.; MATOSKI, S. L. S. Produção de madeira livre de nós em povoamentos de *Pinus taeda* L. em função da densidade de plantio. **Revista Cerne**, Lavras, v. 9, n. 2, p. 129-140. 2003.

SCHNEIDER, P. R.; SCHNEIDER, P. S. P. **Introdução ao manejo florestal.** Santa Maria: UFSM, 2ed. 566p. 2008.

EFEITO DA DESRAMA EM ÁRVORES DE *Pinus taeda* L. E *Pinus elliottii* Engelm. NA IDADE DE CORTE RASO

Denise Jeton Cardoso¹, Julio Eduardo Arce², Luziane Franciscon³

¹ Eng. Florestal Dr., Embrapa Florestas, Estrada da Ribeira km 111, Cx. Postal 319, Colombo, Pr, 83.411-000, denise.cardoso@embrapa.br;

² Eng. Florestal Dr., Universidade Federal do Paraná, Av. Prof. Lothário Meissner, 900 - Campus III Jardim Botânico, 80210-170 - Curitiba, PR, jarce@ufpr.br;

³ Estatística Msc, Embrapa Florestas, Estrada da Ribeira km 111, Cx. Postal 319, Colombo, Pr, 83.411-000, luziane.franciscon@embrapa.br.

Resumo

O objetivo do trabalho foi avaliar a diferença na forma e no volume de árvores podadas em relação a árvores não podadas, em idade de corte raso. A amostragem considerou árvores de mesmo DAP e altura, ou de mesmo DAP e relação h.DAP⁻¹. Foram avaliados 17 pares de árvores de *Pinus taeda* L. e 15 pares de *Pinus elliottii* Engelm, sendo calculadas médias das variáveis: fator de forma, volume, razão entre DAP e diâmetro da base e razão entre diâmetro à 45% da altura e diâmetro da base do fuste. O teste t pareado indicou diferenças significativas para o fator de forma, volume e razão $d_{0,45}.d_{base}^{-1}$. As árvores podadas de *P. taeda* e *P. elliottii* produziram, em média, 6,3% e 5,7% mais volume que as não podadas, respectivamente. Além de gerar madeira de melhor qualidade e aproveitamento, a poda demonstrou potencial no aumento da produtividade de plantações de Pinus.

Palavras-chave: Poda, fator de forma, produção.

Abstract

Effects of pruning on Pinus taeda L. and Pinus elliottii Engelm. trees at the end of the rotation. The objective of this study was to evaluate the difference in form and volume of pruned trees compared to unpruned ones at the end of the rotation. Sampling considered the same DBH and height, or same DBH and h . DBH⁻¹ ratio. We evaluated 17 pairs of *Pinus taeda* L. and 15 pairs of *Pinus elliottii* Engelm. trees and calculated averages of form factor, volume, DBH and base diameter ratio and diameter at 45% of the height and base diameter ratio. The results of paired t-test indicated significant differences in form, volume and rate $d_{0,45}.d_{base}^{-1}$. Pruned trees of *P. taeda* and *P. elliottii* produced, respectively, 6.3% and 5.7% more volume in average than the unpruned ones. Besides yielding better quality wood and enhancing log assortments production, pruning showed potential to increase the productivity of pine plantations.

Keywords: Pruning, form factor, yield.

INTRODUÇÃO

Os termos poda ou desrama são utilizados para denominar a retirada de galhos de árvores plantadas com objetivo de produzir toras sem marcas de nós, que são utilizadas para serrados ou laminados de alta qualidade, denominadas “clear” ou “clearwood”.

Normalmente, a poda é realizada até uma altura que seja suficiente para gerar uma ou duas toras podadas por árvore. Isto ocorre na fase jovem da plantação, até cerca de seis anos de idade, e são necessárias várias intervenções realizadas com intervalos de aproximadamente um ano. O efeito desse tratamento na qualidade da madeira só pode ser avaliado no momento da colheita, na idade do corte raso, aproximadamente aos 20 anos em plantações de *Pinus* spp. Portanto, é fundamental que a operação de poda seja bem controlada e que seja realizada adequadamente para garantir o resultado esperado ao final da rotação, e, conseqüentemente, no momento da comercialização da madeira.

A poda de galhos vivos reduz a superfície fotossintética e diminui a superfície respiratória. Além disso, os galhos da base da árvore, geralmente suprimidos na poda, consomem todos os carboidratos produzidos na fotossíntese. Portanto, a poda desses galhos é desejável, pois os mesmos não contribuem para o crescimento do tronco e essa operação acaba gerando madeira livre de nós (KRAMER; KOZLOWSKI, 1960).

Montagu *et al.* (2003) consideram que para maximizar os efeitos positivos da poda em plantações de *Eucalyptus* spp., seria necessário realizá-la enquanto os galhos são finos e vivos, o que vale também para plantações de Pinus. Esses autores consideram que a realização da poda em árvores jovens traz como consequência a redução no crescimento, especialmente se é realizada antes do fechamento do dossel. Assim, ao se fazer coincidir a poda com a época de fechamento do dossel, tem-se uma proporção maior de copa verde a ser removida sem provocar impactos significativos no crescimento.

O efeito da desrama no crescimento em diâmetro e altura das árvores foi avaliado e reportado em experimentos conduzidos até poucos anos após a realização da última desrama e, na maioria, constatou-se uma redução no crescimento, dependendo da intensidade (SCHNEIDER *et al.*, 1999; HOPPE; FREDDO,

2003; PINKARD *et al.*, 2004; ALCORN *et al.*, 2008).

A poda inibe o crescimento na base do tronco e faz com que ocorra acréscimo do xilema na porção do tronco logo acima de onde os galhos foram cortados, ou seja, na porção não desganhada. Adicionalmente, tende a reduzir a conicidade do tronco, mas seu efeito depende da severidade e da época em que é aplicada e das características das copas das árvores (KOZLOWSKI, 1971).

Portanto, é de se esperar que ao final da rotação da plantação florestal, o efeito da desrama seja positivo quanto à forma do fuste, tornando-o mais cilíndrico que um fuste não desramado. Em função disso, a produção em volume deverá ser ligeiramente superior, ou na pior das hipóteses, muito semelhante à de fustes não podados, no entanto, com madeira de maior qualidade (*clearwood*). Porém, a confirmação dessa expectativa por resultados de experimentos é rara ou com poucas publicações.

Assim, o objetivo deste estudo foi a avaliação do efeito da desrama aos 19 anos de idade para *Pinus taeda* L. e aos 24 anos para *P. elliottii* Engelm., na forma e no volume das árvores.

MATERIAL E MÉTODOS

As árvores podadas foram provenientes de um talhão de *P. taeda* da região nordeste do Paraná, com 19 anos de idade e de um talhão de *P. elliottii* da região sudoeste de São Paulo, com 24 anos de idade. Ambos sofreram dois desbastes e foram conduzidos para que restassem em torno de 400 árvores por hectare no corte final. Foram realizadas duas podas, a última aos 5 anos na área de *P. taeda*, até cerca de 3 m de altura e aos 10 anos na área de *P. elliottii*, até cerca de 5,5 m de altura.

As árvores não podadas de *P. taeda* e *P. elliottii* foram provenientes das mesmas fazendas de onde foram colhidas as árvores podadas, tendo sido, no entanto, medidas em outra ocasião, e constavam do banco de dados de cubagem da empresa proprietária das plantações florestais. As idades são semelhantes e para cada árvore podada buscou-se uma árvore não podada com o mesmo DAP (diâmetro à altura do peito, 1,3 m do solo) e altura e, alternativamente, árvores não podadas cujo DAP mais se aproximasse da árvore correspondente, mantendo a mesma relação $h \cdot DAP^{-1}$, em que h representa a altura total da árvore.

Nos talhões podados, foram amostradas 20 árvores de *P. elliottii* e 17 árvores de *P. taeda*. No entanto, somente 17 e 15 árvores destas espécies, respectivamente, fizeram parte da avaliação de forma, porque não foram encontradas árvores não podadas semelhantes na base de dados, quanto a DAP e altura, para o comparativo. No total, 32 árvores podadas e 32 árvores não podadas fizeram parte da avaliação. A amplitude de diâmetros e a quantidade de árvores por classe de DAP foi estabelecida a partir da distribuição diamétrica obtida no inventário pré-corte (Tabela 1).

Tabela 1 - Número de árvores amostradas nos talhões podados.

<i>P. elliottii</i>		<i>P. taeda</i>	
Classe de DAP (cm)	Cubagens	Classe de DAP (cm)	Cubagens
< 30	8	< 35	5
30 a 35	7	35 a 40	5
> 35	5	40 a 45	5
-	-	> 45	2
Total	20	Total	17

O método de cubagem foi o de Hohenadl, adaptado para um maior número de seções. Além do DAP, as medidas foram tomadas nas seguintes alturas relativas à altura total: 0 % (na altura do solo), 1, 2, 3, 4, 5, 10, 15, 25, 35, 45, 55, 65, 75, 85, 95 e 100%. O maior número de seções na base tornou mais precisa a definição do perfil da árvore e, consequentemente, o cálculo do volume, pois é na base da árvore onde se concentra a maior quantidade de volume. Em cada seção foi medido o diâmetro com casca e sua espessura.

O indicador utilizado para avaliar o efeito da poda na forma das árvores foi o fator de forma, dado por:

$$\text{Fator de forma} = \frac{\text{Volume}_{\text{cubagem}}}{\frac{\pi \times DAP^2}{40000} \times h} \quad (1)$$

Em que: $\text{Volume}_{\text{cubagem}}$ = Volume da árvore calculado a partir da cubagem (m^3); DAP = diâmetro a 1,30 m (cm); h = altura total da árvore (m).

Para árvores adultas de *Pinus*, o fator de forma costuma ser próximo de 0,5; valores acima deste até 1,0, são indicativos de árvores de melhor forma ou mais cilíndricas.

Foram consideradas, ainda, as razões entre diâmetro a 45% da altura e o diâmetro da base e entre o DAP e o diâmetro da base, para avaliar mudanças na forma do fuste na porção da base até aproximadamente a metade do fuste, onde se concentra o maior percentual de volume:

$$F_{0,45} = \frac{d_{0,45}}{d_0} \quad (2)$$

$$F_{dap} = \frac{d_{1,3m}}{d_0} \quad (3)$$

Em que: $d_{0,45}$ = diâmetro a 45% da altura total (cm); d_0 = diâmetro na base da árvore (cm); DAP = diâmetro a 1,3 m (cm).

O teste t pareado foi utilizado para avaliar estatisticamente o comparativo entre árvores podadas e não podadas.

Foi ajustado o polinômio de 5º grau, proposto por Schöepfer (1966), citado por Assis (2000) para árvores podadas de cada espécie, para que seja utilizado em outras plantações podadas, em condições semelhantes. A avaliação do ajuste e da precisão das estimativas considerou o coeficiente de determinação ajustado ($R^2_{aj.}$), o valor de F e o erro padrão da estimativa absoluto e relativo transformado para a variável dependente d_i (Syx e Syx%).

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Em média, o fator de forma de árvores podadas foi 5,4% e 6,1% superior ao de árvores não podadas de *P. taeda* e *P. elliottii*, respectivamente. Quanto à razão $d_{0,45}.d_0^{-1}$, as médias para árvores podadas foram 4,8% e 1,8% superiores às das não podadas para essas duas espécies.

A diferença quanto à forma das árvores refletiu positivamente no resultado do volume do fuste, pois as árvores podadas geraram 6,3% e 5,7% mais volume que as árvores não podadas de *P. taeda* e *P. elliottii*, respectivamente. O teste t pareado acusou diferenças significativas para estas três variáveis, quanto à aplicação ou não da poda e somente para a razão $DAP.d_0^{-1}$ não foi detectada diferença significativa para ambas espécies (Tabela 2).

Tabela 2 - Intervalos de confiança de 95% e probabilidade de significância do teste t pareado para as variáveis analisadas

Variável	<i>P. taeda</i>			<i>P. elliottii</i>		
	Podada	Não Podada	Valor p	Podada	Não Podada	Valor p
Fator Forma	0,504±0,011	0,478±0,009	0,04195*	0,557 ± 0,011	0,525 ± 0,005	0,01673*
Volume (m³)	1,195±0,068	1,124±0,077	0,00295**	1,005 ± 0,070	0,951 ± 0,069	0,00837**
DAP. d_0^{-1}	0,810±0,012	0,818±0,009	0,60120 ^{ns}	0,864 ± 0,011	0,868 ± 0,007	0,72280 ^{ns}
$d_{0,45}.d_0^{-1}$	0,627±0,011	0,598±0,007	<0,001***	0,692 ± 0,012	0,680 ± 0,010	<0,001***

*** ** * níveis descritivos significativos a 0,1%, 1% e 5% de probabilidade, respectivamente, para o teste t; ^{ns} nível descritivo não significativo

Há que se considerar o fato de que a desrama dos talhões avaliados foi realizada no final da década de 1990, ainda com poucos conhecimentos sobre as ferramentas mais adequadas, bem como sobre o regime de desramas que propicie menor perda de crescimento em volume. Assim, aliado a este aspecto, com a disponibilidade de material genético melhorado para a realização de plantações atualmente, os ganhos com a inclusão da desrama podem ser superiores aos cerca de 6%, obtidos neste estudo.

Estes resultados atestam o efeito positivo da poda, a longo prazo, de cerca de 14 a 15 anos após a última intervenção, tornando o fuste mais cilíndrico e gerando maior quantidade de volume, especialmente na porção até 50% da altura total, onde normalmente já ocorre o maior percentual de volume do fuste (Figura 1).

O ajuste do polinômio de 5º grau para cada uma das espécies, gerou indicadores de ajuste e precisão aceitáveis para representar a forma do fuste, com o número de árvores amostrado. A equação de *P. taeda* poderá ser testada em plantações podadas, com amplitude de DAP entre 29,3 e 47,4 cm e altura de 18,9 e 23,4 m:

$$\frac{d_i}{DAP} = 1,199564 - 4,06418 \times \frac{h_i}{h} + 18,18914 \times \left(\frac{h_i}{h}\right)^2 - 37,13183 \times \left(\frac{h_i}{h}\right)^3 + 31,52573 \times \left(\frac{h_i}{h}\right)^4 - 9,72204 \times \left(\frac{h_i}{h}\right)^5$$

$$R^2_{aj.} = 0,9852, F = 3.823,92, Syx = 1,78 \text{ cm}, Syx(\%) = 6,15\%.$$

A equação de *P. elliottii* deve gerar bons resultados para DAP entre 25,8 e 37,9 cm e altura entre 20,1 e 23,2 m:

$$\frac{d_i}{DAP} = 1,237957 - 5,09472 \times \frac{h_i}{h} + 25,15332 \times \left(\frac{h_i}{h}\right)^2 - 54,48112 \times \left(\frac{h_i}{h}\right)^3 + 51,05341 \times \left(\frac{h_i}{h}\right)^4 - 17,88731 \times \left(\frac{h_i}{h}\right)^5$$

$$\left(\frac{h_i}{h}\right)^5$$

$R^2_{aj.} = 0,9575$, $F = 1.529,40$, $Sy_x = 2,38$ cm, $Sy_x(\%) = 9,44\%$.

Em que: h_i = altura nas seções relativas à altura total de cada árvore cubada (m); h = altura total (m); d_i = diâmetro na seção relativa (cm); DAP = diâmetro a 1,30m (cm).

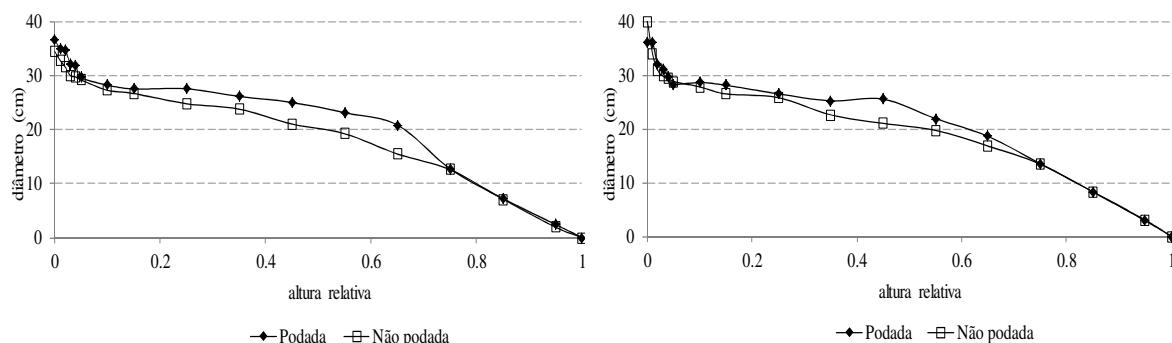


Figura 1 - Exemplos de perfis de árvores de *P. taeda*, DAP = 29,6 cm e altura 20,8 m (esquerda) e de *P. elliottii*, DAP = 28,6 cm e altura = 21,7 m (direita), utilizadas no comparativo entre árvores podadas e não podadas.

CONCLUSÕES

Plantações podadas de *P. taeda* e *P. elliottii* apresentam árvores com fator de forma superior ao de árvores não podadas, ao final da rotação. Isto contribui para a produção de maior quantidade de volume por árvore. A adoção de um regime de poda que vise minimizar as perdas de crescimento na fase jovem, aliada à escolha do espaçamento inicial e regime de desbastes adequados à qualidade do sítio, deve contribuir para o aumento da produtividade em percentuais muito superiores aos 6% obtidos neste trabalho, somente considerando a realização ou não de podas.

REFERÊNCIAS

- ALCORN, P. J.; BAUHUS, J.; SMITH, R. G. B.; THOMAS, D.; JAMES, R.; NICOTRA, A. Growth response following green crown pruning in plantation-grown *Eucalyptus pilularis* and *Eucalyptus cloeziana*. **Canadian Journal of Forest Research**, v. 384, p. 770-781, 2008.
- ASSIS, A. L. de. **Avaliação de modelos polinomiais segmentados e não-segmentados na estimativa de diâmetros e volumes comerciais de Pinus taeda**. 189f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) - Universidade Federal de Lavras, Lavras, MG, 2000.
- HOPPE, J. M.; FREDDO, A. R. Efeito da intensidade de desrama na produção de *Pinus elliottii* Engelm, no município de Piratini, RS. **Ciência Florestal**, Santa Maria, Rio Grande do Sul, v. 13, n. 2, p. 47-56, 2003.
- KRAMER, P. J.; KOZLOWSKI, T. T. **Physiology of Trees**. U.S.A.: McGraw-Hill Book Company, Inc., 1960. 642 p.
- KOZLOWSKI, T. T. **Growth and Development of Trees**. Madison, Wisconsin: University of Wisconsin, 1971. v. II. 514 p.
- MONTAGU, K. D.; KEARNEY, D. E.; SMITH, R. G. B. The biology and silviculture of pruning planted eucalypts for clear wood production – a review. **Forest Ecology and Management**, v. 179, p. 1-13, 2003.
- PINKARD, E. A.; MOHAMMED, C.; BEADLE, C. L.; HALL, M. F.; WORLEDGE, D.; MOLLON, A. Growth responses, physiology and decay associated with pruning plantation-grown *Eucalyptus globulus* Labill. and *E. nitens* (Deane and Maiden) Maiden. **Forest Ecology and Management**, v. 200, p. 263-277, 2004.
- SCHNEIDER, P. R.; FINGER, C. A. G.; HOPPE, J. M. Efeito da intensidade de desrama na produção de *Pinus elliottii* Engelm., implantado em solo pobre, no estado do Rio Grande do Sul. **Ciência Florestal**,

Santa Maria, Rio Grande do Sul, v. 9, n. 1, p. 35-46, 1999.

SCHÖEPFER, W. **Automatisierung des massen, sorten und wertberechnung stenender waldbestande**
schriftenreihe Bad. [S.l.]: Wurt-Forstl., 1966. n.p.

ESTRUTURA DIAMÉTRICA DE ESPÉCIES PIONEIRAS EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA

Eduardo Nunes Cabral¹; Renata Cavalheiro¹; Diego Vinchiguerra dos Santos¹; Uilian Moreira da Silva¹; Alexandra Augusti Boligon²; Bruna Denardin da Silveira²

¹Acadêmico do Curso de Engenharia Florestal da Universidade Federal do Pampa, Campus São Gabriel. Av. Antonio Trilha, 1847, São Gabriel. CEP 97300-000. E-mail: eduardocabral@alunos.unipampa.edu.br; maninhanery@yahoo.com.br; diegovinchiguerra@hotmail.com; uilianm7@gmail.com.

²Engenheira Florestal, Doutora, Universidade Federal do Pampa, Campus São Gabriel. Av. Antonio Trilha, 1847, São Gabriel. CEP 97300-000. E-mail: alexandraboligon@unipampa.edu.br; brunadenardin@unipampa.edu.br.

Resumo

O objetivo do presente estudo foi analisar a estrutura diamétrica das espécies pioneiras de um fragmento de Floresta Ombrófila Mista, localizado no estado de Santa Catarina, Brasil. Para amostragem da vegetação, foram alocadas na área cinco faixas de 10 x 100 metros, subdivididas em unidades amostrais de 10 x 10 metros. Em cada unidade amostral, foram identificados e mensurados todos os indivíduos arbustivo-arbóreos com diâmetro a altura do peito (DAP) maior ou igual a 15 cm. Para análise da estrutura diamétrica foram utilizados histogramas de frequência com número de classes determinados através da fórmula de Sturges e intervalos de classes baseados na amplitude total dos dados, considerando apenas as espécies classificadas como pioneiras. Não foi encontrado o padrão característico para florestas inequianéis na forma de J invertido, encontrando-se baixa frequência de indivíduos e desbalanceamento das frequências nas menores classes de diâmetro.

Palavras chave: *Araucaria angustifolia*; classes de diâmetro; fragmentos florestais; sucessão florestal.

Abstract

Diametric structure of pioneer species in a mixed ombrophylous forest fragment. The aim of this study was to analyze the diametric structure of pioneer species of a Mixed Ombrophylous Forest fragment, located in the Santa Catarina state, Brazil. For vegetation sampling were installed five tracks in the area of 10 x 100 meters, subdivided in sampling units of 10 x 10 meters. At each sampling unit, have been identified and measured all arboreal-shrub individuals with diameter at breast height (DBH) greater or equal to 15 cm. To analyze the diametric structure were used frequency histograms with the number of classes determined by the Sturges formula and classes of intervals based on the full amplitude of data, considering only pioneers species. Not found the characteristic pattern for tropical forests in the shape of an inverted J, observing low frequency of individuals in the smallest diameter class beyond the imbalance of the frequencies in the smaller diameter classes.

Key-words: *Araucaria angustifolia*; diameter classes; forest fragments; forest succession.

INTRODUÇÃO

A Floresta Ombrófila Mista (Floresta com Araucária) possui remanescentes florestais nos estados do Rio Grande do Sul, Santa Catarina, Paraná, São Paulo e Minas Gerais (Inoue *et al.*, 1984). Atualmente, encontra-se bastante fragmentada, com escassos remanescentes que representem uma amostra adequada desse tipo de vegetação para a sua conservação em longo prazo.

A exploração intensiva de madeiras de grande valor econômico de espécies como *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze (Pinheiro-brasileiro), *Ocotea porosa* (Ness) Barroso (Imbuia), *Luehea divaricata* Mart. & Zucc (Açoita-cavalo) e *Cedrela fissilis* Vell. (Cedro) reduziu suas reservas naturais, o que, aliado à falta de estudos sobre a demografia e a dinâmica na comunidade, colocam essas populações residuais em grande perigo (NASCIMENTO *et al.*, 2011).

A grande biomassa lenhosa que constitui as florestas tropicais nativas é um recurso natural, cujo aproveitamento, em bases sustentáveis, ainda desafia a ciência florestal, porque representa um ecossistema complexo, cujo equilíbrio pode ser facilmente rompido se houver uma perturbação tão intensa, a ponto de causar modificações irreversíveis (MACIEL *et al.*, 2003).

A concepção de dinâmica em uma floresta necessita de várias informações relevantes como crescimento e incremento em diâmetro, altura, área basal, volume e peso em determinado intervalo de tempo. Informações como regeneração e ingresso também são essenciais quando se considera o uso sustentável dos recursos florestais (NAPPO *et al.*, 2004).

Entender a distribuição das espécies pelas classes que seus diâmetros estabelecem, possibilita o melhor conhecimento sobre o passado e o futuro das comunidades vegetais, bem como propicia informações que auxiliam na projeção de decisões sobre a conservação da espécie, recuperação e preservação dos biomas onde ocorre. Sob o ponto de vista da produtividade, informações acerca da estrutura diamétrica das populações e comunidades de determinados biomas, subsidiam a identificação do seu potencial de uso, caracterizando o estoque de madeira disponível antes de uma exploração (PULZ *et al.*, 1999). Este tipo de estudo em espécies pioneiras é importante para o estudo da capacidade de colonização e dinâmica de sucessão após alguma perturbação, principalmente abertura de clareiras no interior do fragmento.

O objetivo do trabalho foi analisar a estrutura diamétrica das espécies pioneiras de um fragmento de Floresta Ombrófila Mista.

MATERIAL E MÉTODOS

O estudo foi desenvolvido em um fragmento de Floresta Ombrófila Mista localizado no município de Xanxerê, Santa Catarina. O local atualmente é protegido por lei como reserva legal, porém até aproximadamente dois anos atrás a área sofria influência de pecuária (gado, cavalos e ovelhas), extração de erva mate e pinhão. No passado houve extração madeireira na área com a presença de empresa madeireira próximo ao local. Na área foram alocadas aleatoriamente cinco faixas de 10 x 100 m, subdivididas em parcelas permanentes de 10 x 10 metros (unidades amostrais), totalizando 0,50 hectares (50 parcelas). Em cada unidade amostral foi realizada a identificação botânica e mensurado o diâmetro à altura do peito (DAP) de todo indivíduo arbustivo-arbóreo com (DAP) maior ou igual a 10,0 cm, a 1,30 m do solo. A suficiência amostral foi verificada através da Curva Espécie-Área (Curva do Coletor). As espécies identificadas foram classificadas quanto ao seu grupo sucessional em pioneiras, secundárias iniciais, secundárias tardias ou clímax, sendo consideradas no presente estudo apenas as espécies pioneiras encontradas na área. A determinação do estágio sucessional foi realizada partir de consulta em literatura especializada.

Para análise da estrutura diamétrica foram utilizados histogramas de frequência com número de classes determinados através da fórmula de Sturges (VIEIRA, 2008) e os intervalos de classes baseados na amplitude total dos dados.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

A suficiência amostral foi atingida através da confecção da curva do coletor, mostrando que a área amostrada foi suficiente para abranger satisfatoriamente a composição florística do fragmento.

Observa-se na Tabela 1 que foram encontradas dez espécies classificadas como pioneiras no fragmento estudado, totalizando 224 indivíduos/ha. As espécies mais representativas foram *Araucaria angustifolia* (82 indivíduos/ha), *Lamanonia ternata* (50 indivíduos/ha) e *Myrciaria tenella* (46 indivíduos/ha). Estas espécies possuem grande importância na dinâmica do fragmento, visto que são as responsáveis pelo início da colonização por arbóreas em áreas perturbadas, como clareiras que venham a se formar no interior do fragmento. A vegetação estudada corresponde a uma floresta secundária, caracterizando-se pela redução do número de espécies pioneiras quando comparadas com fragmentos em estágios iniciais de sucessão. Porém, as espécies pioneiras são importantes para a rápida colonização de áreas que sofreram perturbação no fragmento, seja pela queda ou corte de indivíduos.

Tabela 2 – Nome científico, comum, família botânica e densidade absoluta (N/ha) para as espécies classificadas como pioneiras, de acordo com as fontes citadas, encontradas em fragmento de Floresta Ombrófila Mista, na região Oeste do estado de Santa Catarina. Faxinal dos Guedes, SC. 2014.

Nome científico	Fonte	Nome Comum	Família	N
<i>Araucaria angustifolia</i> (Bertol.) Kuntze	Lorenzi, 2002	Pinheiro-brasileiro	Araucariaceae	82
<i>Lamanonia ternata</i> Vell.	Klauberger, 2010	Guaraperê	Cunoniaceae	50
<i>Myrciaria tenella</i> (DC.) O. Berg	Lorenzi, 2009	Camboim	Myrtaceae	46
<i>Cinnamodendron dinisii</i> Schwanke	Klauberger, 2010	Murta	Canellaceae	12
<i>Cedrela fissilis</i> Vell.	Klauberger, 2010	Cedro	Meliaceae	10
<i>Ocotea porosa</i> (Nees) Barroso	Lorenzi, 2002	Imbuia	Lauraceae	8
<i>Casearia sylvestris</i> Sw.	Lorenzi, 2002	Chá-de-bugre	Salicaceae	6
<i>Luehea divaricata</i> Mart. & Zucc	Lorenzi, 2002	Açoita-cavalo	Malvaceae	4
<i>Ocotea puberula</i> (Rich.) Nees	Klauberger, 2010	Canela-guaicá	Lauraceae	4
<i>Zanthoxylum rhoifolium</i> Lam.	Klauberger, 2010	Mamica-de-cadela	Rutaceae	2
Total				224

A figura 1 apresenta a distribuição diamétrica das espécies pioneiras encontradas no estudo. O diâmetro médio encontrado para as espécies foi de 23,93 cm, sendo que o menor diâmetro foi 10,0 cm e o maior 57,3 cm.

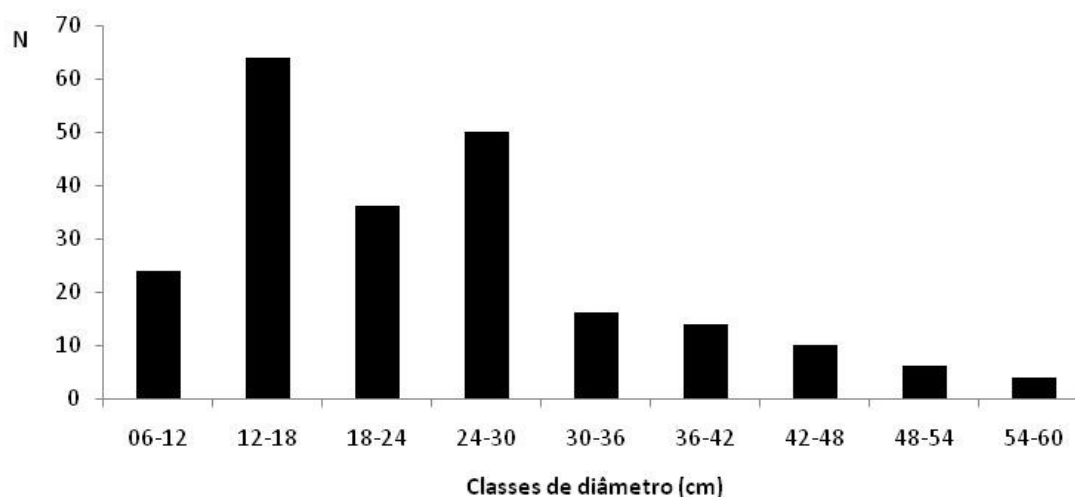


Figura 1- Distribuição do número de indivíduos por hectare (N) em classes de diâmetro (cm), para as espécies pioneiras encontradas em fragmento da Floresta Ombrófila Mista na região Oeste de Santa Catarina. Faxinal dos Guedes, SC. 2014.

Observa-se que não foi encontrado o padrão de J invertido, característico de florestas tropicais inequianéis, devido ao desbalanceamento das frequências nas menores classes de diâmetro, principalmente a frequência reduzida de indivíduos na menor classe. Esse comportamento pode indicar algum fator de desequilíbrio na regeneração destas espécies nas últimas décadas. Isto pode ser devido ao acesso de animais domésticos ao local, bem como extração de produtos madeireiros e não madeireiros durante um longo período, o que diminui o número de indivíduos sobreviventes no banco de plântulas do fragmento. Além disso, a utilização apenas das espécies pioneiras no presente estudo pode influenciar este comportamento.

Mesmo assim, considerando a soma da frequência das quatro classes iniciais, observa-se alta concentração de indivíduos, podendo caracterizar uma comunidade-estoque, o que é padrão em florestas tropicais estáveis com idade e composição de espécies variadas (SCOLFORO, 1998). As perturbações que ocorreram no fragmento permitiram que novos indivíduos se estabelecessem no local, resultando em grande densidade nas classes de menor diâmetro. Isto se dá pela abertura de clareiras pela morte ou queda de árvores mais velhas, ou ainda, pelo corte de espécies com interesse econômico, como a *A. angustifolia*. De acordo com Parrota (1993) a maior densidade de indivíduos nas menores classes de diâmetro é esperada

para florestas secundárias, de maneira a equilibrar os efeitos destas perturbações e permitir a continuidade do processo sucessional.

O baixo número de indivíduos encontrados nas maiores classes de diâmetro é esperado, principalmente por se tratar de espécies pioneiras, as quais possuem ciclo de vida menor, tendendo a aparecer de forma rara do fragmento com o passar do tempo, principalmente se o número de clareiras for reduzido.

CONCLUSÕES

A análise diamétrica para as espécies pioneiras do fragmento em estudo não apresentou o padrão característico de florestas inequidâneas em forma de J invertido, devido ao desbalanceamento das frequências nas menores classes de diâmetro.

REFERÊNCIAS

- INOUE, M. T.; RODERJAN, C.V.; KUNIYOSHI, Y. S. **Projeto madeira do Paraná**. Curitiba: FUPF/UFPR, 1984. 260 p.
- KLAUBERG, C.; PALUDO, G.F.; BORTOLUZZI, R.L.C.; MANTOVANI, A. Florística e estrutura de um fragmento de Floresta Ombrófila Mista no Planalto Catarinense. **Revista Biotemas**, v. 23, n. 1, p. 35-47, 2010.
- LORENZI, H. **Árvores brasileiras: manual de identificação e cultivo de plantas arbóreas do Brasil**. V. 1. Nova Odessa, SP: Instituto Plantarum, 2002. 368p.
- LORENZI, H. **Árvores brasileiras: manual de identificação e cultivo de plantas arbóreas do Brasil**. V. 3. Nova Odessa, SP: Instituto Plantarum, 2009. 370p.
- MACIEL, M.N.M.; WATZLAWICK, L.F.; SCHOENINGER, E.R.; YAMAJI, F.M. Classificação ecológica das espécies arbóreas, Curitiba, PR. **Revista Acadêmica: ciências agrárias e ambientais**, v.1, n.2, p.69-78, 2003.
- NAPPO, M. E. GRIFFITH, J.J.; MARTINS, S.V.; MARCO JR, P.; SOUZA, A.L.; OLIVEIRA FILHO, A.T. Dinâmica da estrutura fitossociológica da regeneração natural em sub-bosque de *Mimosa scabrella* Benth em área minerada, em Poços de Caldas, MG. **Revista. Árvore**, v.28, n.6, p.811-829, 2004.
- NASCIMENTO, A. R. T.; LONGHI, S. J.; BRENA, D. A. Estrutura e padrões de distribuição espacial de espécies arbóreas em uma amostra de floresta ombrófila mista em Nova Prata, RS. **Ciência Florestal**, v.11, n.1, p. 105-119, 2011.
- PARROTA, J. A. Secondary forest regeneration on degraded tropical lands: the role of plantations as faster ecosystems. In: LIETH, H.; LOHMANN, M. (Eds.). **Restoration of tropical forest ecosystems**. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers, 1993. p.63-73.
- PULZ, F.A.; SCOLFORO, J.R.; OLIVEIRA, A.D.; MELLO, J.M.; OLIVEIRA FILHO, A.T. Acuracidade da predição da distribuição diamétrica de uma floresta inequidânea com a matriz de transição. **Revista Cerne**, v.5, n.1, p. 01-014, 1999.
- SCOLFORO, J.R.S. **Manejo florestal**. Lavras: UFLA/FAEPE. 1998. 438 p.
- VIEIRA, S. **Introdução à bioestatística**. Rio de Janeiro: Elsevier. 2008. 203 p.

ESTRUTURA DIAMÉTRICA E VERTICAL DAS ESPÉCIES MAIS IMPORTANTES DE UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA

Renata Cavalheiro¹, Mariéle Alves Ferrer da Silva², Eduardo Nunes Cabral², Alexandra Augusti Boligon³, Cibele Rosa Gracioli³

¹Acadêmica do Curso de Engenharia Florestal da Universidade Federal do Pampa, Campus São Gabriel. Av. Antonio Trilha, 1847, São Gabriel. CEP 97300-000. E-mail: – re.cavalheiro86@gmail.com - eduardocabral@alunos.unipampa.edu.br.

²Eng^a. Florestal, aluna do curso de Pós-Graduação em Engenharia Florestal da Universidade do Estado de Santa Catarina, Rua Hercílio Granzotto, 708, Bairro Conta Dinheiro, Lages, SC, Brasil. E-mail: - mariele.ferrer@hotmail.com

³Eng^a Florestal, Doutora, Universidade Federal do Pampa, Campus São Gabriel. Av. Antonio Trilha, 1847, São Gabriel. CEP 97300-000. E-mail: alexandraboligon@unipampa.edu.br - cibelegracioli@unipampa.edu.br.

Resumo

Este trabalho teve como objetivo analisar aspectos fitossociológicos, estrutura diamétrica e estrutura vertical das espécies arbustivo-arbóreas mais importantes de um fragmento de Floresta Ombrófila Mista. Para o estudo da vegetação, foram instaladas cinco faixas de 10 x 100 metros, subdivididas em dez unidades amostrais de 10 x 10 m. Em cada unidade amostral, foram identificados e mensurados todos os indivíduos arbustivo-arbóreos com diâmetro a altura do peito (DAP) maior ou igual a 15 cm. Para análise da estrutura diamétrica e vertical foram utilizados histogramas de frequência com número de classes determinados através da fórmula de Sturges, considerando apenas as espécies com maior valor de importância. As espécies mais importantes foram *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze, *Casearia decandra* Jacq., *Campomanesia xanthocarpa* O. Berg., *Myrciaria* sp. e *Lamanonia ternata* Vell. Observa-se que foi encontrado o padrão típico para florestas tropicais na forma de J-invertido. Ainda, observa-se que a maioria dos indivíduos apresenta médio porte.

Palavras-chave: Valor de importância, pinheiro-brasileiro, manejo florestal.

Abstract

Diametric and vertical structure of most important species in a Mixed Ombrophylus Forest fragment. This study aimed to analyze fitossociological aspects, diametric structure and vertical structure of the arboreal-shrub species most important in a fragment of Mixed Ombrophylus Forest. For vegetation sampling were installed five tracks in the area of 10 x 100 meters, subdivided in sampling units of 10 x 10 meters. At each sampling unit, have been identified and measured all arboreal-shrub individuals with diameter at breast height (DBH) greater or equal to 15 cm. To analyze the diametric structure were used frequency histograms with the number of classes determined by the Sturges formula. The species most important were *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze, *Casearia decandra* Jacq., *Campomanesia xanthocarpa* O. Berg., *Myrciaria* sp. and *Lamanonia ternata* Vell. It was found the characteristic pattern for tropical forests in the shape of an inverted J. Furthermore, it is observed that most individuals present medium size.

Keywords: Importance value, Brazilian-pine, forest management.

INTRODUÇÃO

A Floresta Ombrófila Mista, também conhecida como Floresta com Araucária, cobria originalmente cerca de 175.000 km² na Região Sul do Brasil, porém, atualmente, restaram apenas 20.000 km². Este tipo de vegetação ocupa os mais diferentes tipos de relevos, solos e litologias e (LEITE; KLEIN, 1990), destacando-se a espécie *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze, a qual constitui o dossel superior com caráter dominante na vegetação, representando uma grande porcentagem dos indivíduos do estrato superior e ocorrendo como espécie emergente, atingindo grandes alturas e diâmetros (LONGHI, 1980; LEITE; KLEIN, 1990).

As diferentes formações florestais apresentam distribuições diamétricas distintas, tanto em amplitude como na sua forma. Por isso, a distribuição de diâmetro é característica importante para a avaliação de estoque em crescimento (FERREIRA *et al.*, 1998). De acordo com Paula *et al.* (2004) a distribuição diamétrica é uma das ferramentas utilizadas para a compreensão da sucessão e tem sido utilizada frequentemente em trabalhos de manejo florestal aplicado a povoamentos inequidôneos, sendo que as florestas inequidôneas possuem distribuição diamétrica com tendência à forma de “J” invertido (SOUZA *et al.*, 2012; SCHAFF *et al.*, 2006).

Segundo Sanquetta (1995), além da estratificação da floresta como um todo, ainda é possível fazer a análise da estratificação vertical (altura) de grupos de espécies, isto é, a estrutura dimensional dentro das populações. Através da avaliação estrutural vertical em populações, pode-se identificar o comportamento ecológico e o hábito de cada população. Essa análise prevê informações importantes para a compreensão

das características de cada espécie, o que dá embasamento para o entendimento das estratégias de regeneração natural, crescimento e sobrevivência.

Assim, este trabalho teve como objetivo analisar aspectos fitossociológicos, estrutura diamétrica e vertical das espécies arbustivo-arbóreas com maior valor de importância de um fragmento de Floresta Ombrófila Mista, localizado no interior do estado de Santa Catarina.

MATERIAL E MÉTODOS

O estudo foi desenvolvido em um fragmento de Floresta Ombrófila Mista localizado no município de Faxinal dos Guedes, Santa Catarina. Na área foram alocadas aleatoriamente cinco faixas de 10 x 100 m, subdivididas em parcelas permanentes de 10 x 10 metros (unidades amostrais), totalizando 0,50 hectares (50 parcelas). Em cada unidade amostral foi realizada a identificação botânica de todo indivíduo arbustivo-arbóreo com diâmetro à altura do peito (DAP) maior ou igual a 15,0 cm, a 1,30 m do solo. Os mesmos tiveram ainda, mensurados o DAP. A suficiência amostral foi verificada através da Curva Espécie-Área (Curva do Coletor). A partir da análise fitossociológica das espécies arbustivo-arbóreas encontradas, foram selecionadas as cinco espécies com maior valor de importância para estudo da estrutura diamétrica e estrutura vertical do fragmento.

Para análise das estruturas diamétrica e vertical foram utilizados histogramas de frequência com número de classes determinados através da fórmula de Sturges (VIEIRA, 2008) e os intervalos de classes baseados na amplitude total dos dados.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

No estudo foram encontrados 247 indivíduos arbóreo-arbustivos, distribuídos em 29 espécies botânicas. As espécies mais importantes do fragmento foram *Araucaria angustifolia*, *Casearia decandra* Jacq., *Campomanesia xanthocarpa* O. Berg., *Myrciaria* sp. e *Lamanonia ternata* Vell. (Tabela 1). A espécie *A. angustifolia* apresentou o maior valor de importância (82,24%) devido às maiores densidades e frequências relativas observadas para a mesma. Já a dominância relativa foi superior para a espécie *L. ternata*, já que os indivíduos de *A. angustifolia* encontrados no local não apresentaram grandes dimensões. Este resultado reflete a exploração que a mesma sofreu em décadas passadas, visto que esta era a principal espécie madeireira explorada nesta região.

Tabela 1 - Parâmetros fitossociológicos das cinco espécies com maior valor de importância encontradas em um fragmento de Floresta Ombrófila Mista, localizado no interior do município de Faxinal dos Guedes, SC, 2014.

Nome Comum	Nome científico	DA	DR	FA	FR	DoA	DoR	VC	VI
Pinheiro-brasileiro	<i>Araucaria angustifolia</i>	41	27,34	54,00	26,73	2,37	28,17	54,07	82,24
Guaçatunga	<i>Casearia decandra</i>	34	22,66	40,00	19,80	1,63	19,34	42,46	61,80
Guaviroba	<i>Campomanesia xanthocarpa</i>	27	18,00	36,00	17,82	0,53	6,29	35,82	42,11
Camboim	<i>Myrciaria</i> sp.	24	16,00	38,00	18,81	1,09	13,04	34,81	47,86
Guaraperê	<i>Lamanonia ternata</i>	24	16,00	34,00	16,83	2,79	33,16	32,84	65,99
Total		150	100%	---	100%	---	100%	200%	300%

DA=Densidade absoluta (árv/ha); DR=Densidade relativa (%); FA=Frequência absoluta (%); FR=Frequência relativa (%); DoA=Dominância absoluta (m²/ha); DoR=Dominância Relativa (%); VI= Valor de importância (%); VC= Valor de cobertura (%).

De acordo com a figura 1 é possível observar que a distribuição de diâmetros para as espécies mais importantes do fragmento seguiu o padrão característico para florestas inequiduais na forma de J-invertido, porém não se apresenta balanceada. Isso mostra que existe um número elevado de indivíduos nas classes iniciais de diâmetro e que estas espécies possivelmente se manterão nos próximos estágios de sucessão. Já a baixa ocorrência de indivíduos com grandes dimensões também reflete a extração madeireira da espécie *A. angustifolia*. De acordo com Nunes *et al.* (2003) a grande quantidade de indivíduos pequenos e finos pode indicar a ocorrência de severas perturbações no passado, como por exemplo a abertura de clareiras causadas pela exploração madeireira de espécies importantes economicamente.

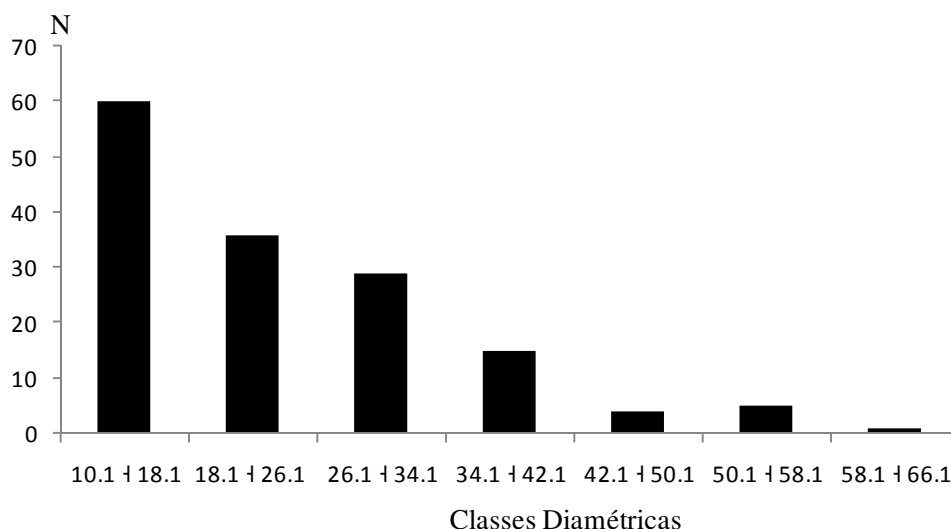


Figura 1 - Distribuição do número de indivíduos por classe de diâmetro em intervalos fixos de oito cm em um fragmento de Floresta Ombrófila Mista localizado no interior do município de Faxinal dos Guedes, SC 2014.

Considerando a distribuição vertical dos indivíduos no fragmento (Figura 2) observa-se que a maior parte dos indivíduos se encontra nas classes intermediárias, destacando-se o reduzido número de indivíduos na classe de menor altura. Isso mostra que a maioria dos indivíduos das espécies mais importantes do fragmento apresenta médio porte (8 a 14 metros). O número reduzido de indivíduos na maior classe de altura está também relacionado à exploração de indivíduos de grande porte em décadas passadas, principalmente da espécie *A. angustifolia*, a qual ocupa o dossel superior deste tipo de formação florestal. De acordo com Marangon *et al.* (2008) o estudo da estrutura vertical e da distribuição diamétrica pode ser utilizado para a análise do estágio de desenvolvimento da floresta, visto que permite a distribuição dos indivíduos nos diferentes estratos. No presente estudo, pode-se inferir que o fragmento se encontra em fase secundária de sucessão, tendo sofrido perturbações antrópicas pela exploração madeireira no passado.

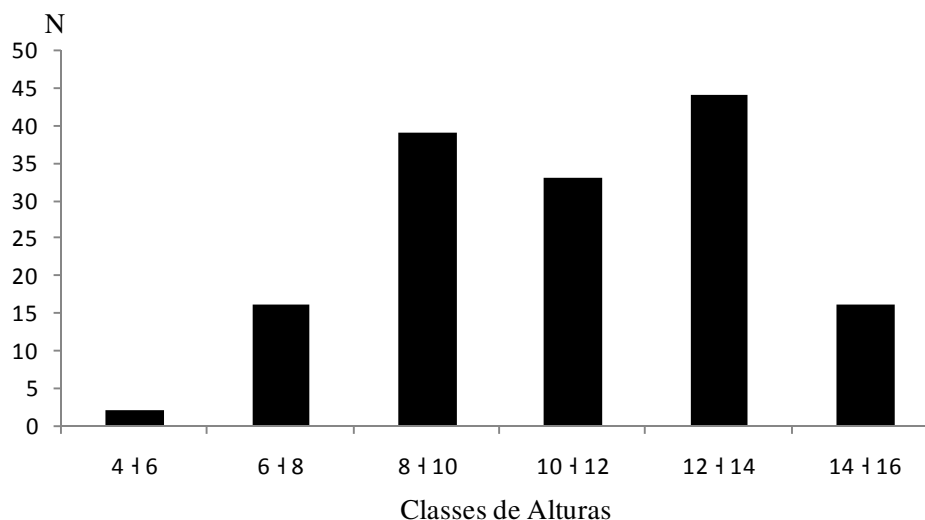


Figura 2 - Distribuição do número de indivíduos por classe de alturas em intervalos fixos de 4 m em um fragmento de Floresta Ombrófila Mista localizado no interior do município de Faxinal dos Guedes, SC, 2014.

CONCLUSÕES

As espécies com maior valor de importância foram *Araucaria angustifolia*, *Casearia decandra*, *Campomanesia xanthocarpa*, *Myrciaria* sp. e *Lamanonia ternata*.

A análise da estrutura diamétrica para as espécies mais importantes do fragmento mostra a existência do padrão característico para florestas inequiduais na forma de J-invertido. Pela análise da estrutura vertical, observa-se que a maioria dos indivíduos apresenta médio porte. Ainda, pode-se inferir que o fragmento sofreu perturbações no passado, principalmente pela exploração madeireira de espécies de elevado valor econômico.

REFERÊNCIAS

FERREIRA, R. L. C.; SOUZA, A. L.; JESUS, R. M. de. Dinâmica da estrutura de uma floresta secundária de transição. II - Distribuição diamétrica. **Revista Árvore**, Viçosa, v. 22, n. 3, p. 331- 344, 1998.

LEITE, P. F.; KLEIN, R. M. Vegetação. In: IBGE. **Geografia do Brasil: Região Sul**. Rio de Janeiro, 1990. p.113-150.

LONGHI, S. J. **A estrutura de uma floresta natural de *Araucaria angustifolia* (Bert.) O. Ktze, no sul do Brasil**. 198 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) – Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 1980.

MARANGON, L.C.; FELICIANO, A.L.P.; BRANDÃO, C.F.L.S.; ALVES JR., F.T. Relações florísticas, estrutura diamétrica e hipsométrica de um fragmento de Floresta Estacional Semidecidual em Viçosa (MG). **Floresta**, Curitiba, v. 38, n. 4, p. 699-709, 2008.

NUNES, Y. R. F.; MENDONÇA, A. V. R.; BOTEZELLI, L.; MACHADO, E. L. M.; OLIVEIRA-FILHO, A. T. O. Variações da fisionomia da comunidade arbórea em um fragmento de Floresta Semidecidual em Lavras, MG. **Acta Botânica Brasílica**, v. 17, n. 2, p. 213-229, 2003.

PAULA, A.; PAULA, A.; SILVA, A. F.; MARCO JÚNIOR, P.; SANTOS, F. A. M.; SOUZA, A. L. Sucessão ecológica da vegetação arbórea em uma Floresta Estacional Semidecidual, Viçosa, MG, Brasil. **Acta Botânica Brasílica**, São Paulo, v. 18, n. 3, p. 407- 423, 2004.

SANQUETTA, C. R. Análise da estrutura vertical de florestas através do diagrama h-M. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 5, n. 1, p. 55-68, 1995.

SCHAAF, L.B. *et al.* Alteração na estrutura diamétrica de uma Floresta Ombrófila Mista no período entre 1979 e 2000. **Revista Árvore**, Viçosa, v.30, n.2, p.283-295, 2006.

SOUZA, P.B.; SOUZA, A.L.; NETO, J.A.A.N. Estrutura Diamétrica dos Estratos e Grupos Ecológicos de uma área de Floresta Estacional Semidecidual, em Dionísio, MG. **Revista Árvore**, Viçosa, v.36, n.1, p.151-160, 2012.

VIEIRA, S. **Introdução à bioestatística**. Rio de Janeiro: Elsevier. 2008. 345 p.

ESTRUTURA E DINÂMICA DE UMA FLORESTA OMBRÓFILA MISTA EM SISTEMA FAXINAL, REBOUÇAS (PR)

Erich Cassiano de Lima Andrade^{1(*)}, Luciano Farinha Watzlawick², Andrea Nogueira Dias³,
Maílson Roik⁴ e Anderson Janiski⁵

1 Graduação em Engenharia Florestal da Universidade Estadual do Centro-Oeste, UNICENTRO; Bolsista Iniciação Científica do CNPq (PIBIC), E-mail: erich_cassiano@hotmail.com; Endereço: Rua oito n.103. Bairro Vila São João, Distrito Industrial. CEP:

84500-000. Irati, Paraná, Brasil. (*) Autor para correspondência.

2 Eng. Florestal; Pós- Doutor; Depto.de Agronomia e dos Programas de Pós-Graduação em Agronomia e Ciências Florestais, UNICENTRO, Irati, PR; E-mail: luciano.watzlawick@pq.cnpq.br

3 Eng^a Florestal, Dra., Depto. de Engenharia Florestal, UNICENTRO, Irati, PR. E- Mail: andias@irati.unicentro.br

4 Eng. Florestal, Doutorando em Engenharia Florestal – UFPR; E-mail: mailsonroik@hotmail.com

5 Graduação em Engenharia Florestal da Universidade Estadual do Centro-Oeste, UNICENTRO; Bolsista Iniciação Científica, E-mail: andersonjaniski@yahoo.com.br

Resumo

O objetivo desse trabalho foi avaliar as mudanças ocorridas na estrutura horizontal e na dinâmica das espécies arbóreas em um Sistema Faxinal, localizado em Rebouças, Paraná. O levantamento foi realizado no Faxinal do Barro Branco, onde foi instalada uma unidade amostral de 1 ha, a qual foi subdividida em 100 subparcelas de 100 m², em que todos os indivíduos com DAP $\geq$ 10 cm foram medidos de 2007 a 2013. Em 2013 foram observados um total de 421 árvores/ha, 36 espécies arbóreas, distribuídas em 26 gêneros e 19 famílias. A estrutura diamétrica da floresta apresentou distribuição exponencial decrescente na forma de “J” invertido. Os resultados obtidos após 6 anos de monitoramento indicaram um aumento na área basal e no número de indivíduos arbóreos. O incremento médio em diâmetro e em área basal foi de 0,20 cm/ano e 0,21 m²/ha/ano. A taxa média anual de ingresso e de mortalidade foi de 3,15% e 1,64% respectivamente. Palavras-chave: crescimento, ingresso, mortalidade

Abstract

Structure and dynamic of trees in the mixed ombrophylous forest in a faxinal system, Rebouças (PR). The aim of this work was to study the changes in the horizontal structure and dynamics of tree species in a Faxinal System, in Rebouças city, Paraná State, Brazil. The survey was conducted in Faxinal Barro Branco, where it was installed a sample unit of 1ha, which was divided into 100 plots (100m²) where all trees with DBH $\geq$ 10 cm were measured from 2007 to 2013. For 2013, a total of 421 tree/ha, from 36 species, 26 genus and 19 families were observed. The diameter structure of the forest showed exponential distribution in the form of inverted "J". The results, after 6 years of monitoring indicated an increase in basal area and the number of tree. The annual mean diameter increment and the basal area was 0.20 cm /year and 0.20 m²/ha/year. The annual mean of ingrowth and mortality was 3.15% and 1.64% respectively.

Key-words: growth, ingrowth, mortality

INTRODUÇÃO

Para Sanquetta (2005), a Floresta Ombrófila Mista ou Floresta de Araucária é um dos mais exuberantes ecossistemas do Brasil, pois abriga uma das poucas coníferas de ocorrência subtropical no hemisfério Sul do continente americano: a Araucária-brasileira, conhecida como Pinheiro-brasileiro ou Pinheiro-do-Paraná (*Araucaria angustifolia* Bertol. Kuntze). A flora arbórea da Floresta Ombrófila Mista somente no estado do Paraná é estimada em mais de 200 espécies, com um endemismo em torno de 40% (RODERJAN *et al.*, 2002).

Os faxinais são pequenos povoados rurais, em que é possível observar sistemas coletivos de produção, que combinam o cultivo agrícola em lotes individuais com a criação comunitária de animais (SEAE, 2010).

A utilização dos recursos florestais pelos povos faxinalenses, quando feita de forma desordenada, promove a redução da diversidade florística e descaracterização estrutural da floresta (ALBUQUERQUE, 2009).

De acordo com Ferreira (1997), o ingresso, a mortalidade e o incremento estão entre os poucos parâmetros que podem ser utilizados na predição do desenvolvimento de uma floresta nativa inequiana.

Stepka (2008) define que é por meio do inventário florestal contínuo com parcelas permanentes, por períodos curtos ou longos, que se obtêm as estimativas desses parâmetros. Tais parâmetros possibilitam o entendimento dos processos por meio dos quais ocorrem as mudanças, em níveis de espécies e povoamentos em geral.

Ainda são poucos os estudos sobre os processos dinâmicos nas Florestas de Araucária em Sistema Faxinal. Desta forma, é relevante, compreender os principais aspectos ecológicos envolvidos nas florestas sob o Sistema Saxinal, visando subsidiar planos de manejo e conservação.

MATERIAL E MÉTODOS

Caracterização da área de estudo

A Floresta Ombrófila Mista em Sistema Faxinal onde foi realizado o estudo possui atualmente quatro comunidades que apresentaram ao IAP (Instituto Ambiental do Paraná), até o ano de 1998, a proposta de criação de Áreas Especiais de Uso Regulamentado (ARESUR) (PARANÁ, 1997). Realizou-se o presente estudo no Faxinal do Barro Branco, município de Rebouças, estado do Paraná Trata-se de uma Unidade de Conservação, cuja área apresenta organização social em Sistema Faxinal com criador comunitário ativo inserido no domínio da Floresta Ombrófila Mista.

O clima do município de Rebouças, baseando-se na classificação de Köppen, é do tipo Cfb: Subtropical Úmido Mesotérmico, com verões frescos, sem estações secas e com geadas. A temperatura média do mês mais frio é menor que 18°C e do mês mais quente é menor que 22°C.

No ano de 2007 foi instalada uma parcela permanente, possuindo 1 ha (100 m x 100 m), subdividida em 100 subunidades contíguas de 100 m² (10 m x 10 m).

A unidade amostral permanente foi demarcada em campo com a utilização de balizas e bússola apropriada. A mesma está orientada no sentido norte/sul, sendo que todas as árvores cujo DAP (diâmetro a altura do peito) forem maiores ou iguais a 10 cm foram numeradas com etiquetas de metal a altura de 1,30 m do solo. As remediações ocorreram anualmente, nos anos de 2007 a 2013, porém considerou-se apenas os anos de 2007 e 2013, constituindo a base de dados para a geração dos resultados que constam deste trabalho. A identificação botânica seguiu o Sistema de Classificação APG III (*Angiosperm Phylogeny Group III*). A estrutura horizontal foi estimada pelos parâmetros fitossociológicos de Mueller-Dombois e Ellemberg (1974) *apud* SOARES *et al.* (2006), sendo eles: densidade absoluta (DA); dominância absoluta (DoA); frequência absoluta (FA); densidade relativa (DR); dominância relativa (DoR); frequência relativa (FR); valor de cobertura (VC) e valor de importância (VI). A evolução da distribuição diamétrica da floresta foi realizada agrupando-se as árvores em classes de diâmetro (DAP) com 5 cm de amplitude.

Dinâmica da comunidade arbórea

Os incrementos médios em diâmetro e da área basal por hectare foram determinados, bem como as taxas de mortalidade e ingresso com base na medição de 2007 e na remediação realizada em 2013. As fórmulas a seguir foram utilizadas para determinar o incremento periódico anual (*IPAd*) do DAP e para os incrementos em área basal por hectare foram empregadas fórmulas com os mesmos princípios matemáticos.

$$IPd = d_{2013} - d_{2007}$$

$$IPAd = \frac{IPd}{P}$$

d_{2013} = DAP em 2013 (cm);

d_{2007} = DAP em 2007 (cm);

P = intervalo de medição (6 anos).

As taxas de ingresso (*In%*) e de mortalidade (*M%*) foram determinadas pelas fórmulas:

$$In\% = \frac{N_{in}}{NI} \times 100$$

$$M\% = \frac{N_m}{N_i} \times 100$$

N_{in} = número de árvores ingressas;

N_i = número de árvores em 2007;

N_m = número de árvores mortas no período.

RESULTADOS E DISCUSSÕES

Florística e fitossociologia

No ano de 2007 foram identificados 386 indivíduos arbóreos, distribuídos em 36 espécies pertencentes a 26 gêneros de 19 famílias. Avaliando a vegetação após 6 anos, ou seja, no ano de 2013, foram encontrados 421 indivíduos, porém, não houve diferença quanto ao número de espécies. No entanto,

Figueiredo Filho *et al.* (2010 em estudo na Floresta Ombrófila Mista, localizado na Floresta Nacional de Irati, utilizando o mesmo nível de inclusão, encontraram 14.178 árvores na amostra (25 ha), com uma média de 567,12 indivíduos/ha, pertencentes a 117 espécies, 80 gêneros e 46 famílias. As famílias que apresentaram o maior número de espécie foram: Lauraceae (8); Myrtaceae (5); Salicaceae (4); Aquifoliaceae, Rubiaceae e Sapindaceae (2), as demais famílias apresentaram uma espécie.

Nesse sentido, os valores encontrados no presente estudo, considerando o número de espécies, gêneros e famílias são de maneira geral inferiores aos valores encontrados em fragmentos de Floresta Ombrófila Mista, localizados na região sul do Brasil, isso devido aos impactos ambientais no fragmento, causados pelo sistema de manejo empregado nos Faxinais.

Distribuição diamétrica

Observou-se que, como esperado, a floresta em ambos os períodos seguiu a tendência exponencial negativa ("J" invertido), característica de florestas mistas, ou seja, heterogêneas. Aproximadamente 69,9% dos indivíduos amostrados em 2007 e 69,8% em 2013, estão distribuídos nas duas primeiras classes. Percebe-se ainda, a pouca existência de indivíduos arbóreos acima de 55 cm.

Dinâmica da Comunidade arbórea

O incremento diamétrico anual no período estudado (6 anos) para todas as espécies da amostra foi de 0,20 cm, e as espécies que apresentaram os maiores incrementos foram: *Araucaria angustifolia* (1,39 cm/ano), *Aegiphila sellowiana* Cham. (0,58 cm/ano) e *Cedrela fissilis* Vell. 0,51 cm/ano. Dentre as espécies mais importantes no fragmento, *Ocotea porosa* (Nees & C. Mar). Barroso. com 0,078 cm/ano, apresentou a menor taxa de incremento.

Vários trabalhos, localizados na região Sul do Brasil, relacionados com a dinâmica da Floresta Ombrófila Mista obtiveram incrementos periódicos em diâmetro e diâmetros médios semelhantes ao presente trabalho.

Stepka (2008), na Floresta de Araucária em Irati, PR, encontrou uma taxa de incremento de 0,234 cm/ano. Ebling (2012), em estudo da dinâmica e projeção diamétrica em remanescente de floresta com Araucária na Flona de São Francisco de Paula, Rio Grande do Sul, observou um incremento periódico de 0,126 cm/ano. Roik (2012), em estudo da florística, dinâmica e modelagem do incremento diamétrico em um fragmento de Floresta Ombrófila Mista no Centro-Sul do Paraná, observou um incremento periódico anual de 0,23 cm/ano.

Os incrementos médios anuais da área basal por hectare para todas as espécies foi igual a 0,21 m²/ha. A área basal total encontrada no presente estudo era 14,14 m²/ha (2007) e evoluiu para 15,35 m²/ha (2013) indicando que a floresta ainda caminha para o seu estoque completo (*full stock*). A espécie *Casearia obliqua* Spreng com 2,70 e 2,68 m²/ha, foi a espécie que apresentou maior área basal em 2007 e 2013, respectivamente. A área basal encontrada é inferior àquela encontrada por Roik (2012) de 30,56 m²/ha na Flona de Irati - PR, e também por Watzlawick *et al.* (2011) que encontraram uma área basal de 18,8 m²/ha no município de Rebouças - PR, no Faxinal do Salto.

Considerando o período amostrado, ingressaram 73 indivíduos/ha (12,17 indivíduos/ha/ano) e morreram 38 indivíduos/ha (6,33 indivíduos/ha/ano), correspondendo a uma taxa de ingresso anual de 3,15% e de mortalidade 1,64%.

Stepka (2008) avaliando um fragmento de Floresta Ombrófila Mista situada em Irati, Paraná, encontrou uma taxa de ingresso de 1,39% e de mortalidade 1,78%. Roik (2012) em estudo da florística, dinâmica e modelagem do incremento, também em Irati, PR, constatou que a taxa anual de ingresso foi igual a 1,31%, enquanto que a taxa anual de mortalidade foi igual a 1,69%.

Observou-se que no presente estudo, a taxa de ingresso foi superior a taxa de mortalidade, evidenciando o aumento do número de indivíduos arbóreos.

CONCLUSÕES

Entre os anos de 2007 e 2013, houve aumento no número de indivíduos arbóreos 386 indivíduos/ha para 421 indivíduos/ha, e na área basal, de 14,14 m²/ha para 15,35 m²/ha.

A distribuição diamétrica apresentou forma decrescente ("J" invertido).

A floresta, no presente estudo, apresentou um crescimento semelhante se comparado a demais remanescentes, com um incremento periódico em diâmetro médio de 0,20 cm/ano e em área basal de 0,21 m²/ha/ano.

Durante os 6 anos de medição, verificou-se maior ingresso, corroborando com o aumento da densidade encontrada para a floresta. O presente estudo demonstrou que apesar dos impactos ambientais

antrópicos, o fragmento apresenta-se em gradual crescimento, com árvores estabelecendo-se e ocupando as clareiras.

REFERÊNCIAS

ALBUQUERQUE, J.M. **Florística, estrutura e aspectos físicos da Floresta Ombrófila Mista em sistema Faxinal no município de Rebouças, Paraná**. 2009. 104 P. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) – Universidade Estadual do Centro Oeste do Paraná, Irati, PR.

EBLING, A. A. **Dinâmica e projeção diamétrica em remanescente de Floresta Ombrófila Mista na Flona de São Francisco de Paula, RS**. 128 p. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) – Universidade Estadual do Centro-Oeste, Irati - PR, 2012.

FERREIRA, R. L. C. **Estrutura e dinâmica de uma floresta secundária de transição, Rio Vermelho e Serra Azul de Minas, MG.**, 208 f. Tese (Doutorado em Ciência Florestal) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 1997.

FIGUEIREDO FILHO, A.; DIAS, A. N.; STEPKA, T. F.; SAWCZUK, A. R. Crescimento, mortalidade, ingresso e distribuição diamétrica em Floresta Ombrófila Mista. **Floresta**, Curitiba, PR, v. 40, n.4, p. 763-776, out./dez. 2010.

PARANÁ. **Decreto Estadual n.º 3466 de 14 de agosto de 1997**. Dispõe as ARESUR – Áreas Especiais de Uso Regulamentado. Diário Oficial do Paraná, Curitiba, 1997.

RODERJAN, C. V.; GALVÃO, F.; KUNIYOSHI, Y. S.; HATSCHBACK, G. As unidades fitogeográficas do Estado do Paraná. **Ciência & Ambiente**, Santa Maria, v. 24, p. 75-92, jan./jun. 2002.

ROIK, M. **Florística, Dinâmica e Modelagem do Incremento Diamétrico em um Fragmento de Floresta Ombrófila Mista no Centro-Sul do Paraná**. 152 P. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) - Universidade Estadual do Centro-Oeste, Irati - PR, 2012

SANQUETTA, C. R. Fragmentação da Floresta Ombrófila Mista no Paraná. In: Simpósio sobre a Mata Atlântica: Conservação, Recuperação e Desenvolvimento, 1., 2005, Viçosa. **Anais do ...** Viçosa: CBCN - Centro Brasileiro para Conservação da Natureza e Desenvolvimento Sustentável, 2005. 1 CD-ROM..

SEAE - SECRETARIA ESPECIAL PARA ASSUNTOS ESTRATÉGICOS..**Faxinais ajudam a preservar áreas de floresta de araucárias**. 2010.

SOARES, C. P. B.; NETO, F. P.; SOUZA, A. L.; **Dendrometria e inventário florestal**. Viçosa: Ed. UFV, 2006.

STEPKA, F. T. **Modelagem de Dinâmica e Prognose da Estrutura Diamétrica de uma Floresta Ombrófila Mista por meio de Matriz de Transição e Razão de Movimentação**. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) - Universidade Estadual do Centro-Oeste, Irati - PR, 2008.

WATZLAWICK, L. F; ALBUQUERQUE, J. M; REDIN, C. G; LONGHI, R.V; LONGHI, S. J. Estrutura, diversidade e distribuição espacial da vegetação arbórea na Floresta Ombrófila Mista em Sistema Faxinal, Rebouças (PR). **Ambiência**, Guarapuava, v. 7, n. 3, p. 415-427, 2011.

INCREMENTO DE *Cordia trichotoma* (Vell.) Arráb. ex Steud. NO MUNICÍPIO DE SALTO DO LONTRA – PARANÁ

Danieli Regina Klein¹, Ana Claudia da Silveira ², Elisabete Vuaden³

¹: Acadêmica do curso de Engenharia Florestal, Universidade Tecnológica Federal do Paraná, Estrada para Boa Esperança, Km 04 Dois Vizinhos – PR, danielirgklein@hotmail.com

²: Engenharia Florestal, bacharel, Universidade Tecnológica Federal do Paraná, Estrada para Boa Esperança, Km 04 Dois Vizinhos – PR, anaclaudiadasilveira@hotmail.com

³: Professora Dra. de Engenharia Florestal, Doutora, Universidade Tecnológica Federal do Paraná, Estrada para Boa Esperança, Km 04 Dois Vizinhos – PR, elisabev@utfpr.edu.br

Resumo

O louro-pardo é uma espécie nativa que apresenta crescimento acelerado e madeira de excelente qualidade. O trabalho teve como objetivo avaliar e selecionar modelo de IPAg de louro-pardo no município de Salto do Lontra -PR Foram avaliadas 35 árvores de louro-pardo, sendo mensuradas para cada o dap, h, hic, hc, cc, dc, avaliado o nível de competição e coletadas duas baguetas do fuste. Com o auxílio do software image-Pro Plus foram medidos o crescimento anual dos anos de 2008 a 2012 e, para a elaboração do modelo de IPAg, foram realizadas análises de regressão múltipla, sendo o melhor modelo selecionado por meio da análise do CV%, R²_{aj}, valor de F calculado e a distribuição dos resíduos no gráfico. A variável dap foi capaz de explicar o IPAg para os louro-pardo sob e sem competição, obtendo-se para as árvores sob competição o modelo $\ln IPAg = 4,08149 + (-406,82345) * 1/dap^2$, e para as árvores livres $\sqrt{IPAg} = -9,3218 + 4,7621 * \ln dap$.

Palavras-chave: Louro-pardo. Variáveis dendrométricas. Competição

Abstract

Increment Cordia trichotoma (Vell.) Ahab. ex Steud. in the municipality of Salto do Lontra-Paraná. The louro-pardo is a native species with rapid growth and wood of excellent quality. 35 trees louro-pardo, being measured for each tree dbh, h, hic, hc, dc The study aimed to evaluate and select the IPAg model louro-pardo in the municipality of Salto do Lontra-PR were evaluated rated the level of competition and collected two baguetas bole. With the aid of image-Pro Plus software were measured annual growth in years 2008-2012 and for the elaboration of the IPAG model regression analyzes were performed with the best model selected via the analysis of the CV%, R²_{aj}, value calculated F and distribution of residues in the chart. The dap variable was able to explain the IPAg for louro-pardo under and without competition, obtaining for the trees under competition model $\ln IPAg = 4.08149 + (-406.82345) * 1/dap^2$, and the trees free $\sqrt{IPAg} = -9.3218 + 4.7621 * \ln dap$.

Keywords: louro-pardo. Dendrometric variables. Competition

INTRODUÇÃO

A floresta nativa apresenta uma composição complexa, formada por um grande número de espécies que diferem entre si pelas características ecológicas, necessitando assim de tratamentos silviculturais distintos. As informações de como as plantas se desenvolvem e crescem nas áreas intactas e também em áreas já exploradas são poucas (SCOLFORO *et al.*, 1996).

As formações florestais existentes na região sudoeste do Paraná abrigam inúmeras espécies nativas com potenciais madeireiros. Podemos destacar a canafístula (*Peltophorum dubium*), cedro (*Cedrela fissilis*), jequetiba (*Cariniana estrellensis*), canjarana (*Cabralea canjerana*), pau-marfim (*Balfourodendron riedelianum*) e, dentre essas, também o louro-pardo (*Cordia trichotoma* (Vell.) Arráb. ex Steud.).

O louro-pardo é uma espécie nativa promissora para o plantio, exibindo uma combinação de aspectos favoráveis, como o crescimento acelerado e a madeira de excelente qualidade (CARVALHO, 1988), atraente e agradável, de fácil trabalhabilidade, tendo bom acabamento, com ótimas propriedades estéticas e decorativas, apreciada nos mercados interno e externo.

As informações adquiridas ao se estudar uma espécie, e suas características dendrométricas e de crescimento nos diferentes níveis de competição, são de grande importância no estabelecimento de um manejo florestal sustentável. Aliar esse estudo a uma espécie nativa com potencial madeireiro já conhecido é uma forma de fomentar o uso dessas espécies florestais, pois proporciona aos produtores informações de como manejar e posteriormente utilizar os recursos madeiráveis na geração de renda. O presente trabalho tem como objetivo avaliar e selecionar modelo de incremento periódico anual em área basal da *Cordia trichotoma* no município de Salto do Lontra –PR.

MATERIAL E MÉTODOS

A área de estudo situa-se no sudoeste do estado do Paraná, no município de Salto do Lontra, distante, aproximadamente, 406 Km da capital Curitiba, e situado entre as coordenadas geográficas 25° 47' 02" latitude Sul e 53° 18' 31" longitude Oeste, com uma altitude de 538 m (IBGE, 2013). O clima da região é Cfa, segundo a classificação climática de Köppen. O local pertence ao Bioma Mata Atlântica, sendo situado entre um ecótono florestal, formado pelas Florestas Ombrófila Mista e Floresta Estacional Semi-decidual.

Para o levantamento dos dados foram avaliadas 35 árvores de louro-pardo, por meio de censo, em uma propriedade particular do município de Salto do Lontra. Sendo que, dessas, 26 encontravam-se livres de competição em área de pastagem e nove sob diferentes níveis de competição.

Em cada árvore foram mensuradas as variáveis dendrométricas: Circunferência à altura do peito (cap); Altura total (h); Altura de início da copa (hic); Altura comercial (hc); Comprimento de copa (cc) e o Raio de copa (rc), o qual foi utilizado para o cálculo do diâmetro de copa. Para obter o grau de competição entre as árvores de louro-pardo foi realizada a avaliação visual, utilizando quatro níveis para classificação, onde considerou-se competição alta (3), competição média (2), competição baixa (1) e sem competição (0).

Para determinar o incremento anual do louro-pardo foi utilizada a análise de tronco pelo método não destrutivo, o qual consistiu em coletar baguetas de madeira de cada árvore com o auxílio do trado de Pressler. Para tanto, em cada árvore-amostra, na altura aproximada de 1,3 m do nível do solo, foram retiradas duas amostras, sendo que a segunda foi a um ângulo de 90° da primeira. Após retiradas as baguetas das árvores, ainda no campo, as mesmas eram colocadas em canudos plásticos devidamente identificados, em seguida coladas em suportes de madeira e amarradas nos mesmos com barbante, para que no momento da secagem não ocorresse o seu empenamento.

Posterior a secagem das baguetas, as mesmas foram lixadas, possibilitando uma melhor visualização dos anéis de crescimento. As amostras foram levadas ao laboratório de Tecnologia da Madeira da UTFPR - Campus Dois Vizinhos, para a marcação dos anéis de crescimento, com o auxílio de estereoscópio. Posterior à marcação, as amostras foram digitalizadas, com uma resolução de 1.200 pixels e com o auxílio do *software* Image-Pro Plus (IPWin32) foram medidas as larguras dos últimos cinco anéis de cada amostra, ou seja, o incremento anual dos anos de 2008 a 2012.

O incremento periódico anual em área basal foi obtido por meio da equação: $IPAg = \pi [((dap_{SC})^2 - (dap_{SC} - 2 \cdot inc_n)^2) / 4n]$, onde: IPAg = incremento periódico anual em área basal (cm²); dap_{SC} = diâmetro a altura do peito sem casca (cm); inc_n = incremento radial dos últimos 5 anos analisados; $n = 5$;

Para a análise dos dados foi utilizado o Software Microsoft Excel e Statal Analysis System (SAS), versão 9.2 (SAS Institute Inc., 1999). Na elaboração do modelo de incremento periódico anual em área basal, foram realizadas análises de regressão múltipla, usando o método *proc stepwise*. Para selecionar o melhor modelo de regressão, analisou-se o ajuste de cada equação comparativamente, observando-se os seguintes critérios estatísticos: menor coeficiente de variação (CV%), o maior coeficiente de determinação ajustado (R^2_{aj}), o maior valor de F calculado e a melhor distribuição dos resíduos no gráfico.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Foram testados quatro modelos para explicar o incremento periódico anual em área basal dos louros livres e das cinco variáveis independentes testadas (dap, altura total, comprimento de copa, diâmetro de copa e altura comercial). O diâmetro à altura do peito foi a variável selecionada em todos os modelos para prever o incremento. Isso ocorreu, por essa ser a variável que apresentou maior correlação positiva com o IPAg. Resultado semelhante foi encontrado por Vuaden (2013), em estudos na região central do RS com a mesma espécie, a autora destaca que o dap foi capaz de explicar sozinho o incremento e que a utilização dessa variável para prever o incremento periódico anual em área basal torna o trabalho mais prático e rápido, já que a variável diâmetro à altura do peito é de fácil obtenção.

O modelo selecionado por meio da análise de regressão realizada pelo procedimento *proc stepwise*, foi o $\sqrt{IPAg} = -9,3218 + 4,7621 \cdot \ln dap$, o qual apresentou coeficiente de variação (CV) de 11,37% e coeficiente de determinação ajustado (R^2_{aj}) de 0,70 e a melhor distribuição no gráfico, escolhendo-se, dessa forma, esse modelo para a estimativa do incremento periódico anual em área basal dos louros livres de competição.

A distribuição dos resíduos do modelo selecionado em relação a variável incremento pode ser observado na Figura 1, onde percebeu-se que os valores positivos e negativos se distribuem de forma aceitável, apresentando um aumento de dispersão somente entre os incrementos 50 e 60 cm². Resultados similares foram encontrados por Vuaden (2013), onde os resíduos apresentaram uma maior amplitude entre os intervalos de incremento de 40 a 60 cm².

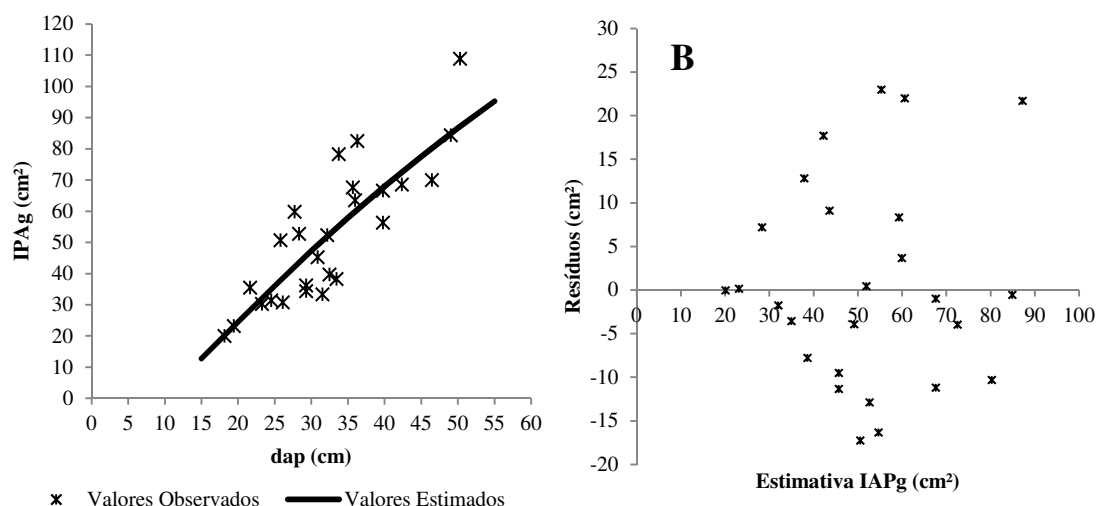


Figura 1 - Distribuição dos valores observados e estimados (A) e dos resíduos (B) do modelo $\sqrt{\text{IPAg}} = -9,3218 + 4,7621 \cdot \ln \text{dap}$ para *Cordia trichotoma* (Vell.) Arráb. ex Steud. livre de competição no município de Salto do Lontra-PR.

Para explicar o incremento periódico anual em área basal das árvores de louro sob competição foram consideradas como variáveis independentes aquelas que tiveram correlação significativas com IPAg das árvores sob competição. Realizando-se o teste de regressão por meio do procedimento *proc stepwise*, novamente, como ocorreu nas árvores livres a variável diâmetro à altura do peito é capaz de explicar o incremento.

O modelo escolhido para prever o incremento periódico anual em área basal das árvores sob competição foi o $\ln \text{IPAg} = 4,08149 + (-406,82345) \cdot 1/\text{dap}^2$, por apresentar a melhor dispersão dos resíduos no gráfico, com o menor coeficiente de variação (CV%) igual a 5,30% e coeficiente de determinação ajustado (R^2_{aj}) de 0,75. (Figura 2A).

Na Figura 2B temos a distribuição dos resíduos do modelo selecionado em relação a variável incremento, o que possibilitou observar que a maior variação dos resíduos aconteceu entre os incrementos 30 e 40 cm².

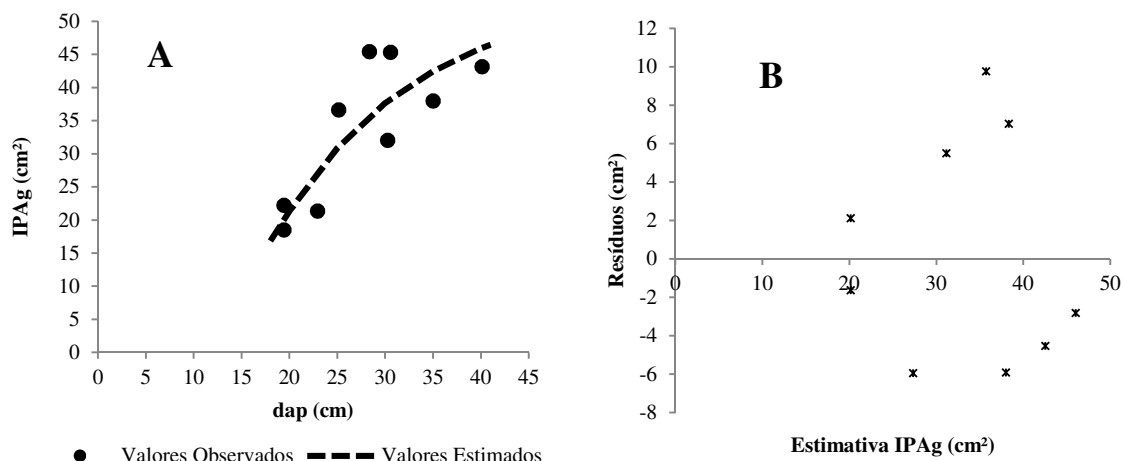


Figura 2 - Distribuição dos valores observados e estimados (A) e dos resíduos (B) do modelo $\ln \text{IPAg} = 4,08149 + (-406,82345) \cdot 1/\text{dap}^2$ para *Cordia trichotoma* (Vell.) Arráb. ex Steud. sob competição no município de Salto do Lontra-PR.

Ao analisar a relação entre o incremento periódico anual em área basal (IPAg) e o diâmetro à altura do peito (dap), as árvores de louro-pardo que se encontravam sob competição apresentaram incremento periódico anual em área basal inferior as árvores livres e para a mesma classe de dap, conforme pode ser visto na Figura 3.

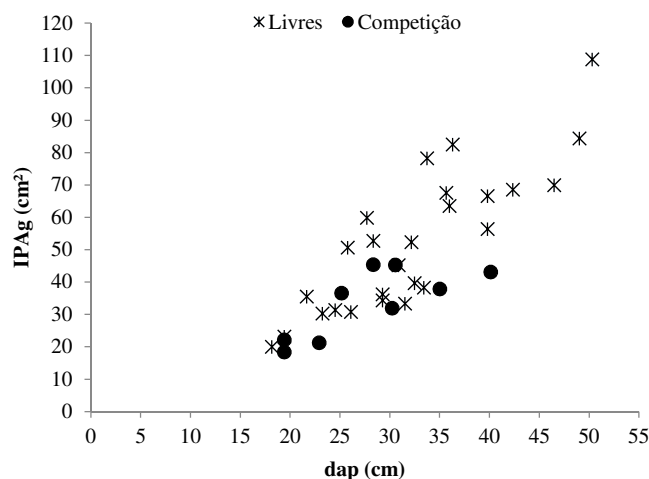


Figura 3 - Dispersão dos valores da relação entre o incremento periódico anual em área basal e o diâmetro a altura do peito para louro-pardo livres e sob competição.

A partir da análise da Figura 3 notou-se uma tendência de aumento do IPAg, conforme ocorreu o aumento do diâmetro à altura do peito, isso ocorre tanto para árvores livres como para as sob competição. Demonstrando, dessa maneira, que o desenvolvimento em diâmetro acarreta em maior incremento periódico anual em área basal.

CONCLUSÕES

Constata-se que o modelo de estimativa do incremento periódico anual em área basal (IPAg), que melhor se ajusta para as árvores de louro-pardo sob competição, é: $\ln IPAg = 4,08149 + (- 406,82345) * 1/dap^2$; e para as árvores livres de competição, o modelo $\sqrt{IPAg} = -9,3218 + 4,7621 * \ln dap$. Os modelos são distintos para as árvores de louro-pardo sem e com competição, sendo que a variável diâmetro à altura do peito é capaz de explicar o IPAg para as duas situações (árvores livres e sob competição).

Os resultados expressos nesse trabalho para louro-pardo no município de Salto do Lontra é um passo inicial para a realização do manejo sustentável na região e, também, informa características importantes que devem ser observadas para um bom desenvolvimento da espécie em plantios, garantindo, assim, que o produto final atenda as qualidades desejáveis, tal como alto incremento e maior comprimento de fuste livre de nós.

REFERÊNCIAS

- CARVALHO, P. E. R. Louro-pardo. **Boletim de Pesquisa Florestal**, Colombo, n. 17, p. 63-66, 1988.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – **IBGE**. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/>>. Acesso em: 24/04/2014.
- SAS. **The SAS System for Windows**. Cary: SAS Institute Inc., 1999.
- SCOLFORO, J. R. S.; PULZ, F. A.; MELLO, J. M.; OLIVEIRA FILHO, A. T. Modelo de produção para floresta nativa como base para manejo sustentado. **Cerne**, v. 2, n. 1, p. 112-137, 1996.
- VUADEN, E. **Morfometria e incremento de Cordia trichotoma (Vell.) Arráb. ex Steud. na região central do Rio Grande do Sul**. 102 f. Tese (Doutorado Engenharia Florestal), Universidade Federal de Santa Maria. Santa Maria-RS, 2013.

INFLUÊNCIA DA COMPETIÇÃO NO CRESCIMENTO E MORTALIDADE DE MOGNO EM FLORESTA EQUIÂNEA

Jeangelis Silva Santos¹ Giovanni Correia Vieira¹ Evandro Ferreira da Silva¹ Adriano Ribeiro de Mendonça² Diego Armando Silva da Silva¹

¹ Eng. Florestal, Mestrando em Ciências Florestais, UFES – Universidade Federal do Espírito Santo Av. Governador Lindemberg, 316, 29550-000 - Jerônimo Monteiro - ES, Brasil, jeangelis.santos@ufes.br; cvgiovanni@gmail.com; evandroflorestal@gmail.com; d-armando-silva@hotmail.com;

² Eng. Florestal, D.Sc. Em Ciências Florestais, DCF-CCA-UFES – Universidade Federal do Espírito Santo Av. Governador Lindemberg, 316, 29550-000 - Jerônimo Monteiro - ES, Brasil, adriano.mendonca@ufes.br.

Resumo

Este estudo teve como objetivo analisar a influência da competição no crescimento de mogno em plantios equiâneos. Para avaliar o crescimento, foram mensuradas a circunferência à 1,3 m e a altura de 196 árvores durante 13 anos, com medições anuais. Foram calculados quatro índices de competição independentes da distância e a correlação de Pearson entre os índices e as variáveis de crescimento, com a significância testada por meio do teste *t* de Student. Com os resultados obtidos, foi possível concluir que as maiores correlações ocorreram entre os índices de competição e a idade e o crescimento em área basal. A correlação dos índices de competição com a altura foi não significativa para os índices IID₁ e IID₂. Além disso, foi possível notar que a probabilidade de mortalidade tende a decrescer com o aumento da capacidade de competição das árvores.

Palavras-chave: Manejo florestal; Crescimento e produção; Índices de competição.

Abstract

Influence of competition on growth and mortality of mahogany in even-aged forest. This study aimed to analyze the influence of competition on the growth of mahogany even-aged stand. To this end, four competition indexes were calculated. To evaluate the growth, were measured the circumference at 1.3m (CAP) and height of 196 trees for 13 years, with yearly measurements. The influence of competition on growth was calculated using the Pearson correlation coefficient, followed by Student's t test to assess the significance of the coefficients. With these results, we conclude that the highest correlations occurred between competition indexes and the variables age and growth in basal area. The correlation between competition indexes and height was weak and not significant for the indexes IID₁ and IID₂. Furthermore, it can be seen that the probability of death tends to decrease with increasing of the competitive ability of the trees.

Keywords: Forest management; Growth and yield; Competition indexes.

INTRODUÇÃO

O mogno (*Swietenia macrophylla* King) é uma espécie de alto valor econômico, sendo uma das madeiras facilmente aceitas para exportação, empregada na fabricação de mobiliário de luxo no país. Porém, encontra-se na lista de espécies ameaçadas de extinção, sendo a única alternativa viável o plantio comercial. Como a espécie é utilizada geralmente para serraria e produção de laminados, o conhecimento da competição é fundamental para determinar o regime de manejo, o espaçamento inicial adequado e a idade correta de desbaste, evitando-se o alto índice de mortalidade no povoamento. Desse modo, os índices de competição expressam o status competitivo de uma árvore em relação aos seus competidores, no que tange a recursos como luz, água e nutrientes. Esses índices podem ser dependentes ou independentes da distância.

Nos índices dependentes da distância é utilizada a distância dos competidores em relação à árvore objeto, enquanto os índices independentes não consideram a distância das árvores competidoras em relação à árvore objeto (SCOLFORO, 2006). Em princípio, espera-se que os modelos dependentes da distância apresentem melhores resultados por considerarem a distribuição espacial das árvores, no entanto, observam-se resultados semelhantes desses índices quando comparados aos índices mais simples, que não consideram a distância das árvores competidoras da árvore objeto (DANIELS *et al.*, 1986; FOX *et al.*, 2007; CHASSOT, 2009). A vantagem da utilização de índices independentes da distância está relacionada com o menor tempo na coleta de dados (SCOLFORO, 2006). Portanto, o objetivo deste trabalho é avaliar a influência da competição no crescimento e na mortalidade de um povoamento de mogno com 13 anos de idade.

MATERIAL E MÉTODOS

A pesquisa foi realizada na Reserva Natural da Vale, localizada no município de Linhares, ES, nas coordenadas 19° 06' a 19° 18' de latitude Sul e 39° 45' a 40° 19' de longitude Oeste. O clima da região é do tipo Awi de Köppen, tropical quente e úmido, com estação chuvosa no verão e seca no inverno, com precipitação média de 1.200 mm e temperatura média de 23,3 °C (ROLIM, 2006).

Para a realização deste trabalho foram utilizados dados de um monitoramento anual de um plantio homogêneo de *Swietenia macrophylla* King com 13 anos de idade, no qual foram obtidas a circunferência a 1,30 m do solo (CAP) e altura total (h) das árvores. O espaçamento foi de 2x2 m, em uma área de 784 m², totalizando 196 árvores inicialmente.

As competições entre as árvores por recursos serão estimadas com base nas expressões contidas na Tabela 1.

Tabela 3 - Índices de competição independente da distância analisados.

Autor	Equação
STAGE (1973)	$IID_1 = \frac{d_i^2}{q^2}$
GLOVER e HOOL (1979)	$IID_2 = \frac{d_i h_i}{\bar{D}^2 \bar{H}}$
TOMÉ e BURKART (1989)	$IID_3 = \frac{d_i}{d_{dom}}$
GLOVER e HOOL (1979)	$IID_4 = \frac{d_i}{\bar{D}^2}$

di = diâmetro da árvore objeto (cm); d_{dom} = diâmetro da árvore dominante (cm); q = diâmetro quadrático (cm); hi = altura total da árvore objeto (m); $\bar{D}$ = média aritmética dos diâmetros das árvores da unidade amostral (cm); e $\bar{H}$ = altura média das árvores da unidade amostral (m).

Foram calculados o coeficiente de correlação de Pearson entre os índices de competição e o crescimento em área basal, mortalidade e idade, como proposto por Daniels (1976), González *et al.* (2006) e Martins (2011). A significância da correlação foi avaliada por meio do teste *t de Student*, ao nível de 5% de significância. As hipóteses analisadas foram: H₀: $\rho_{xy} = 0$, H₁: $\rho_{xy} \neq 0$. A estatística do teste foi dada por:

$$t_{n-1} = r \sqrt{\frac{n-2}{1-r^2}}$$

Em que: t = estatística *t*; r = coeficiente de correlação de Pearson; e n = tamanho da amostra.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Na Tabela 2 estão apresentados os coeficientes de correlação de Pearson entre os diferentes índices de competição analisados e as variáveis de crescimento (área basal e altura) e a probabilidade de mortalidade.

Tabela 2 - Correlação de Pearson entre os índices de competição e variáveis do povoamento.

	IID ₁	IID ₂	IID ₃	IID ₄
Idade	0,7990*	0,8840*	0,8341*	0,8341*
Crescimento em Área Basal do indivíduo	0,5186*	0,4478*	0,4892*	0,4892*
Crescimento em Altura	0,0350 ^{ns}	-0,0233 ^{ns}	0,0665*	0,0665*
Probabilidade de Mortalidade	-0,6270*	-0,6143*	-0,6332*	-0,6332*

Em que: * = significativo a 5% de probabilidade; ^{ns} = não significativo.

Analisando os resultados expostos na Tabela 2, pode-se notar que a correlação entre os índices de competição e a idade foi significativa e positiva, tal fato mostrou que o aumento na idade do povoamento aumenta a capacidade de competição entre os indivíduos. O crescimento em área basal também apresentou correlação positiva e significativa com os índices de competição. Tal fato já era esperado, pois quanto maior a capacidade de um indivíduo competir com os seus vizinhos, melhor será sua taxa de crescimento e, consequentemente, maior a sua área basal.

Um fato diferente pode ser notado ao analisar o crescimento em altura, pois foi possível verificar que os índices IID₁ e IID₂ apresentaram correlação não significativa, enquanto os índices IID₃ e IID₄, embora significativa, a correlação foram próximos de zero. Isso mostrou que o crescimento em altura não foi influenciado pela competição entre os indivíduos como o crescimento em área basal. Além disso, observou-se que com a idade ocorreu um aumento da competição entre os indivíduos.

Ao se avaliar a correlação entre a probabilidade de mortalidade com os índices de competição, foi verificado que a correlação foi significativa e negativa. A partir desse resultado, ficou evidenciado que, quanto maior a capacidade de um indivíduo em competir com seus vizinhos, menor será a sua probabilidade de mortalidade. Esse resultado está de acordo com o encontrado ao analisar o crescimento em área basal, pois quanto maior a área basal de um indivíduo, maior a sua capacidade de competição e menor a probabilidade de mortalidade. Fato semelhante ao obtido por Martins (2011) o qual também encontrou correlação negativa para a probabilidade de mortalidade, variando de -0,11 a -0,60 para índices de competição independentes das distâncias.

CONCLUSÃO

Dentre as variáveis de crescimento analisadas, a área basal é a mais influenciada pelos índices de competição, o que não ocorre com crescimento em altura.

Quanto maior a capacidade de competição, menor é a probabilidade de mortalidade do mogno em floresta equiânea.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

CHASSOT, T. **Modelos de crescimento em diâmetro de árvores individuais de *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze na floresta ombrófila mista**. 48 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) – Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, 2009.

DANIELS, R. F. Simple competition indices and their correlation with annual loblolly pine tree growth. **Forest Science**, Washington, v. 22, n. 4, p. 454-456, 1976.

DANIELS, R. F.; BURKHART, H. E.; CLASON, T. R. a comparison of competition measures for predicting growth of loblolly pine trees. **Canadian Journal Forest Research**, Vancouver, v. 16, p. 1230-1237, 1986.

FOX, J. C.; BI, H.; ADES, P. K. Spatial dependence and individual-tree growth models I. Characterising spatial dependence. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 245, n. 1, p. 10-19, 2007.

GLOVER, G. R.; HOOL, J. N. A basal area ratio predictor of loblolly pine plantation mortality. **Forest Science**, Washington, v. 25, n. 2, p. 275-282, 1979.

GONZÁLEZ, M. S.; RÍO, M. del; CAÑELLAS, I.; MONTERO, G. Distance independent tree diameter growth model for cork oak stands. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 225, p. 262-270, 2006.

MARTINS, F. B. **Modelagem de crescimento em nível de árvore individual para plantios comerciais de eucalipto**. 143 f. Tese (Doutorado em Ciência Florestal) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2011.

ROLIM, S. G. **Modelos e mecanismos de sucessão secundária na floresta atlântica em Linhares (ES)**. 168 f. Tese (Doutorado em Recursos Florestais). Universidade de São Paulo. Escola Superior de Agricultura Luis de Queiroz, Piracicaba, 2006.

SCOLFORO, J. R. S. **Biometria Florestal: Modelos de crescimento e produção florestal**. Lavras: UFLA/FAEPE, 2006. 393 p.

STAGE, A. R. Prognosis model for stand development. **USDA Forest Service Research Paper**. Washington, DC, 1973. 32 p.

TOMÉ, M.; BURKHART, H. E. Distance-dependent competition measures for predicting growth of individual tree. **Forest Science**, Washington, v. 35, n. 3, p. 816-831, 1989.

MENSURAÇÃO DO DIÂMETRO ACUMULADO SOB DIFERENTES NÚMEROS DE RAIOS EM ANÁLISE DE TRONCO COMPLETA DE *Hovenia dulcis* Thunberg

Naiany Margreiter¹Danieli Regina Klein¹ Danieli Cristina B. de Oliveira¹Veridiana Padoin Weber²Edgar de S. Vismara²

¹Acadêmicas de Engenharia Florestal da Universidade Tecnológica Federal do Paraná, Estrada para Boa Esperança, Km 04, Dois Vizinhos – PR. danielirgklein@hotmail.com, naiany.margreiter@gmail.com, danieli_cristina@hotmail.com.

² Engenheira Florestal, Professora Dra., Universidade Tecnológica Federal do Paraná Estrada para Boa Esperança, Km 04 Dois Vizinhos – PR, veridianapadoin@utfpr.edu.br, edgarvismara@utfpr.edu.br

Resumo

O objetivo do trabalho foi verificar a existência de diferença significativa na obtenção do diâmetro acumulado dos anéis de crescimento sob diferentes métodos. O estudo foi desenvolvido na Universidade Tecnológica Federal do Paraná, Dois Vizinhos, onde foi realizada a análise de tronco completa em quatro árvores de *Hovenia dulcis* Thunberg. Para cada árvore, foi medida a altura total e retirados seis discos em diferentes posições, nos quais a mensuração foi realizada a partir de um, dois, três e quatro raios. Testaram-se três modelos para verificar a influência do número de raios, posição dos discos e os diferentes indivíduos no crescimento em diâmetro acumulado pela idade. O diâmetro acumulado dos anéis de crescimento sofreu influência das variáveis: posição dos discos e os diferentes indivíduos. A mensuração realizada com apenas um raio teve diferença significativa no diâmetro da base acumulado em função da idade, comparando com 2, 3 e 4 raios.

Palavras-chave: Dendrometria, anéis de crescimento, incremento diamétrico.

Abstract

Accumulated diameter in different numbers of radius in complete stem analysis of Hovenia dulcis Thunberg. The objective was to verify the existence of a significant difference in getting the cumulative diameter growth under different methods rings. The study was developed at UTFPR, campus of Dois Vizinhos, Brazil, where the complete stem analysis was performed in four trees of *Hovenia dulcis* Thunberg. For each tree, was measured total height and were removed 6 disks. The analysis of the accumulated diameters was performed by the measured of one, two, three and four radius. Three models were tested to verify the influence of the number of radius, position of the disks and the different individuals in accumulated diameter growth by age. The accumulated diameter of growth rings was influenced by the variables: position of disks and different individuals. The measurement performed with only a radius had significant difference in the accumulated base diameter according to the age, compared with 2, 3 and 4 radius.

Keywords: Dendrometry, growth rings, diameter growth.

INTRODUÇÃO

A espécie *Hovenia dulcis* Thunberg pertence à família Rhamnaceae e é vulgarmente conhecida por uva-do-japão. A formação de anéis anuais de crescimento na espécie é demarcada por uma transição abrupta na frequência e tamanho dos vasos, e a existência dessa diferenciação permite o estudo do crescimento por análise de tronco (ELEOTÉRIO *et al.*, 2012).

Segundo Finger (2006), a análise de tronco é um método usado para determinar o crescimento da árvore, e estes estudos cronológicos pela datação dos anéis de crescimento permitem reconstruir o crescimento passado de uma árvore, do estado de plântula até o abate. Conforme Husch (1982) citado por Santos (2006), essa técnica consiste na contagem e medições dos anéis de crescimento em diversas seções a diferentes alturas, obtendo relações entre as variáveis de interesse e a idade.

O presente trabalho tem por objetivo verificar a existência de diferença significativa na obtenção do diâmetro acumulado dos anéis de crescimento sob a mensuração de diferentes números de raios, posição em que os discos foram retirados, diferentes indivíduos e a interação entre a posição com o número de raios. Além disso, analisar se a estimativa do diâmetro da base acumulado em função da idade difere com a mensuração a partir de um, dois, três e quatro raios.

MATERIAL E MÉTODOS

O trabalho foi desenvolvido na Universidade Tecnológica Federal do Paraná campus Dois Vizinhos onde foi realizada a análise de tronco completa de quatro árvores de *Hovenia dulcis* de ocorrência

espontânea, na trilha ecológica do campus. Em cada árvore foi medida a altura total e retirados seis discos, nas posições 0%, DAP (diâmetro à altura do peito, a 1,3 m do solo), 25%, 50%, 75% e 100% da altura total.

Em cada disco foi localizado o maior raio e, a partir deste, marcadas duas linhas diamétrais, formando um ângulo de 45° com o raio referido, formando quatro raios para a medição (FINGER, 2006). A análise dos diâmetros acumulados foi realizada a partir da medida de somente um raio, média de dois raios, três raios e quatro raios.

Para facilitar a identificação e medição dos anéis anuais de crescimento, a superfície dos discos foi lixada com o auxílio de uma lixadeira elétrica. A medição dos anéis de crescimento foi feita com uma régua de desenho com precisão em milímetros, onde o zero da mesma coincidiu com o centro da medula da fatia, sendo o crescimento diamétrico anual acumulado em cada idade obtido diretamente sobre a mesma. Na Figura 1 observa-se a marcação dos raios e anéis de crescimento nos discos das árvores amostradas.

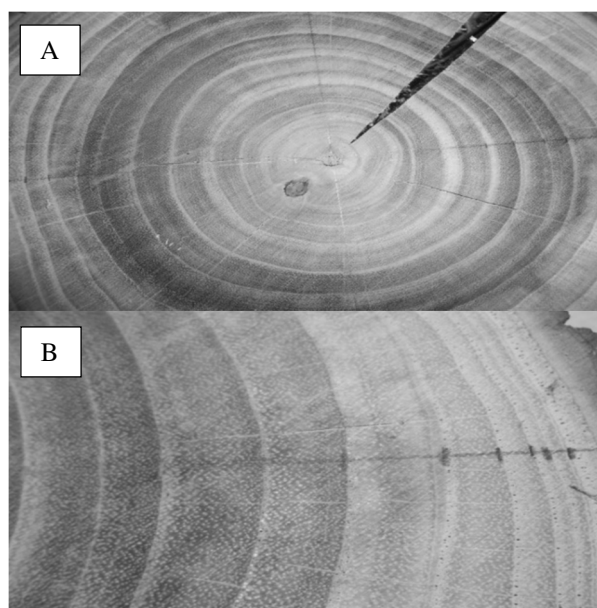


Figura 1 - Disco amostrado, sendo observados os anéis de crescimento (A) e a marcação de um raio (B) para avaliação do crescimento diamétrico anual.

Para verificar a influência do número de raios, posição em que os discos foram retirados e dos diferentes indivíduos de *Hovenia dulcis* no crescimento em diâmetro acumulado em função da idade, foram testados os modelos apresentados na Tabela 1.

Tabela 1 - Modelos testados para verificar a influência das variáveis no crescimento diamétrico acumulado para *Hovenia dulcis*, Dois Vizinhos, PR

Nº.	Modelo
1	$d_{ij} = m + NR_i + \varepsilon_{ij}$
2	$d_{ij} = m + NR_i + P_i + (NR_i * P_i) + \varepsilon_{ij}$
3	$d_{ij} = m + NR_i + P_i + A_i + (NR_i * P_i) + \varepsilon_{ij}$

d_{ij} : diâmetro acumulado dos anéis de crescimento (cm); m: média do diâmetro acumulado dos anéis de crescimento; NR_i : número de raios medidos; P_i : posição dos discos; A_i : árvore; ε_{ij} : erro.

Para gerar a curva do crescimento em diâmetro da base a partir dos diferentes números de raios foi utilizada a primeira derivada do modelo de Schumacher:

$$d = -b_1 t^{-2} e^{(b_0 + b_1 \frac{1}{t})}$$

Em que: d = diâmetro da base (cm); b_0 , b_1 = coeficientes do modelo a serem estimados; t = tempo (anos).

Foi utilizado o delineamento inteiramente casualizado (DIC), onde os tratamentos foram o número de raios medidos nos discos, a posição em que os discos foram retirados e as diferentes árvores. Os dados

tabulados foram submetidos à análise de variância (ANOVA) e teste F para avaliar a significância dos diferentes fatores citados na mensuração do crescimento em diâmetro acumulado.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

A Tabela 2 apresenta os resultados da análise de variância realizada com número de raios, posição em que os discos foram retirados, os diferentes indivíduos de *Hovenia dulcis* e a interação entre a posição com o número de raios. Conforme o modelo 1, observa-se que o número de raios para medição dos diâmetros em cada idade nos discos das árvores de *Hovenia dulcis* amostradas não influenciou significativamente. Porém, Siostrzonek (1958), citado por Rosot (2002), constatou que o número de raios foi um fator que interferiu nas medições de área transversal, a partir da técnica de análise de tronco realizada na espécie de *Picea* spp. A partir disso, verifica-se que o número de raios para medição do diâmetro, difere conforme a espécie.

Na avaliação do modelo 2, em que foram utilizadas as variáveis: números de raios, posição em que os discos foram retirados e a interação entre a posição e o número de raios, somente a variável posição dos discos apresentou diferença significativa na medição. Isso ocorre devido ao desenvolvimento diferenciado de cada espécie, pois o número de anéis presentes em cada fatia é diferente nas posições, onde a mesma foi coletada.

Tabela 2 - Análise de variância das condicionantes: número de raios, posição em que os discos foram retirados e os diferentes indivíduos de *Hovenia dulcis* Thunberg

Fonte de Variação	gl	Som a Quadrados	Quadr ados Médios	F	Significâ ncia
Núm. de raios	3	9,7	3,2431	0,26	0,8483
Resíduos	240	1499	12,091	82	
Posição	7	2218,2	316,89	30,1	<2e-16
Núm. de raios	3	6,4	2,15	0,20	0,8934
Posição x Núm. de raios	2	31,9	1,52	0,14	1,000
Resíduos	212	1274	10,52	43	
Árvore	3	1040,8	346,95	35,8	<2e-16
Posição	7	2220,4	317,19	32,7	<2e-16
Núm. de raios	3	4,6	1,53	0,15	0,9246
Posição x Núm. de raios	2	25,6	1,22	0,12	1,000
Resíduos	209	1171	9,69	59	

***** altamente significativo ao nível de 99% de probabilidade de confiança

Para o modelo 3, além das variáveis: número de raios, posição em que os discos foram retirados e a interação entre eles, acrescentaram-se os diferentes indivíduos de *Hovenia dulcis* amostrados, a qual também obteve influência significativa nos resultados.

Para tanto, observa-se que na medição dos diâmetros nos discos das árvores amostradas as variáveis que influenciaram nos resultados foram: a posição em que os discos foram retirados e os diferentes indivíduos. Isso aponta que é importante observar o estrato arbóreo que o indivíduo pertence além de analisar as demais espécies que ocorrem ao seu entorno, pois, conforme afirmou Vanclay (1994), o crescimento de uma árvore é afetado pela competição existente, através de fatores como: número de indivíduos competidores, tamanho destes e a distância espacial entre eles. Estas condicionantes podem explicar o comportamento do crescimento e do desenvolvimento das árvores ao longo de seu ciclo.

Na Tabela 3 é apresentado o modelo e os respectivos coeficientes aplicados na elaboração da curva de crescimento em diâmetro da base dos indivíduos para os diferentes números de raios. Nessa tabela observa-se que o coeficiente angular da curva de crescimento resultante da medição de apenas um raio é diferente dos demais.

Tabela 3 - Coeficientes utilizados para gerar a curva do crescimento em diâmetro da base (cm) a partir dos diferentes números de raios mensurados

$d = -b_1 t^{-2} e^{(b_0 + b_1 \frac{1}{t})}$	$\widehat{b}_0$	$\widehat{b}_1$
1 Raio	6,758	- 21,900
2 Raios	6,621	- 16,960
3 Raios	6,592	- 16,866
4 Raios	6,595	- 16,749

A Figura 2 demonstra a curva de crescimento do diâmetro da base em função do tempo em anos, sob os diferentes números de raios. Somente houve diferença na medição de anéis a partir de um raio. As demais medições não apresentaram diferença, ou seja, aferir o diâmetro dos anéis com 2, 3 ou 4 raios não apresentou diferença, em resultados para quatro árvores de *Hovenia dulcis* Thunberg amostradas no Campus da UTFPR em Dois Vizinhos, PR.

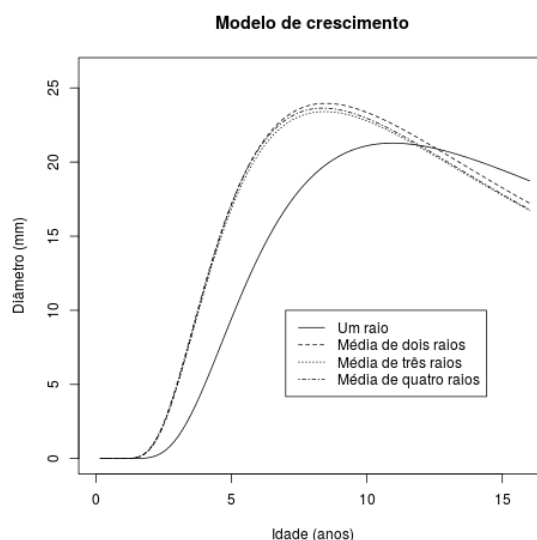


Figura 2 - Curva de crescimento do diâmetro da base em função da idade para *Hovenia dulcis* Thunberg em Dois Vizinhos, PR.

CONCLUSÕES

Na obtenção do diâmetro acumulado dos anéis de crescimento, as variáveis que influenciaram de forma significativa foram a posição em que os discos foram retirados e os diferentes indivíduos de *Hovenia dulcis* Thunberg. Para estimar o diâmetro da base acumulado em função da idade, apenas a mensuração realizada com um raio teve influência significativa e, portanto, para obter resultados de maior acurácia e confiabilidade, recomenda-se a análise dos anéis de crescimento a partir da mensuração de 2 ou mais raios.

REFERÊNCIAS

ELEOTÉRIO, J. R., PELLENS, G. C., COMMANDULI, M. J. Crescimento em diâmetro, altura e volume de *Hovenia dulcis* na região sul de Blumenau, SC. **Revista Floresta**, v. 42, n. 4, p. 733 – 740, 2012.

FINGER, C. A. G. **Biometria florestal**. Santa Maria: CEPEF/FATEC/UFSM, 2006. 296 p.

ROSOT, M. A. D. **Processamento digital de imagens aplicado à medição de anéis de crescimento na análise de tronco.** 224 f. Tese (Doutorado em Engenharia Florestal) Setor de Ciências Agrárias – Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2002.

SANTOS, W. C. **Análise de características dendrométricas e fatores edáficos no crescimento e produção de um povoamento de *Araucaria angustifolia* (Bert.) O. Ktze.** 123 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) Setor de Ciências Agrárias – Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2006.

VANCLAY, J. K. **Modelling Forest Growth and Yield:** applications to mixed tropical Forests. Wallingford: CAB International, 1994, 312 p.

MODELAGEM DA DISTRIBUIÇÃO DIAMÉTRICA DE *Ilex paraguariensis* (A. St.-Hill) EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA – FAZENDA RIO GRANDE, PARANÁ, BRASIL

Rodrigo Delonga¹, Antonio Pedro Frago Woycikiewicz², Márcio Coraiola³

¹Engenheiro Florestal, Mestrando em Engenharia Florestal, UFPR, Av. Pref. Lothário Meissner, 900, Jardim Botânico, Campus III, CEP 80.210-170, Curitiba, PR, Brasil. rodrigo_delonga@hotmail.com

²Graduando em Engenharia Florestal, PUCPR, Rua Imaculada Conceição, 1155, Prado Velho, Campus Curitiba, CEP 80215-901, Curitiba, PR Brasil, antoniof.w@gmail.com

³Engenheiro Florestal, Dr., Professor Titular e Coordenador do Curso de Engenharia Florestal da Pontifícia Universidade do Paraná, PUCPR, Rua Imaculada Conceição, 1155, Prado Velho, Campus Curitiba, CEP 80215-901, Curitiba, PR Brasil, marcio.coraiola@pucpr.br

Resumo

O objetivo do presente trabalho foi avaliar o comportamento de três funções de densidade de probabilidade no ajuste da distribuição dos diâmetros de *Ilex paraguariensis* em um fragmento de Floresta Ombrófila Mista no estado do Paraná. Os dados utilizados neste estudo foram coletados no ano de 2011, pelo Projeto Ecológico de Longa Duração (PELD), site 9. Foram utilizadas as medições de 332 indivíduos da espécie ($DAP \geq 10\text{cm}$). Para avaliar a distribuição diamétrica de *Ilex paraguariensis* nesse fragmento foram utilizadas as seguintes funções de densidade probabilística: Normal, Weibull 3p e SB de Johnson. Através da fórmula de Sturges, foram determinadas 10 classes, com intervalos de 4 cm. Os resultados do teste de Kolmogorov-Smirnov indicaram aderência aos dados observados nas funções de Weibull 3p e SB de Johnson, apresentando pouca diferença entre si, enquanto que a função Normal não apresentou aderência. Palavras-chave: Funções de Densidade de Probabilidade; Floresta Nativa; Erva-mate.

Abstract

Modelling the diameter distribution of Ilex paraguariensis (A.St.-Hill) in a Mixed Ombrophilous Forest fragment – Fazenda Rio Grande, Paraná, Brazil. The objective of the present research was to evaluate the behavior of three functions of probability density for fitting of *Ilex paraguariensis* diameter distribution in a fragment of Mixed Ombrophilous Forest in Paraná State. The data used in this study was collected in 2011, by the Long Term Ecological Project (LTEP) site 9. Measurements of 332 individuals of the species ($DBH \geq 10\text{cm}$) were used. To following probabilistic density functions were fitted: Normal, Weibull 3p and Johnson SB. Through the equation of Sturges, 10 classes were determined, at intervals of 4 cm. The results of the Kolmogorov-Smirnov test indicated adherence to the observed data in the functions of Weibull 3p and Johnson SB, with little difference between them, while the Normal function did not present adherence.

Keywords: Density Probability Function; Natural Forest; Erva-mate.

INTRODUÇÃO

Os modelos de distribuição diamétrica (MDD) estimam o número de árvores por hectare por classe de diâmetro nas idades presente e futura. O emprego, a partir daí, de uma equação de volume, de *taper* ou de razão volumétrica, permite estimar a produção por classe, sendo significativos para situações em que há interesse em multiprodutos (CAMPOS; LEITE, 2009).

A Erva-mate possui ocorrência principalmente na região com altitudes compreendidas em 500 e 1.500 m, podendo, contudo, ser encontrada em regiões situadas em altitudes acima ou abaixo destes limites, porém de maneira mais esparsa (OLIVEIRA; ROTA, 1985).

O objetivo do presente trabalho foi avaliar o comportamento de três funções de densidade probabilística no ajuste da distribuição diamétrica de *Ilex paraguariensis* (A. St.-Hill.), medidas em um fragmento de Floresta Ombrófila Mista no Estado do Paraná.

MATERIAL E MÉTODOS

Área de estudo

O presente trabalho foi realizado em fragmento de área 300 ha, onde foram instaladas 6 parcelas de 1 ha cada, pertencente à região de ocorrência da Floresta Ombrófila Mista (F.O.M.), localizada na Fazenda Experimental Gralha Azul (FEGA), pertencente a Pontifícia Universidade Católica do Paraná, no município de Fazenda Rio Grande – PR.

O município está localizado na região metropolitana de Curitiba, a uma altitude de 910 metros acima do nível do mar (IPARDES, 2014), e segundo a classificação climática de Köppen caracterizada pelo

clima Cfb, com temperatura média no mês mais frio abaixo de 18°C (mesotérmico), com verões frescos, temperatura média no mês mais quente abaixo de 22°C e sem estação seca definida.

Coleta de dados

Os dados utilizados neste trabalho são provenientes de 332 árvores de *Ilex paraguariensis*, os quais foram coletados no ano de 2011, oriundos do Projeto PELD (Pesquisa Ecológica de Longa Duração), site 9. Na área estudada foram instaladas seis parcelas permanentes (100m x 100m). Todas as árvores com DAP ≥ 10 cm foram identificadas, numeradas e localizadas em croqui através de suas coordenadas cartesianas.

Anualmente são remedidos os DAP's (Diâmetro a Altura do Peito – 1,30m do solo) de todas as árvores e armazenados no banco de dados do projeto. As árvores mortas (indivíduos que morreram no período avaliado) eram anotadas e as ingressantes incluídas no sistema (árvores que no ano anterior não tinham a dimensão mínima – DAP ≥ 10 cm – e atingiram no ano da medição).

Funções densidade de probabilidade ajustadas

Uma função densidade de probabilidade (f.d.p.) define a probabilidade associada com cada valor da variável de estudo, ou da classe de diâmetro nesse caso particular, ou ainda, descreve a distribuição de frequência relativa e/ou absoluta dos vários tamanhos de árvores (CAMPOS; LEITE, 2009).

Na Tabela 1 estão descritas as funções de densidade de probabilidade testadas para a obtenção das distribuições de frequência de *Ilex paraguariensis* em cada classe de diâmetro.

Tabela 4 – Funções de densidade de probabilidade testadas para a obtenção das distribuições de frequência de *Ilex paraguariensis* em cada classe de diâmetro em um fragmento de Floresta Ombrófila Mista – Fazenda Rio Grande, Paraná, Brasil

Função	Função Densidade de Probabilidade (FDP)	Restrições
Normal	$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(d-\mu)^2}{2\sigma^2}}$	$\sigma > 0$ $-\infty < d < +\infty$ $-\infty < \mu < +\infty$
Weibull 3p	$f(x) = \left(\frac{c}{b}\right) \left(\frac{d-a}{b}\right)^{c-1} e^{-\left(\frac{d-a}{b}\right)^c}$	$d \geq d_{\min}$ $-\infty < d_{\min}$ $< +\infty$ $b, c > 0; a \geq 0$
SB de Johnson	$f(x) = \frac{\delta}{\sqrt{2\pi}} \frac{\lambda}{(d-\varepsilon)(\lambda+\varepsilon-d)} e^{\left\{-\frac{1}{2}\left[\gamma+\delta \ln\left(\frac{\delta-\varepsilon}{\lambda+\varepsilon-d}\right)\right]^2\right\}}$	$\varepsilon < d < \lambda$ $-\infty < \gamma < +\infty$ $\lambda > 0; \delta > 0$

Os parâmetros das distribuições utilizadas neste estudo foram determinados com a utilização do software MS Excel 2010®, através do suplemento Ferramentas de Análise.

Para realizar os ajustes foi necessário definir o número de classe (NC). Neste caso foi utilizada a fórmula de Sturges, como segue:

$$NC = 1 + 3,33 \log n$$

Após a definição do número de classes foi calculada a amplitude dos dados e consequentemente o intervalo de classes.

Teste de Kolmogorov-Smirnov

Ao término dos ajustes das funções, os desempenhos foram comparados com base no teste de Kolmogorov-Smirnov, o qual pode ser expresso pela fórmula a seguir:

$$D_{calc} = \frac{(\max |F_o(d) - F_e(d)|)}{n}$$

Em que: $F_o(d)$ = frequência observada acumulada; $F_e(d)$ = frequência estimada acumulada; n = número de observações.

O valor crítico D_{tab} para $\alpha = 5\%$ pode ser obtido através da seguinte fórmula:

$$D_{tab} = \frac{1,36}{\sqrt{n}}$$

Em que: D_{tab} = valor crítico a um nível de 5% de probabilidade; n = número de observações.

Para a análise, tem-se que se o valor D_{cal} for menor que o valor D_{tab} , então a função de densidade probabilística apresenta aderência aos dados das frequências observadas.

Além desta análise, foram traçadas curvas das frequências estimadas sobre o histograma das frequências observadas, por classe de diâmetro, para todas as funções ajustadas (MACHADO *et al.*, 2009).

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Neste fragmento de F.O.M. analisado, *Ilex paraguariensis* apresentou diâmetro mínimo de 10,03 cm e diâmetro máximo de 47,46 cm.

Para o ajuste das funções de densidade de probabilidade das 332 árvores de *Ilex paraguariensis*, foram descritas 10 classes de diâmetro, com intervalos de 4 cm cada. Os coeficientes ajustados para cada uma das funções testadas estão descritos na Tabela 2, onde os mesmos foram utilizados para a obtenção da frequência de árvores por classe de diâmetro para esta espécie.

Tabela 5 – Parâmetros estimados pelas funções de distribuição diamétrica para *Ilex paraguariensis* em um fragmento de Floresta Ombrófila Mista – Fazenda Rio Grande, Paraná, Brasil

Função	Coeficientes	<i>Ilex paraguariensis</i>
Normal	μ	23,4196
	σ	8,4015
	σ^2	70,5849
Weibull 3p	a	5,0134
	b	19,7032
	c	2,0364
SB de Johnson	ε	5,0134
	λ	47,4600
	δ	1,1735
	γ	0,6313

Pode-se verificar na Tabela 3 que entre os modelos ajustados, o que melhor representou a série de diâmetros de *Ilex paraguariensis*, segundo o teste de Kolmogorov-Smirnov, foi a Weibull 3p, seguida da função SB de Johnson, sendo que ambas apresentaram valores de D_{calc} muito próximos. Em contrapartida, a função Normal não apresentou aderência, apresentando o D_{calc} superior ao D_{tab} .

Tabela 6 – Frequências observadas e estimadas pelas 3 funções de densidade de probabilidade (f.d.p.), D calculado e tabelado.

	Freq. Obs.	Normal	Weibull 3p	SB de Johnson
Total/ha	55	52	52	54
$D_{tab} 95\%$	-	0,0746	0,0746	0,0746
D_{calc}	-	0,1424	0,0676	0,0693
Ranking	-	3°	1°	2°

Lana *et al.* (2012) trabalhou com *Ilex paraguariensis* nas parcelas do PELD em São João do Triunfo, Paraná. O autor encontrou as funções Log-normal, Beta, SB de Johnson, Weber e Weibull 3p com boa aderência. Já as funções Gama e Normal não apresentaram boa aderência para uma base de dados de 168 árvores.

Para complementar a decisão de escolha de melhor função, a Figura 1 foi elaborada, e representa as curvas de distribuição diamétrica estimadas em relação ao histograma de frequências observadas. Avaliando-se as curvas através da Figura 1, nota-se claramente a não aderência da função Normal, enquanto que as funções de Weibull 3p e SB de Johnson apresentaram boa aderência, diferenciando muito pouco entre si.

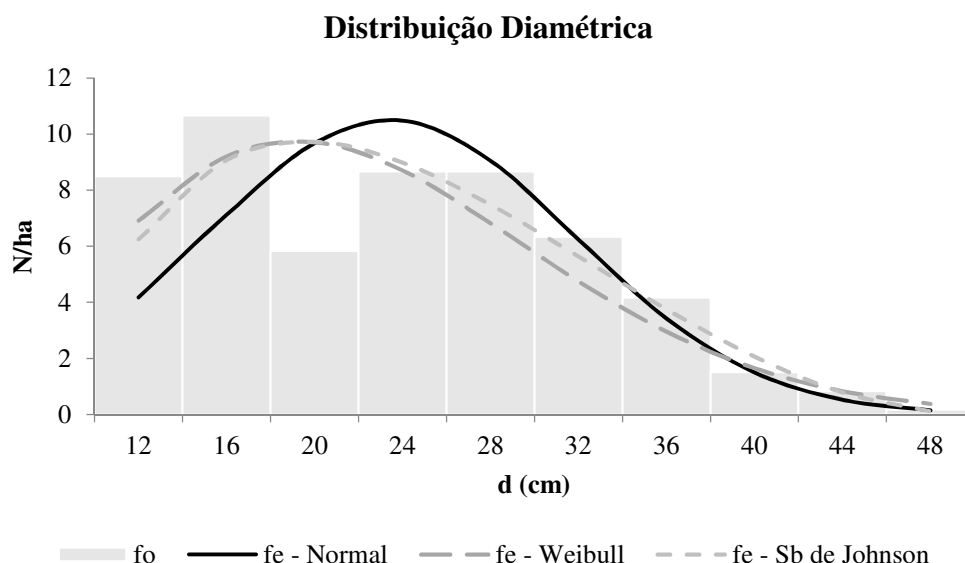


Figura 2 – Curvas de distribuição diamétrica estimadas e traçadas sobre o histograma de frequências observadas.

CONCLUSÕES

De acordo com o teste de Kolmogorov-Smirnov, a função Normal não apresentou aderência aos dados observados da distribuição diamétrica de *Ilex paraguariensis* para o fragmento de Floresta Ombrófila Mista analisado no município de Fazenda Rio Grande, PR. Já as funções de Weibull 3p e SB de Johnson apresentaram boa aderência aos mesmos dados, sendo a primeira função a que apresentou o melhor ajuste, embora a diferença entre elas tenha sido muito pequena.

REFERÊNCIAS

- CAMPOS, J. C. C.; LEITE, H. G. **Mensuração florestal: perguntas e respostas**. 3. ed. atual. ampl. Viçosa, MG. Editora UFV. 2009. 548 p.
- IPARDES. INSTITUTO PARANAENSE DE DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO E SOCIAL. **Perfil do Município de Fazenda Rio Grande**. Disponível em: <http://www.ipardes.gov.br/perfil_municipal/MontaPerfil.php?Municipio=83820&btOk=ok>. Acessado em 01/05/2014.
- LANA, M. D.; DALLAGNOL, F. S.; MOGNON, F.; SANQUETTA, C. R.; CORTE, A. P. D. Modelagem da distribuição diamétrica de *Ilex paraguariensis* (A. St.-Hill.) em um fragmento de Floresta Ombrófila Mista – São João do Triunfo, Paraná, Brasil. In: CONGRESSO FLORESTAL PARANAENSE, 4., 2012, Curitiba. **Anais do...** Curitiba, 2012. p. 7.
- MACHADO, S. A.; AUGUSTYNCZIK, A. L. D.; NASCIMENTO, R. G. M.; FIGURA, M. A.; SILVA, L. C. R.; MIGUEL, E. P.; TÊO, S. J. Distribuição diamétrica de *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze. em um fragmento de Floresta Ombrófila Mista. **Scientia Agraria**, Curitiba, v. 10, n. 2, p. 103-110, 2009.
- OLIVEIRA, Y. M. M. de; ROTTA, E. Área de distribuição natural de erva-mate (*Ilex paraguariensis* St. Hil.). In: SEMINÁRIO SOBRE ATUALIDADES E PERSPECTIVAS FLORESTAIS: SILVICULTURA DA ERVA-MATE (*Ilex paraguariensis*), 10., 1983, Curitiba. **Anais do...** Curitiba: EMBRAPA-CNPq, 1985. p. 17-36.

PREDIÇÃO DO CRESCIMENTO EM DIÂMETRO E ALTURA DE *Myracrodruon urundeuva* Allemão EM PLANTIOS HOMOGÊNEOS

Giovanni Correia Vieira¹ Evandro Ferreira da Silva¹ Jeangelis Silva Santos¹ Adriano Ribeiro de Mendonça² Diego Armando Silva da Silva¹

¹ Eng. Florestal, Mestrando em Ciências Florestais, UFES – Universidade Federal do Espírito Santo Av. Governador Lindenberg, 316, 29550-000 - Jerônimo Monteiro - ES, Brasil, evandroflorestal@gmail.com; cvgiovanni@gmail.com; jeangelis@gmail.com; d-armando-silva@hotmail.com;

² Eng. Florestal, Dr. Em Ciências Florestais, DCF-CCA-UFES – Universidade Federal do Espírito Santo Av. Governador Lindenberg, 316, 29550-000 - Jerônimo Monteiro - ES, Brasil, adriano.mendonca@ufes.br.

Resumo

Este estudo objetivou ajustar modelos para a predição de diâmetro e altura em um plantio equiâneo de *Myracrodruon urundeuva*. Os dados são provenientes de um monitoramento anual até os 15 anos de idade e espaçamento inicial 2x2m. Foram mensuradas a circunferência a 1,30 m do solo (CAP) e altura total (h) das árvores. Durante o monitoramento não foi identificado ingresso e mortalidade no povoamento. Na determinação do melhor ajuste, utilizou-se a análise gráfica dos resíduos, os coeficientes de determinação ajustados (R^2_{aj}), os erros-padrão relativos ($Sy\%$), os vieses (V), as médias das diferenças absolutas (MD) e os desvios padrão das diferenças (DPD). O melhor modelo para predição do DAP foi o de Campos e Leite e para a altura, Schumacher (TOMÉ, 2003) teve melhor performance.

Palavras-chave: Modelagem do crescimento, monitoramento de crescimento, regressão linear e não-linear

Abstract

Predictions of growth in diameter and height of even-aged Myracrodruon urundeuva Allemão stand. This study aimed to fit models to predict diameter and height in a even-aged *Myracrodruon urundeuva* stand. The data are from an annual monitoring until age 15 and initial spacing of 2x2m. Were measured circumference at 1,3m above-ground (CAP) and total height (h) of trees. During the monitoring was not identified ingrowth and mortality in the stand. In determining the best fit, we used a graphical analysis of residuals, the adjusted coefficient of determination (R^2_{aj}), the relative standard errors ($Sy\%$), the biases (V), the average of absolute difference (MD) and standard deviations of the differences (DPD). The best model for predicting DBH was Campos and Leite and for the height, Schumacher (TOMÉ, 2003) had better performance.

Keywords: Growth modeling, Linear and non-linear regression, growth monitoring

INTRODUÇÃO

A espécie *Myracrodruon urundeuva* Allemão, conhecida popularmente por aroeira do sertão, possui madeira com boas propriedades mecânicas, durabilidade natural e beleza. Brandão *et al.* (2000) reporta que a exploração seletiva da aroeira para uso na indústria madeireira, praticamente extinguiu os indivíduos de grande porte. O plantio de árvores de interesse econômico é uma das medidas viáveis para conter as pressões nos fragmentos de mata remanescente e atender as demandas do mercado. Porém, o pouco conhecimento sobre a silvicultura e manejo dessas espécies torna o investimento arriscado e, consequentemente, pouco atrativo.

No que se refere ao manejo, a predição do crescimento é uma das variáveis mais importante para o planejamento e análise da viabilidade econômica dos projetos florestais (SCOLFORD, 2006). Para espécies de alto valor comercial, modelos de estimativa da produção em nível de árvore individual são mais adequados, pois possibilitam o uso múltiplo dos recursos da floresta maximizando os lucros e o rendimento dos produtos florestais. Nesse contexto, o objetivo desse trabalho é ajustar modelos de crescimento em diâmetro e altura para um plantio de *Myracrodruon urundeuva*.

MATERIAL E MÉTODOS

A pesquisa foi realizada na Reserva Natural da Vale, localizada no município de Linhares, ES, nas coordenadas 19° 06' a 19° 18' de latitude sul e 39° 45' a 40° 19' de longitude oeste (ROLIM, 2006). O clima da região é do tipo Awi de Köppen, tropical quente e úmido, com estação chuvosa no verão e seca no inverno, com precipitação média de 1.200 mm e temperatura média de 23,3 °C (ROLIM, 2006).

Para a realização desse trabalho foram utilizados dados de um monitoramento anual de um plantio homogêneo *Myracrodruon urundeuva* com 15 anos de idade. Foram medidos a circunferência a 1,30 m do solo (CAP) e altura total (h) das árvores. O espaçamento inicial foi de 2 x 2 m, em uma área de 784 m², totalizando 196 árvores. O monitoramento foi realizado entre 1991 e 2004, nesse intervalo não se

identificou ingresso e mortalidade no povoamento em questão, por esse motivo a modelagem da mortalidade não foi abordada nesse trabalho.

Para estimativa do crescimento do diâmetro e da altura foram ajustados três modelos em nível de árvore individual obtidos na literatura (Tabela 1).

Tabela 7 - Modelos para estimativa do crescimento em diâmetro e altura em nível de árvore individual

Autor	Modelo
Schumacher (TOMÉ, 2003)	$Y_2 = Y_1 + \exp^{(\beta_0 + \beta_1 * I_2)} - \exp^{(\beta_0 + \beta_1 * I_1)} + \varepsilon$
Campos e Leite (2009)	$\ln(Y_2) = \ln(Y_1) + \beta_1 \left(\frac{1}{I_2} - \frac{1}{I_1} \right) + \varepsilon$
Pienaar e Schiver <i>apud</i> (MARTINS, 2011)	$Y_2 = Y_1 + \exp^{[-\beta_0 * (I_2^{\beta_1} - I_1^{\beta_1})]} + \varepsilon$

Y_2 = diâmetro (cm) ou altura (m) em idade futura; Y_1 = diâmetro (cm) ou altura (m) em idade corrente; I_2 = Idade futura (meses); I_1 = idade corrente (meses); β_0 , β_1 , β_2 = coeficientes do modelo; e ε = erro aleatório.

Para avaliação do desempenho dos modelos serão analisados os gráficos dos resíduos, os coeficientes de determinação ajustados (R^2_{aj}), os erros-padrão relativos ($S_{yx}\%$), os vieses (V), as médias das diferenças absolutas (MD) e os desvios padrão das diferenças (DPD) conforme a Tabela 2:

Tabela 8 - Estatísticas utilizadas para avaliar o desempenho dos modelos ajustados

Estatística	Fórmula
Coeficiente de determinação	$R^2 = 1 - \frac{\sum (y_i - \hat{y}_i)^2}{\sum (y_i - \bar{y})^2}$
Coeficiente de determinação ajustado	$R^2_{aj} = 1 - \left(\frac{n-1}{n-p-1} \right) \cdot (1 - R^2)$
Erro-padrão relativo ($S_{yx}\%$)	$S_{yx}(\%) = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - y_i)^2}{n-p}} \cdot \frac{100}{\bar{y}}$
Viés (V)	$V = \frac{\sum_{i=1}^n \hat{y}_i - \sum_{i=1}^n y_i}{n}$
Médias das diferenças absolutas (MD)	$MD = \frac{\sum_{i=1}^n y_i - \hat{y}_i }{n}$
Desvio padrão das diferenças (DPD)	$DPD = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2 - \frac{[\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)]^2}{n}}{n-p}}$

R^2 = coeficiente de determinação; R^2_{aj} = coeficiente de determinação ajustado; y_i = valor observado da i-ésima variável dependente; $\hat{y}_i$ = valor estimado da i-ésima variável dependente; $\bar{y}$ = média dos valores observados da variável dependente; n = tamanho da amostra; p = número de coeficientes do modelo; $S_{yx}(\%)$ = erro-padrão relativo; QMR = quadrado médio do resíduo; V = Viés; MD = médias das diferenças absolutas; DPD = desvio padrão das diferenças.

A análise gráfica dos resíduos, o coeficiente de determinação ajustado e o erro-padrão relativo serão analisados de forma individual. Enquanto que as outras estatísticas serão analisadas em conjunto, sendo realizado um ranqueamento baseado nas estatísticas V, MD, DPD, onde são atribuídas notas de 1 a 4 de acordo com os resultados, no qual será considerado o modelo mais preciso aquele que apresentar menor somatório das três estatísticas (MENDONÇA *et al.*, 2007).

RESULTADOS E DISCUSSÃO

As estimativas dos parâmetros e as medidas de precisão para as equações testadas são apresentadas na Tabela 3. Analisando as medidas de precisão, verifica-se um melhor grau de ajuste de DAP e altura para o modelo linear de Campos e Leite (2009), com valor de R^2 superior e erro padrão relativo ($S_{yx}\%$) mais baixo. Os modelos não lineares de Pienaar e Schiver *apud* (MARTINS, 2011) e Schumacher (TOMÉ, 2003) obtiveram resultados próximos para DAP, para altura o modelo Schumacher (TOMÉ, 2003) obteve um melhor grau de ajuste em relação ao modelo de Pienaar e Schiver *apud* (MARTINS, 2011).

Tabela 9 - Estatísticas das equações ajustadas em sua forma original

Modelo	β_0	β_1	R^2 aj	S_{yx} (%)
DAP				
Schumacher (TOMÉ, 2003)	0,8	0,1	96,13	8,02
Campos e Leite (2009)	-	2,27487	98,22	5,41
Pienaar e Schiver <i>apud</i> (MARTINS, 2011)	2,54367	0,47978	96,77	6,94
ALTURA				
Schumacher (TOMÉ, 2003)	0,7	0,1	91,25	8,78
Campos e Leite (2009)	-	1,87612	92,88	7,99
Pienaar e Schiver <i>apud</i> (MARTINS, 2011)	2,79638	0,28014	81,58	11,19

* Todos os parâmetros foram significativos a 1% de probabilidade

Analisando a altura total observada versus altura total estimada para o crescimento em DAP e altura (Figura 1), observa-se que tanto para o DAP quanto para a altura ocorreu uma tendência em subestimar a variável de interesse, sendo que o modelo de Campos e Leite (2009) apresentou melhor distribuição para o DAP e o de Schumacher (TOMÉ, 2003) foi o melhor para a estimativa da altura.

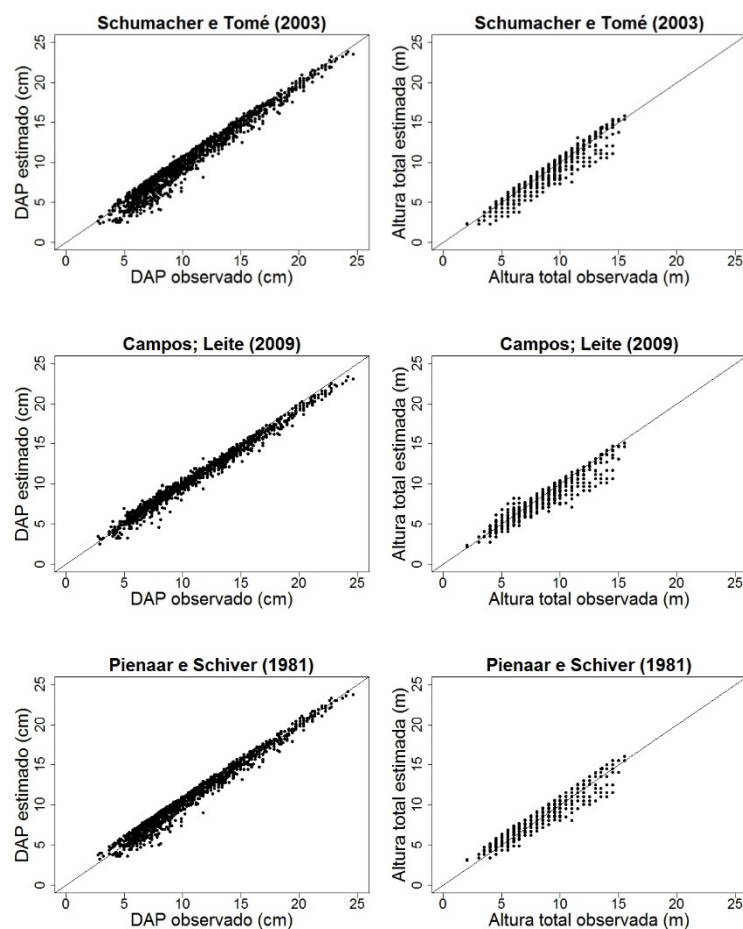


Figura 1. Variável observada versus variável estimada.

A Tabela 4 apresenta as estatísticas “Viés” (V), média das diferenças absolutas (MD) e desvio padrão das diferenças (DPD) para as estimativas de DAP e altura. Observa-se que o modelo de Campos e

Leite (2009) foi o que apresentou melhor desempenho para estimar o crescimento em DAP, enquanto que o de Schumacher (TOMÉ, 2003) foi melhor para estimar o crescimento em altura.

Tabela 10 - Estatísticas “Vieis” (V), média das diferenças absolutas (MD) e desvio padrão das diferenças (DPD) para as estimativas.

Estatística	Viés				MD				DPD				Total dos pontos	
	I		A		I		A		E		A			
	AP	ltura	AP	ltura	AP	ltura	AP	ltura	AP	ltura	AP	ltura	AP	ltura
Schumacher;		-		-					2			2		
Tomé (2003)	0,19 (2)	0,11 (1)			,19 (2)	,11 (1)	7,69 (3)	4,20 (2)						
Campos;		-		-					1			1		
Leite (2009)	0,13 (1)	0,17 (2)			,13 (1)	,17 (2)	2,78 (1)	9,71 (1)						
Pienaar e Schiver		0		1					2			5		
<i>apud</i> (MARTINS, 2011)	,38 (3)	,10 (3)			,38 (3)	,10 (3)	3,11 (2)	0,95 (3)						

CONCLUSÕES

Para a estimativa do DAP todos os modelos apresentaram bom desempenho. O modelo de Campos e Leite (2009) foi o que melhor se ajustou para estimar DAP e altura.

Os modelos de Pienaar e Schiver *apud* (MARTINS, 2011), Schumacher (TOMÉ, 2003) obtiveram resultados próximos na estimativa de DAP.

Já no que se refere à altura, tanto o modelo de Schumacher e Tomé quanto o de Campos e Leite apresentaram bom desempenho, não sendo possível definir qual foi melhor.

REFERÊNCIAS

BRANDÃO, M.; MENDONÇA, M. P.; LINS, L. V. (Orgs). **Lista vermelha das espécies ameaçadas de extinção da flora de Minas Gerais**. Belo Horizonte: Fundação Biodiversitas e Fundação Zôo-Botânica de Belo Horizonte, 2000. p.75-85.

CAMPOS, J. C. C; LEITE, H. G. **Mensuração florestal**: Perguntas e respostas. 4. ed., Viçosa: UFV, 2009. 548 p.

MARTINS, F.B. **Modelagem de crescimento em nível de árvore individual para plantios comerciais de eucalipto**. 2011. 143 f. Tese (Doutorado em Ciência Florestal) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2011.

MENDONÇA, A. R. de; SILVA, G. F. da; OLIVEIRA, J. T. da S.; NOGUEIRA, G. S. Avaliação de funções de afilamento visando a otimização de fustes de *Eucalyptus sp.* para multiprodutos. **Cerne**, Lavras. v.13, n.1, p.71-82. 2007.

ROLIM, S.G. **Modelos e mecanismos de sucessão secundária na floresta atlântica em Linhares (ES)**. Tese (Doutorado em Recursos Florestais). Universidade de São Paulo. Escola Superior de Agricultura Luis de Queiroz. Piracicaba 168 p. 2006.

SCOLFORO, J. R. S. **Biometria Florestal: Modelos de crescimento e produção florestal**. Lavras: UFLA/FAEPE, 2006. 393 p.

TOMÉ, M. M. B. B. T. de. **Modelação em recursos naturais**. Lisboa, 2003. Disponível em: <http://www.isa.utl.pt/def/download/curriculo/cv_margarida_tome.pdf>. Acesso em: 25 abr. 2014.

REGULAÇÃO DA ESTRUTURA DIAMETRICA DO PAU-MULATO (*Calycophyllum spruceanum* Benth) EM UMA FLORESTA DE VÁRZEA, MACAPÁ- AP

Lívia Marques de Jesus¹ Harliany de Brito Matias² Jadson Coelho de Abreu³ Wegliane Campelo da Silva
Aparício⁴ Perseu da Silva Aparício⁵ Aldine Luiza Pereira Baia⁶

¹Acadêmica de Engenharia Florestal – Universidade do Estado do Amapá, Campus I: Av. Presidente Vargas, nº 650 – Centro
ICEP:68.900-070 – Macapá/AP, E-mail: liviamarque.ueap@gmail.com.

²Acadêmica de Engenharia Florestal – Universidade do Estado do Amapá, Campus I: Av. Presidente Vargas, nº 650 – Centro ICEP:
68.900-070 – Macapá/AP, E-mail: harlianymatias@gmail.com

³ Professor Msc. do Curso de Engenharia Florestal – Universidade do Estado do Amapá, Campus I: Av. Presidente Vargas, nº 650 –
Centro ICEP: 68.900-070 – Macapá/AP, E-mail: jadsoncoelhoabreu@hotmail.com.

⁴ Professora Dr. adjunto do curso Ciencias Biologicas – Universidade Federal do Amapá, KM-02 - Rodovia Juscelino Kubitschek -
Jardim Marco Zero, CEP: 68903-419 – Macapá/AP, E-mail: wellcampelo@yahoo.com.br

⁵ Professor Dr. adjunto do curso de Engenharia Florestal – Universidade do Estado do Amapá, Campus I: Av. Presidente Vargas, nº
650 – Centro ICEP: 68.900-070 – Macapá/AP, E-mail: perseu.aparicio@ueap.edu.br.

⁶ Engenheira Florestal - Instituto do Meio Ambiente e de Ordenamento do Estado do Amapá-IMAP-Av: Padre Júlio,
nº1548, CEP 68900-030 – Macapá/AP., E-mail: aldine_luiza@yahoo.com.br

Resumo

Objetivou-se analisar a estrutura diamétrica da espécie *Calycophyllum spruceanum*, utilizando o quociente q de D'Liocourt. O estudo foi realizado em uma floresta de várzea no município de Macapá, Amapá. Foi testado o ajuste da distribuição diamétrica na área ao modelo exponencial de Meyer. Foi calculado o quociente q de De Liocourt para a frequência observada quanto para a estimada para verificar se a estrutura diamétrica da comunidade está balanceada. Foram inventariados 222 indivíduos, a distribuição diamétrica apresentou padrão de 'J' invertido. O modelo de Meyer se ajustou a distribuição diamétrica $R^2 = 0,92$. O quociente de De Liocourt para a frequência observada variou de 0,95 a 3, com média de 2,01, já na frequência estimada o quociente q de D'Liocourt foi 1,79. Para a frequência desejada o q foi de 2. Sendo assim a estrutura da espécie esta tendendo ao balanceamento.

Palavras-chave: Meyer; quociente de D' Liocourt; modelo exponencial .

Abstract

Regulation of the diametric structure of Pau-Mulato (Calycophyllum spruceanum Benth) in a forest floodplain, Macapá, AP. This study aimed to analyze the diameter structure of the species *Calycophyllum spruceanum* using the quotient q D'Liocourt. The study was conducted in a forest floodplain in the city of Macapa, Amapa. Adjusting the diametric distribution was tested in the field to the exponential model of Meyer. Was calculated the quotient of q De Liocourt for the observed frequency as estimated for to verify if the diameter structure of the community is balanced. 222 individuals were surveyed, the diametric distribution a standard inverted 'J'. The Meyer model was adjusted diametric distribution $R^2 = 0.92$. The quotient De Liocourt for the observed frequency ranged from 0.95 to 3, with a mean of 2.01, as estimated in the frequency ratio q De Liocourt was 1.79. For the desired frequency q is 2. Therefore the structure of this kind tend to balance.

Keywords: Meyer; De Liocourt quotient; exponential model.

INTRODUÇÃO

As florestas de várzeas existentes na foz do rio Amazonas, em toda a região do estado do Amapá, apresentam espécies madeireiras e não madeireiras de grande importância econômica para a região, entre elas o *Calycophyllum spruceanum* Benth. Conhecida popularmente como pau-mulato, pertence à família rubiaceae, é considerada uma espécie abundante nas várzeas amazônicas, e possui um grande potencial madeireiro em todo estuário.

As Várzeas no Amazonas são ambientes frágeis e de difícil recuperação uma vez alteradas pela intervenção humana. O grau de resiliência é baixo e a remoção da cobertura vegetal pode simplesmente levar a perda do habitat, face à importância ecológica e estrutural que as plantas desempenham para a manutenção desse ecossistema (JESUS, 2013).

Diante disto, uma das informações capazes de avaliar o grau de perturbação das florestas é a utilização da análise da distribuição diamétrica, a qual examina as condições da floresta e o desenvolvimento de sua população, possibilitando inferir sobre o nível de conservação através dos modelos exponenciais De Liocourt (1989), estabelece que a distribuição diamétrica de árvores de florestas heterogêneas assemelha-se a forma de um “J” invertido. Cunha (1995) também ressalta que para o

equilíbrio dessa estrutura diamétrica fosse mantido, seria necessário manejar a floresta tentando conduzir para uma distribuição “balanceada” capaz de induzir a floresta a um nível de produção sustentada.

Portanto, considerando a importância ecológica e econômica da espécie e a exploração desordenada da mesma, o objetivo desse trabalho foi analisar a estrutura diamétrica da espécie *Calycophyllum spruceanum* Benth e bem como inferir sobre o grau de perturbação da mesma.

MATERIAL E MÉTODOS

O trabalho foi desenvolvido no campus da Universidade do Estado do Amapá- UEAP, que possui uma área de 11 ha localizada na Zona Sul do município de Macapá-AP, nas coordenadas geográficas (0°01'55,02"S e 51°04'42,39" O).

Para a análise da Distribuição Diamétrica foram instaladas 28 parcelas distribuídas em 5 transectos paralelos ao Rio Amazonas distanciadas 25 m entre parcelas e 72 m entre transectos, onde foram mensurados todos os indivíduos encontrados com circunferência a altura do peito a 1,30m do solo maior ou igual a 10 cm.

Foi testado o ajuste da distribuição de todos os diâmetros dos indivíduos amostrados na área ao modelo exponencial de Meyer, que se aplica aos dados com elevada assimetria que podem ser representados na forma “J invertido”.

Foi calculado o quociente q de De Liocourt tanto para a frequência observada quanto para a estimada para verificar se a estrutura diamétrica da comunidade está balanceada.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Foram inventariados 222 indivíduos da espécie de *Calycophyllum spruceanum* Benth.(pau-mulato) em uma área total de 11ha. Em relação a distribuição diamétrica, apresentou padrão esperado em relação a florestas nativas, ou seja com distribuição exponencial negativa em formato de ‘J’ invertido, $R=0,92$, apresentando 8 classes de diâmetro, e uma amplitude de 9,17cm, demonstrando que entre as classes de diâmetro, a distribuição de indivíduos ocorre de modo equilibrado (Figura 1).

Vale ressaltar que a curva do tipo “J invertido” é a que melhor descreve a estrutura diamétrica das florestas da região Amazônica. A distribuição diamétrica em J invertido, concentrando o maior número de indivíduos na primeira classe, tendo em vista essa característica muito comum pelo alto número de indivíduos encontrado na área.

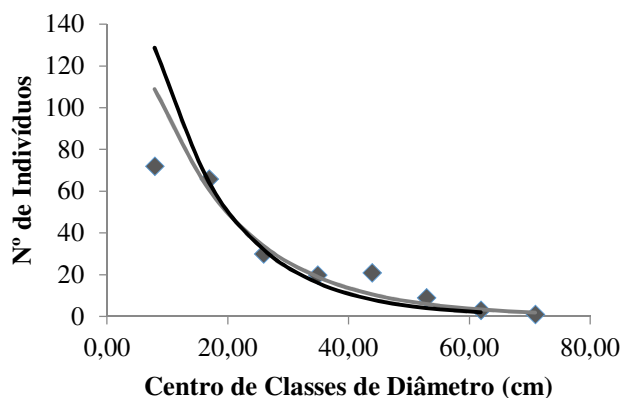


Figura 1 - Distribuição diamétrica, frequência observada, estimada e desejada da espécie *Calycophyllum spruceanum* Benth (Pau-Mulato).

O modelo de Meyer se ajustou em função ao número de indivíduos jovens nas três primeiras classes de na distribuição diamétrica. O quociente de De Liocourt para a frequência observada variou de 0,95 a 3, com média de 2,01 sendo que para a frequência estimada foi de 1,79, apesar da área ter sofrido bastante ação de antropização, tais resultado demonstram que a estrutura diamétrica da espécie está tendendo a estar balanceada.

De acordo com Carvalho e Nascimento (2009), se o valor do quociente q (resultado da divisão do número de indivíduos de uma classe pela seguinte) for maior que o quociente q médio da população, há problemas com a estrutura diamétrica.

Para a frequência desejada o quociente q foi de 2, e com os coeficientes de $b_0 = 5,46$ e $b_1 = -0,07$. Portanto, vale ressaltar que a espécie possui um comportamento específico de florestas naturais, obtendo maior número de indivíduos nas primeiras classes de diâmetro. A regeneração não demonstrou se está totalmente comprometida, possibilitando futuramente novos indivíduos de grande porte.

CONCLUSÃO

A estrutura da espécie está tendendo a ser balanceada, mais requerendo uma boa prática de manejo.

A espécie não apresentou alteração em sua estrutura diamétrica, mesmo estando presente próximo ao centro urbano.

REFERÊNCIAS

CARVALHO, F. A., NASCIMENTO, M. T. Estrutura diamétrica da comunidade e das principais populações arbóreas de uma remanescente de floresta atlântica submontana (Silva Jardim - RJ, Brasil). **Revista Árvore**, v. 33, p. 327-337, 2009

CUNHA, U.S. da. **Análise da estrutura diamétrica de uma floresta tropical úmida da Amazônia brasileira**. 134 f. Dissertação (Mestrado em Manejo Florestal) - Setor de Ciências Agrárias, Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 1995.

DE LIOCOURT, F. De l'aménagement des sapinières. **Bulletin trimestriel**, Société forestière de Franche-Comté et Belfort, Franche, p. 396-409. 1898.

JESUS, L. M. **Morfologia e Caracterização Espacial de Espécies Arbóreas em uma Floresta de Várzea, Macapá-AP**. 64 f. Monografia (TCC em Manejo Florestal) – Coordenadoria do Curso de Engenharia Florestal, Universidade do Estado do Amapá, Macapá, 2013.

ROTAÇÃO ECONÔMICA ÓTIMA DO HÍBRIDO DE *Eucalyptus camaldulensis* X *Eucalyptus urophylla*, PARA OPEBA, MINAS GERAIS.

Evandro Ferreira da Silva¹, Giovanni Correia Vieira¹, Jeangelis Silva Santos¹, Adriano Ribeiro de Mendonça², Diego Armando Silva da Silva¹

¹ Eng. Florestal, Mestrando em Ciências Florestais, UFES – Universidade Federal do Espírito Santo Av. Governador Lindemberg, 316, 29550-000 - Jerônimo Monteiro - ES, Brasil, evandroflorestal@gmail.com; cvgiovanni@gmail.com; jeangelis@gmail.com; d-armando-silva@hotmail.com;

² Eng. Florestal, Dr. Em Ciências Florestais, DCF-CCA-UFES – Universidade Federal do Espírito Santo Av. Governador Lindemberg, 316, 29550-000 - Jerônimo Monteiro - ES, Brasil, adriano.mendonca@ufes.br.

Resumo

O estudo objetivou analisar a influência da qualidade do sítio e da taxa de juros na rotação econômica de um povoamento de *Eucalyptus camaldulensis* x *Eucalyptus urophylla*. Os dados são provenientes de plantios clonais do híbrido *Eucalyptus camaldulensis* x *Eucalyptus urophylla* no espaçamento 3x3 m. O volume dos povoamentos foi obtido por meio de parcelas permanentes, medidas aos 36, 48, 60 e 72 meses. Utilizou-se três índices de sítio: 22,5; 27,5 e 32,5 m e três taxas de juros: 5%, 10% e 15%. Os critérios de avaliação econômica foram o benefício (custo) periódico equivalente e o custo médio de produção. Na análise do B(C)PE notou-se que quanto melhor o sítio maior o lucro e mais precoce será o máximo retorno financeiro, no CMPr demonstrou-se um custo menor e estável nos sítios de maior produtividade.

Palavras-chave: Manejo florestal. Produção de madeira. Crescimento e produção florestal.

Abstract

Optimal economic rotation of the eucalyptus hybrid Eucalyptus camaldulensis x Eucalyptus urophylla, Paraopeba, Minas Gerais. The study aimed to analyze the influence of the site quality and the interest rate on economic rotation of an *Eucalyptus camaldulensis* x *Eucalyptus urophylla* stand. The data are from the clonal hybrid *Eucalyptus camaldulensis* x *Eucalyptus urophylla*, in 3x3 m spacing. The volume of the stands was obtained by means of permanent plots, measured at 36, 48, 60 and 72 months. We used three site indexes: 22.5; 27.5 and 32.5 m and three interest rates: 5%, 10% and 15%. The criteria for economic evaluation were periodic benefit (cost) (B(C)PE) and average production cost (CMPr). In the analysis of the B(C)PE were noted that the better was the site, higher was the profit and earlier financial return, in CMPr were demonstrated a lower and stable cost in the sites of higher productivity.

Keywords: Forest management. Timber production. Forest growth and yield.

INTRODUÇÃO

O tempo, segundo Nautiyal (1988), é um fator importante na produção florestal, sendo fundamental para aumentar os lucros e otimizar o tempo de retorno do capital. É comum em empresas florestais estabelecer a rotação silvicultural quando o incremento médio anual (IMA) se iguala ao incremento corrente anual (ICA). Em algumas atividades empresariais o mais adequado é utilizar o tempo em que a atividade é mais lucrativa. Alfaro (1985) afirmou que a rotação econômica permite obter maior rentabilidade no setor florestal por assegurar a maior diferença entre os benefícios e os custos. Scolforo e Hosokawa (1992) também dispõe que a rotação baseada em critérios econômicos é mais conveniente por considerar a taxa de juros, os custos e as dimensões dos projetos.

Gomes (1999) cita que o retorno econômico de um empreendimento florestal é influenciado por fatores, como condições de produtividade do local, objetivo da produção, distância do povoamento ao mercado consumidor, preço da madeira, custos do projeto, taxa de juros desejada para remuneração do capital investido na floresta, além de outros aspectos de ordem operacional ou econômica.

Diante do exposto, o objetivo deste trabalho foi analisar a influência da qualidade do sítio e da taxa de juros na rotação econômica de um povoamento de *Eucalyptus camaldulensis* Dehnh. x *Eucalyptus urophylla* S.T. Blake.

MATERIAL E MÉTODOS

O banco de dados utilizado foi obtido de uma área pertencente a V & M Florestal, no município de Paraopeba, Minas Gerais, Brasil, onde a temperatura média da região é de 20,9°C e precipitação anual de 1.328,7 mm (INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA, 2010).

Foram utilizados dados de plantios clonais do híbrido *Eucalyptus camaldulensis* x *Eucalyptus urophylla* no espaçamento 3x3 m. Para estimativa do volume dos povoamentos foram utilizados dados de parcelas permanentes.

No ajuste do modelo para estimar o volume foi utilizado o modelo de Clutter (1983), sendo utilizando o *software* estatístico R versão 3.0.1. O modelo de crescimento e produção em nível de povoamento é expresso por (CLUTTER, 1983):

$$\ln V_2 = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{I_1}{I_2} \right) + \beta_2 S + \beta_3 \ln G \left(\frac{I_1}{I_2} \right) + \beta_4 \left(1 - \frac{I_1}{I_2} \right) + \beta_5 \left(1 - \frac{I_1}{I_2} \right) S + \ln \varepsilon \quad (1)$$

Em que: V_2 - Volume estimado na idade n ; G_1 - Área Basal na primeira medição; I_1 - Idade do povoamento na primeira medição; e I_2 - Idade n do povoamento.

Para a análise do modelo foi utilizado o coeficiente de determinação e o erro-padrão da estimativa em porcentagem, de acordo com a Tabela 1.

Tabela 11 - Modelo para estimativa do volume e parâmetros de avaliação.

Estatística	Fórmula
Coeficiente de determinação ajustado (KAVALSETH, 1985)	$R_{aj}^2 = 1 - \left(\frac{n-1}{n-p-1} \right) \cdot (1 - R^2)$
Erro-padrão da estimativa em porcentagem (S_{yx} (%))	$S_{yx}(\%) = \frac{\sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - y_i)^2}{n-p}}}{\bar{y}} \cdot 100$

R_{aj} = coeficiente de determinação ajustado; R^2 = coeficiente de determinação; n = tamanho da amostra; p = número de coeficientes do modelo; $S_{yx}(\%)$ = erro-padrão da estimativa em porcentagem; $\hat{y}$ = valor estimado da i -ésima variável dependente; $\bar{y}$ = média dos valores observados da variável dependente; n = tamanho da amostra; e p = número de coeficientes do modelo.

As prognoses do volume do povoamento foram feitas para as idades de 36, 48, 60 e 72 meses, em três classes de produtividade: 22,5m; 27,5m e 32,5m e três taxas de juros: 5%, 10%, 15%.

Os custos e receitas foram calculados com base nas idades estabelecidas pela prognose. No estudo, desconsiderou-se o custo da terra, e as receitas foram obtidas pela multiplicação do preço da madeira pela quantidade produzida na idade de rotação ótima ($m^3 \cdot ha^{-1} \cdot ano^{-1}$). Considerou-se um preço médio de 75,93 R\$. m^{-3} de acordo com Fibria (2012). Os custos foram obtidos de acordo com o trabalho de Silva (2012), o qual analisou os custos de produção, colheita e transporte de madeira de eucalipto proveniente do programa produtor florestal no Sul do Espírito Santo.

Para a determinação da idade ótima de corte, de acordo com a idade e os índices de sítios, foram calculados os seguintes indicadores econômicos contidos na Tabela 2.

Tabela 2 - Critério de avaliação econômica

Critério de avaliação	Fórmula
Benefício (Custo) Periódico Equivalente - $B(C)PE$	$B(C)PE = \frac{VPL[(1+i) - 1](1+i)^{-j}}{(1+i)^{-j}}$
Custo médio de Produção – (CMP _r)	$CMP_r = \frac{\sum_{j=0}^n CT_j}{\sum_{j=0}^n QT_j}$

n = horizonte de planejamento do projeto (anos); i = taxa anual de desconto ou taxa mínima de atratividade, expressa na forma unitária; j = horizonte de planejamento considerado; C_j = custos no final do ano j ou do horizonte de planejamento considerado; R_j = receitas no final do ano j ou do horizonte de planejamento considerado; CT_j = Custo total atualizado no ano j ; e QT_j = produção total equivalente no ano j .

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Ajuste do modelo

O modelo de Clutter (1963) obteve um bom ajuste, tendo R^2 de 94,92% e erro relativo de 8,23%. Quanto a análise gráfica dos resíduos, observou-se uma boa distribuição, gerando estimativas sem tendências, de acordo com a Figura 1.

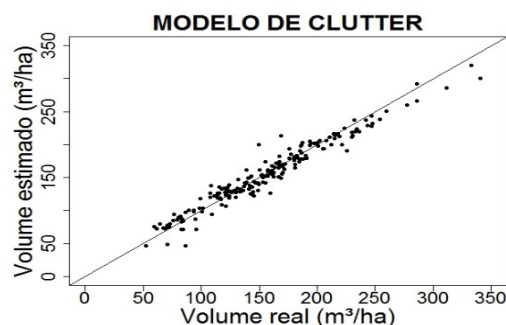


Figura1: Gráfico dos resíduos do volume estimado pelo volume observado.

Análise econômica

Analisando o Benefício (Custo) Periódico Equivalente – B(C)PE, nota-se que quanto melhor a capacidade produtiva do sítio maior o lucro do empreendimento e mais cedo ocorrerá o ponto de máximo retorno financeiro (Figura 2). Este fenômeno que pode ser explicado pelo fato do máximo incremento médio anual (IMA) ser mais precoce nos sítios mais produtivos.

Ao atingir o ponto de máximo incremento volumétrico, a taxa de crescimento começou a decrescer, sendo motivada pela competição. Desse modo a existência dos custos de manutenção do povoamento e descapitalização em função do tempo do capital empregado, faz com que a relação entre as receitas e os custos tendam a serem menores, ocasionando um menor lucro, Ferreira *et al.* (2004) obteve resultados semelhante. O autor afirmou que há prejuízos econômicos quando os plantios são cortados em idades diferentes da idade ótima, principalmente em sítios mais produtivos. Fato esse também observado no presente estudo, pois ao comparar o B(C)PE no ano seis entre o sítio de 27,5 e 32,5 percebeu-se que o sítio menos produtivo apresenta maior lucro.

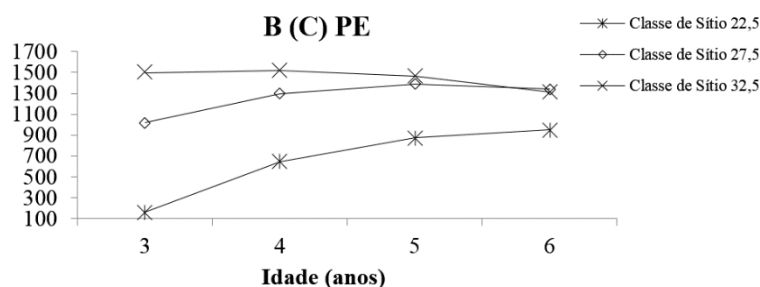


Figura 2 - Benefício (Custo) Periódico Equivalente da atividade florestal por ha de híbrido de *Eucalyptus camaldulensis* x *Eucalyptus urophylla* no sul do Espírito Santo, 2012.

Com relação a análise do custo médio de produção, observou-se tendência decrescente quando relacionado com a idade, esse comportamento está associado ao fato de que o aumento da produtividade ao longo do tempo é maior que os custos para manter a floresta (Figura 3). Percebeu-se, também, que os custos de produção são menores nos sítios mais produtivos, uma vez que são diluídos pela maior produtividade.

Essa situação ocorre devido os sítios mais produtivos atingirem a IMA mais cedo que os menos produtivos. No caso de empresas, que utilizam a madeira como insumo para suas atividades industriais, a idade de seis anos é a mais adequada, por ter um menor custo médio de produção.

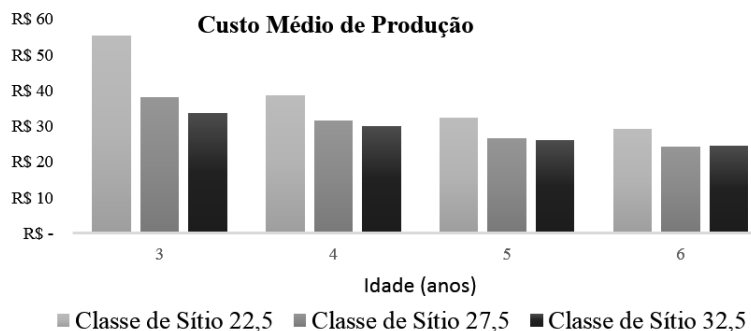


Figura 3 - Custo médio de produção da atividade florestal de híbrido de *Eucalyptus camaldulensis* x *Eucalyptus urophylla*.

Na Tabela 3 pode-se observar a interação dos sítios com a idade em diferentes taxas de juros, o resultado expressa em que idade cada sítio deverá ser colhido diante de uma determinada taxa de juros.

A uma taxa de juros de 5% a.a. a idade ótima de colheita dos sítios 22,5 e 27, 5 foi determinada aos 6 anos de idade e do sítio 32,5 aos 5 anos. Conforme o aumento da taxa de juros anual para 10% e 15% a.a. notou-se a diminuição da idade ótima de colheita.

Deve-se lembrar que a determinação da idade ótima de corte por via de análise econômica, não exclui outras formas de avaliação da idade ótima de colheita do povoamento, pois existe outros fatores importantes a serem avaliados como por exemplo para qual atividade a madeira será empregada e quais características mínimas necessárias para determinado fim.

Com a análise do B(C)PE foi possível analisar a influência da taxa de juros, notou-se a diminuição do retorno financeiro com o aumento da taxa de juros, refletindo no, aumentando do risco de investimento do empreendimento. Ao elevar as taxas de juros, os custos de manutenção tenderam a serem maiores que a taxa de crescimento do povoamento na fase de maturação.

Tabela 3 - Influência da taxa de juros no Benefício (Custo) Periódico Equivalente, em diferentes sítios

Taxa	Ano 3				Ano 4				Ano 5				Ano 6			
	2,5	7,5	2,5	2,5	7,5	2,5	2,5	7,5	2,5	2,5	7,5	2,5	7,5	2,5	7,5	2,5
%	58,29	723,07	880,26	977,46	662,29	231,72	763,94	207,58	407,70	220,29	386,36	293,22				
0%	64,13	019,32	498,60	49,04	298,56	518,08	73,78	391,51	463,28	52,49	341,29	310,24				
5%	5,50	01,10	67,65	69,72	06,62	20,48	54,76	05,01	39,70	60,74	35,72	21,74				

CONCLUSÃO

Análise de rotação econômica é eficaz em determinar o ponto ótimo da produção, obtendo-se a idade ótima de colheita para cada sítio mas vale ressaltar que a análise não leva em consideração fatores necessários para determinar a qualidade da madeira produzida, sendo importante o conhecimento dessas necessidades para inferir sobre a idade ótima de colheita.

Os sítios mais produtivos proporcionam menor custo médio de produção, bem como maior estabilidade do benéfico custo periódico equivalente e melhor comportamento quanto ao aumento da taxa de juros.

REFERÊNCIAS

ALFARO, L. G. G. **Localização econômica dos reflorestamentos com eucaliptos, para a produção de carvão vegetal, no Estado de Minas Gerais.** 147 f. Dissertação (Mestrado em Ciência Florestal) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 1985.

CLUTTER, J. L. Compatible growth and yield for loblolly pine. **Forest Science**, v. 9, n. 3, p. 354-371, 1963.

CLUTTER, J. L.; FORTSON, J. C.; PIENAAR, L. V.; BRISTER, G. H.; BAILEY, R. L. **Timber management: a quantitative approach.** Flórida: Krieger Publishing Company, 1983. 333 p.

FERREIRA, T. C.; OLIVEIRA, A. D.; SCOLFORO, J. R. S.; REZENDE, J. L. P. Rotação econômica de plantios de *eucalyptus grandis* para a produção de celulose. *Cerne*, Lavras, v. 10, n. 2, p. 222-241, 2004.

FIBRIA S. A. **Relatório de Sustentabilidade.** 2011. Disponível em: <<http://www.fibria.com.br/rs2011/pt/>>. Acesso em: Agosto de 2012

GOMES, F. S. **A seleção de regimes de manejo mais rentáveis em *Pinus taeda* L., na produção de madeira para papel e celulose.** 140 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) – Setor de Ciências Agrárias, Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 1999.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. **Cidades. 2010.** Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br>>. Acesso em 28 out. 2013.

- KVALSETH, T. Cautionary note about R2. **The American Statistician**. v. 39, p. 279-285, 1985.
- NAUTIYAL, J. C. **Forest economics**: principles and applications. Toronto: Canadian Scholars' Press, 1988. 581 p.
- SCOLFORO, J. R. S.; HOSOKAWA, R. T. Avaliação da rotação econômica para *Pinus caribaea* var. *hondurensis* sujeito a desbastes. **Revista Árvore**, Viçosa, v. 18, n. 1, p. 33-44, 1992.
- SILVA, A. L. P. **Custo de produção, colheita e transporte de madeira de eucalipto proveniente do programa produtor florestal no sul do Espírito Santo**. 61f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) - Centro de Ciências Agrárias, Universidade Federal do Espírito Santo, Espírito Santo, 2012.

SEÇÃO IV

FERRAMENTAS E TECNOLOGIAS APLICADAS

AJUSTE DE DISTRIBUIÇÕES PROBABILÍSTICAS PARA REPRESENTAR A DISTRIBUIÇÃO DIAMÉTRICA DE TECA

João Paulo Sardo Madi¹, Daiane de Souza Borges¹, Karen Janones da Rocha², Cyro Matheus Cometti Favalessa³

¹Graduação em Engenharia Florestal – UFMT, Cuiabá/MT, Brasil (joaosardomadi@gmail.com)(daiane.souzaborges@hotmail.com)

²Pós-Graduação em Ciências Florestais e Ambientais – UFMT, Cuiabá/MT, Brasil (karennjr@hotmail.com)

³Faculdade de Engenharia Florestal – UFMT, Cuiabá/MT, Brasil (cyromatheus@hotmail.com)

Resumo

O trabalho teve como objetivo testar e selecionar a função de distribuição probabilística que melhor estima a distribuição diamétrica de um povoamento de *Tectona grandis* L. f., aos 12 anos de idade. Foram medidos os diâmetros à altura do peito dos indivíduos amostrados e agrupados em cinco classes, pelo método empírico, com amplitude de 7,05 cm. Também foram calculadas as estatísticas descritivas e verificado o comportamento da variável diâmetro à altura do peito. Para estimar a distribuição diamétrica foram ajustadas as funções Normal, Log-Normal, Weibull-2P, Gamma e Beta, avaliadas em função do teste de aderência de Kolmogorov-Smirnov. A dispersão relativa da variável estudada possui tendência homogênea, verificada pelo coeficiente de variação de 18%, e a função que melhor estima a distribuição diamétrica é a Beta, com menor valor para o teste de aderência. Palavras-chave: função de distribuição probabilística, *Tectona grandis* L. f., teste de Kolmogorov-Smirnov

Abstract

Adjustment of probabilistic distributions to represent the diametric distribution of teak. The objective of this study was to test and to select probability distribution function that better estimate the diametric distribution of *Tectona grandis* L. f. stands, at 12 years old. The diameter at breast height was measured of sampled individuals and clustered in five classes, by empiric method, with class amplitudes of 7,05 cm. Also was calculated the descriptive statistics and verified the behavior of variable diameter at breast height. To estimate the diametric distribution, were fitted the functions Normal, Log-Normal, Weibull-2P, Gamma and Beta, evaluated by the goodness-of-fit Kolmogorov-Smirnov test. The relative dispersion of variable studied have homogeneous trend, verified by coefficient of variation of 18%, and the function that best esteem the diametric distribution is Beta, with less value for the goodness-of-fit test.

Keywords: probability distribution function, *Tectona grandis* L. f., Kolmogorov-Smirnov test.

INTRODUÇÃO

O Brasil consumiu 182,4 milhões de metros cúbicos de madeira em tora proveniente de plantios florestais no ano de 2012, sendo 7,2% superior ao ano de 2011 (ABRAF, 2013), enquanto no ano de 2013, o estado de Mato Grosso foi responsável por 95% da produção nacional de *Tectona grandis* L. f. (teca), uma espécie nativa da Ásia que se adaptou às condições edafoclimáticas mato-grossenses. A teca possui alto valor comercial, e quando bem manejada, gera toras de ótima qualidade para a indústria de serraria e laminação, além de outras finalidades (FAMATO, 2013).

As decisões sobre o manejo de plantios florestais não deveriam ser tomadas por meio de metodologias empíricas, e sim através de sistemas de suporte à decisão, que incorporem, por exemplo, modelos de crescimento e produção, geração e avaliação de alternativas de manejo, economia e pesquisa operacional (NOGUEIRA *et al.*, 2006).

A alternativa mais eficiente para prognosticar a produção em florestas desbastadas é por meio do uso de modelagem estatística, especialmente modelos de distribuição diamétrica (BURKHART *et al.*, 1981), avaliados tanto no que se refere às interpretações de ordem qualitativa, como os aspectos do realismo biológico do modelo, quanto as de ordem quantitativa, que trata de testes estatísticos e comparação de previsões com observações independentes (SOARES *et al.*, 1995; CAMPOS; LEITE, 2002).

A estrutura diamétrica de uma floresta permite caracterizar e indicar o estoque de madeira disponível anteriormente a uma exploração, além de fornecer informações que auxiliem na tomada de decisões sobre a necessidade de reposição florestal e, ainda, descrever as importantes características de um povoamento e as probabilidades de projeção das mesmas através do tempo (SCOLFORD *et al.*, 1998; PULZ *et al.*, 1999).

A modelagem da distribuição diamétrica de povoamentos florestais se destaca em função de sua contribuição para o planejamento de empreendimentos, uma vez que a mesma fornece informações acerca das dimensões das árvores em idades futuras (EISFELD *et al.*, 2005; CAMPOS; LEITE, 2009). Esse tipo de modelagem envolve o emprego de uma função densidade de probabilidade (*f_{dp}*) para descrever o comportamento

atual e futuro da distribuição dos diâmetros em classes de amplitudes previamente determinadas (ARAÚJO JUNIOR *et al.*, 2013).

O trabalho teve como objetivo selecionar a função de distribuição probabilística que melhor estima a distribuição diamétrica de um povoamento de teca, aos 12 anos de idade, no município de Cuiabá, MT.

MATERIAL E MÉTODOS

O trabalho foi desenvolvido na Fazenda Águaçu, circunscrita ao ponto de coordenadas 15°37'16'' S, e 49°33'11'' W, no município de Cuiabá – MT, em um povoamento de teca de origem seminal, com 12 anos de idade, e área efetiva de plantio de 118,4856 hectares. O clima da região é do tipo Aw (clima tropical com estação seca no inverno) segundo a classificação de Köppen, com precipitação elevada, variando de 1.450 a 1.650 mm anuais (ALVARES *et al.*, 2013).

O inventário florestal foi realizado pelo processo de amostragem aleatório com intensidade amostral de, aproximadamente, uma parcela para cada cinco hectares, perfazendo um total de 25 unidades amostrais, cada uma com área de 600 m² (20 x 30m). De todos os indivíduos amostrados, totalizado em 612 árvores, foram medidos os diâmetros à altura do peito (DAP) e agrupados em cinco classes, pelo método empírico, com amplitude de 7,05 cm.

Foram calculadas as estatísticas descritivas média, mediana, moda, desvio padrão, variância DAP mínimo, DAP máximo e coeficiente de variação para verificar o comportamento da variável DAP. Para estimativa da distribuição diamétrica do povoamento foram ajustadas as fdp's: Normal, Log Normal, Weibull dois parâmetros (Weibull-2P), Gamma e Beta (Tabela 1).

Tabela 1- Funções de densidade probabilística utilizadas para o ajuste de *Tectona grandis* L.f., aos 12 anos de idade em Cuiabá, MT.

	Função	Condições
Normal	$f(x) = \left(\frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \right) e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2}$	$\sigma > 0$ $-\infty < x < +\infty$ $-\infty < \mu < +\infty$
Lognormal	$f(x) = \left(\frac{1}{x(\sqrt{2\pi\sigma^2})} \right) e^{\left(-\frac{1}{2}\right)\frac{(\ln(x)-\mu)^2}{\sigma^2}}$	$x \geq a; \sigma > 0;$ $-\infty < \mu < +\infty;$ $-\infty < x < +\infty.$
Gamma	$f(x) = \frac{x^{\alpha-1} e^{\left(-\frac{x}{\beta}\right)}}{\beta^\alpha \Gamma(\alpha)}$	$x \geq a$ $-\infty < a < +\infty$ $\alpha, \beta > 0$
Beta	$f(x) = \frac{\Gamma(\alpha + \beta)}{\Gamma(\alpha)\Gamma(\beta)(b-a)^{\alpha+\beta-1}} (x-a)^{\alpha-1} (b-x)^{\beta-1}$	$a < x < b$ $\alpha, \beta > 0$ $-\infty < a < b < +\infty$
Weibull 2 parâmetros	$f(x) = \frac{c}{b} \left(\frac{x}{b} \right)^{c-1} e^{-\left(\frac{x}{b}\right)^c}$	$x \geq 0$ $c, b > 0$

Legenda: f (x) - função de densidade da variável x; x- diâmetro do centro de classe; μ- média aritmética; σ – desvio padrão; σ² é a variância da variável aleatória x; π- é a constante “pi” (3,1416); a- menor valor da variável observada; b- maior valor da variável observada; α, β, a, b, c, ε, λ, δ e γ – parâmetros a estimar; Γ é a função gama caracterizada pela seguinte expressão (para qualquer α ≥ 0): $\Gamma(\alpha) = \int_0^\infty u^{\alpha-1} e^{-u} du$ Fonte: Adaptada de Bartoszeck *et al.* (2004).

A eficiência das funções foi verificada pelo teste de aderência de Kolmogorov-Smirnov (K-S), em que testa a hipótese nula de que os diâmetros observados seguem as distribuições propostas pelas funções de densidade probabilísticas ajustadas, ao nível de 5% de probabilidade, conforme Machado *et al.* (2009), Machado *et al.* (2010), Téó *et al.* (2011), Araujo *et al.* (2012), Binoti *et al.* (2012), e Araujo Júnior *et al.* (2013).

Foi realizada, com base no teste de Kolmogorov-Smirnov, uma classificação das funções testadas, para identificar aquela de melhor performance, pois, segundo Scolforo (1998), esse teste é mais adequado para a avaliação do ajuste das distribuições, quando comparado com o teste Qui-quadrado.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

A variável diâmetro apresentou coeficiente de variação de 18,92%, o que indica tendência homogênea quanto a sua distribuição, e, ainda, valores da média, mediana e desvio padrão muito próximos (tabela 2) considerados como indicativos de aproximação à distribuição normal com assimetria a direita (Figura 1).

Tabela 2 - Estatísticas descritivas da amostra de *Tectona grandis* L. f. aos 12 anos, em plantio homogêneo, para a variável diâmetro à altura do peito. Cuiabá, MT.

Estatística descritiva – Diâmetro à altura do Peito (DAP) (cm)	
Média	25,75 cm
Mediana	25,40 cm
Moda	24,9873 cm
Variância	23,7234 cm ²
Desvio Padrão	4,8707 cm
Coeficiente de variação	18,9169 %
DAP mínimo	11,52 cm
DAP máximo	46,79 cm

A função que apresentou melhor ajuste, com menor valor da estatística do teste de Kolmogorov-Smirnov, foi a Beta (Tabela 3). Porém, ao analisar a frequência observada e a estimada, a que mais se aproximou da distribuição amostrada foi a Normal, seguida pela Gramma.

O teste de aderência indicou que a função Weibull-2P não foi eficiente para representar a distribuição diamétrica de *Tectona grandis*, assim como observado por Machado *et al.* (2009), trabalhando com distribuição diamétrica de *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze na cidade de Curitiba, contrapondo o resultado obtido por Arce (2004) para espécie *Populus deltoide Marsh*, porém Nogueira *et al.* (2006) ajustaram a função Weibull-3P para um povoamento de teca no estado de Mato Grosso e concluíram que a equação proporciona estimativas precisas, o que sugere que o parâmetro de locação permitiu uma melhor estimativa dos dados.

Tabela 3 - Frequências observadas e estimadas para variável diâmetro pelas cinco funções de densidade probabilística, D calculado e tabelado, bem como o ordenamento para 5 classes diamétricas.

	Freq.Obs.	Normal	Log Normal	Gamma	Beta	Weibull-2P
Nº árv.ha ⁻¹	612	611,44	613,87	612,71	609,24	609,31
Dtab. 95%	-	0,0549747	0,0549747	0,0549747	0,0549747	0,0549747
Dcal	-	0,0377	0,03228	0,0235	0,0208	0,0584
Classificação	-	4º	3º	2º	1º	5º

onde: Freq.Obs.= frequência observada; Nº árv.ha⁻¹ = número de árvores por hectare; D = Estatística do teste Kolmogorov-Smirnov (K-S).

Para auxiliar na escolha da melhor função aplicada para cinco classes de diâmetro, utilizou-se análise gráfica como ferramenta auxiliar (Figura1).

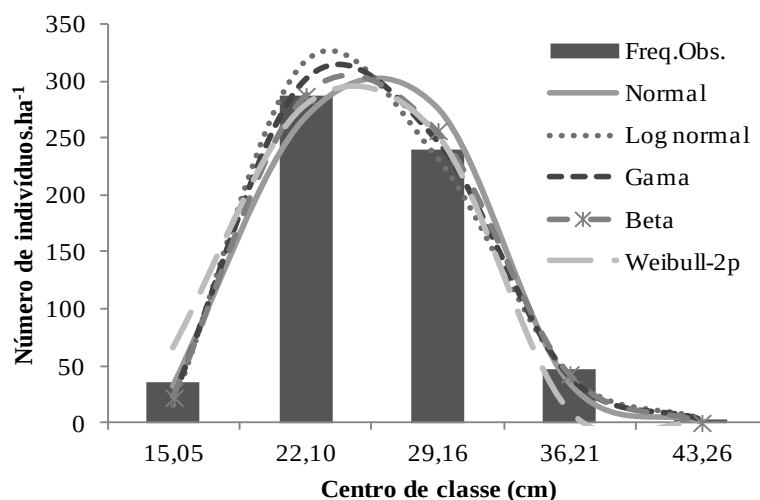


Figura 1 - Curvas de distribuição diamétrica para cinco classes de diâmetro.

Como pode ser observado na Figura 1, a curva estimada pelas funções Beta e Gama se aproximaram da distribuição diamétrica observada, confirmando o indicativo do teste de aderência de Kolmogorov-Smirnov, em que as referidas funções apresentaram o melhor desempenho. De maneira geral, as funções propiciaram curvas estimadas próximas ao valor observado, exceto a Weibull-2P.

CONCLUSÕES

A função Beta é aquela que melhor se ajusta aos dados do povoamento de *Tectona grandis* L.f., no município de Cuiabá-MT.

REFERÊNCIAS

- ALVARES, C. A.; STAPE, J. L.; SENTELHAS, P. C.; GONÇALVES, J. L. M.; SPAROVEK, G. Köpen's climate classification map for Brazil. *Meteorologische Zeitschrift*, Fast Track DOI: 10.1127/0941-2948/2013/0507. Gebrüder Borntraeger, Stuttgart 2013.
- ARAUJO JÚNIOR, C. A.; LEITE, H. G.; CASTRO, R. V. O.; BINOTI, D. H. B.; ALCÂNTARA, A. E. M.; BINOTI, M. L. M. S. Modelagem da distribuição diamétrica de povoamentos de eucalipto utilizando a função gama. *Cerne*, Lavras, v. 19, n. 2, p. 307-314, 2013.
- ARAÚJO, E. J. G.; PELISSARI, A. L.; DAVID, H. C.; MIRANDA, R. O. V.; NETTO, S. P.; MORAIS, V. A.; SCOLFORO, J. R. S. Relações dendrométricas em fragmentos de povoamentos de pinus em Minas Gerais. *Pesq. Flor. Bras.*, v.32, n. 72, p. 355-366, 2012.
- ARCE, J. E. Modelagem da estrutura de florestas clonais de *Populus deltoides* Marsh. através de distribuições diamétricas probabilísticas. *Ciência Florestal*, v. 14, n. 1, p. 149-164, 2004.
- BARTOSZECK, A. C. P. S.; MACHADO, S. A.; FIGUEIREDO FILHO, A.; OLIVEIRA, E. B. A distribuição diamétrica para bracatingais em diferentes idades, sítios e densidades na região metropolitana de Curitiba. *Floresta*, Curitiba, n. 34, v. 3, p. 305-323, 2004.
- BINOTI, D. H. B.; BINOTI, M. L. M. S.; LEITE, H. G.; MELIDO, R. C. N.; SANTOS, F. L. Descrição da distribuição diamétrica de sistemas agrossilvipastoris utilizando as funções weibull e hiperbólica. *Revista Árvore*, Viçosa, v. 2, n. 36, p. 349-356, 2012.
- BURKHART, H. E.; CAO, Q. V.; WARE, K. D. A comparison of growth and yield prediction models for loblolly pine. **Blacksburg**: Virginia Polytechnic Institute and State University, School of Forestry and Wildlife Resources, 1981. 59 p.
- CAMPOS, J. C. C.; LEITE, H. G. **Mensuração florestal: perguntas e respostas**. Viçosa, MG: UFV, 2009. 548 p.
- CAMPOS, J. C. C.; LEITE, H. G. **Mensuração Florestal: perguntas e respostas**. Viçosa, MG: UFV, 2002. 407 p.
- EISFELD, R. L.; SANQUETTA, C. R.; ARCE, J. E.; MAESTRI, R.; WEBER, K. S. Modelagem do crescimento e da produção de *Pinus taeda* L. por meio de uma função probabilística. *Floresta*, Curitiba, v. 35, n. 2, p. 212-216, 2005.
- FAMATO. **Diagnósticos de florestas plantadas no Estado de Mato Grosso**. FAMATO, Cuiabá-MT, 2013. 106 p.
- ARAUJO JUNIOR, C. A.; LEITE, H. G.; CASTRO, R. V. O.; BINOTI, D. H. B.; ALCÂNTARA, A. E. M.; BINOTI, M. L. M. Modelagem da distribuição diamétrica de povoamentos de eucalipto utilizando a função gama. *Cerne*, Lavras, v.2, n.19, p. 307-314, 2013.

MACHADO, S. A.; SANTOS, A. A. P.; NASCIMENTO, R. G. M.; AUGUSTYNCZIK, A. L. D.; ZAMIN, N. T. Modelagem da Distribuição Diamétrica de Quatro Espécies de Lauraceae em um Fragmento de Floresta Ombrófila Mista. **Revista Ciências Exatas e Naturais**, Guarapuava-PR, v.12, n. 1, p.92-105, 2010.

MACHADO, S. A.; AUGUSTYNCZIK, A. L. D.; NASCIMENTO, R. G. M.; FIGURA, M. A.; SILVA, L. C. R.; MIGUEL, E. P.; TÉO, S. J. Distribuição diamétrica de *Araucaria angustifolia* (bert.) o. Ktze. em um fragmento de Floresta Ombrófila Mista. **Scientia Agraria**, Curitiba, v. 10, n. 2, p. 103-110, 2009.

NOGUEIRA, G. S.; LEITE, H. G.; CAMPOS, J. C. C.; TAKIZAWA, F. H.; COUTO, L. Avaliação de um modelo de distribuição diamétrica ajustado para povoamentos de *Tectona grandis* submetidos a desbaste. **Revista Árvore**, Viçosa, v. 30, n. 3, p. 377-387, 2006.

PULZ, F. A.; SCOLFORO, J. R.; OLIVEIRA, A. D.; MELLO, J. M.; OLIVEIRA FILHO, A. T. Acuracidade da predição da distribuição diamétrica de uma floresta inequianea com a matriz de transição. **Cerne**, Lavras, v. 5, n. 1, p. 01-14, 1999.

SCOLFORO, J. R. S.; PULZ, F. A.; MELLO, J. M. Modelagem da produção, idade das florestas nativas, distribuição espacial das espécies e a análise estrutural. **Manejo Florestal**, p. 189-256, 1998.

SOARES, P.; TOMÉ, M.; SKOVSGAARD, J. P.; VANCLAY, J. K. Evaluation a growth model for forest management using continuous forest inventory data. **Forest Ecology and Management**, v. 71, p. 251-265, 1995.

TÉO, S. J.; ROCHA, S. P.; BORTONCELLO, A. C.; PAZ, R. A.; COSTA, R. H. Dinâmica da distribuição diamétrica de povoamentos de *Pinus taeda*, na região de Caçador, SC. **Pesq. Flor. Bras.**, Colombo, v. 31, n. 67, p. 183-192, 2011.

AJUSTE DE RELAÇÃO H/D PARA *Araucaria angustifolia* NO PLANALTO CATARINENSE, SC

Myrcia Minatti¹; André Felipe Hess ²; Pollyni Ricken³; Anieli Cioato de Souza ⁴; Jonas Inkotte⁵; Eroni dos Santos⁶

¹ Mestranda do Curso de Engenharia Florestal- Universidade do Estado de Santa Catarina (UDESC-CAV), Av. Luiz de Camões, 2090, CEP 88520-000, Lages-SC, myrciaminatti@gmail.com;

² Professor Adjunto do Departamento de Engenharia Florestal. UDESC-CAV, hessandre@yahoo.com.br;

³ Mestre do Curso de Engenharia Florestal-(UDESC-CAV), pollyni7@hotmail.com;

⁴ Mestranda do Curso de Engenharia Florestal- (UDESC-CAV), anielicioato@hotmail.com;

⁵ Mestre no Curso de Ciência do Solo-(UDESC-CAV), jonasink@gmail.com (6) Bolsista de Iniciação Científica, Curso de Engenharia Florestal, UDESC-CAV, erone@florestal.eng.br

Resumo

O presente trabalho tem como objetivo verificar se há diferença de relação h/d para quatro municípios. Os dados foram coletados em quatro povoamentos naturais de *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze, localizados nos municípios de Bom Jardim da Serra, Urupema, Pánel e Lages em Santa Catarina. No campo foram selecionadas 70 árvores de cada local, e feitas as medições de diâmetro altura do peito (1,30m) e altura total. Os dados foram submetidos à análise de covariância e realizados no *software* estatístico SAS (*Statistical Analysis System*) para verificar se há necessidade de um único modelo ou de modelos separados para cada local. Os resultados mostram que há diferença significativa para os quatro municípios e é necessário o ajuste de modelos de altura em função do diâmetro para cada município.

Palavras-chave: relação “h/d”, floresta de araucária, mensuração florestal.

Abstract

Adjustment of the H/D relation for Araucaria angustifolia in the Catarinense's highlands. This study aims to determine whether there are differences of ratio h / d for four counties. Data were collected in four natural stands of *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze, located in Bom Jardim da Serra, Urupema Pánel and Lages in Santa Catarina. In field 70 trees per site were selected, and made measurements of diameter at breast height (1.30m) and total height. Data were subjected to analysis of covariance and conducted in SAS (Statistical Analysis System) to check for the need of a single model or separate models for each location. The results show a significant difference for the four municipalities and the adjustment of different height by diameter for each municipality is required.

Keywords: relationship "h/d", *Araucaria* forest, forest measurement.

INTRODUÇÃO

A *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze pertencente à família Araucariaceae é uma espécie dominante da Floresta Ombrófila Mista e, que não passa despercebida para quem observa a paisagem do planalto serrano. O tamanho de alguns indivíduos, a beleza e a arquitetura peculiar fazem dessa floresta um ecossistema único (DILLENBURG *et al.*, 2009).

A região de ocorrência da araucária situa-se no planalto sul brasileiro. A região dos pinheirais do estado de Santa Catarina localiza-se no planalto, alcançando até o extremo oeste, onde se estende a grande zona basáltica. A concepção de Floresta Ombrófila Mista procede da ocorrência da mistura de floras de diferentes origens, definindo padrões fitofisionômicos típicos, em zonas climáticas caracteristicamente pluviais. Essa tipologia vegetal também é conhecida como Floresta com Araucária ou Mata de Araucária e antes de ser adequadamente conhecida, foi drasticamente reduzida a inexpressivos 10% de sua superfície original, em fragmentos alterados ou descaracterizados (LEITE e KLEIN, 1990).

No estudo de espécies florestais em que se busque à percepção de sua dinâmica, manejo e conservação são necessários o conhecimento das suas dimensões e forma, ajustando-se modelos matemáticos de variáveis dendrométricas que se relacionam com produção e o crescimento, evitando-se o censo de todos os indivíduos. Um desses ajustes necessários é o da relação hipsométrica.

A definição proposta por Schimdt (1977) diz que a relação hipsométrica é a regressão da altura sobre o diâmetro em um povoamento em determinada data, podendo ser representada por um ajuste matemático. Essa relação é comumente simbolizada por “h/d” e denominada de relação hipsométrica.

Em inventários de florestas equiâneas, por serem povoamentos homogêneos, é comum que sejam medidas apenas algumas alturas e que as demais sejam estimadas. Já nos povoamentos inequiâneos, normalmente são medidas todas as alturas, pois nesses ambientes existe uma elevada diferença entre os indivíduos, o que pode

ocasionar alta heterogeneidade no ajuste da relação hipsométrica e uma baixa acurácia das equações geradas se não forem medidos todos os indivíduos ANDRADE *et al.* (2006).

Dessa forma, o objetivo desse trabalho foi o de avaliar por meio de análise de covariância se existe diferença no crescimento em altura para os locais de crescimento de araucária e a necessidade de utilização de equações diferentes ou de uma única equação para a relação h/d dos quatro municípios de ocorrência de araucária no planalto serrano, com a finalidade de se manter a acurácia e precisão no ajuste da variável altura e testar a hipótese da existência de diferenças no crescimento e produção para cada local, pois a variável altura assume extrema importância na determinação do volume.

MATERIAL E MÉTODOS

Os dados para este trabalho foram coletados em floresta natural de *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze, localizadas em quatro municípios, Bom Jardim da Serra (coordenadas de latitude 28°20'13" Sul e longitude 49°37'29" Oeste, com altitude de 1.245 metros), Urupema (nas latitudes de 28°20'13" Sul e longitude de 49°37'29" Oeste, e altitude de 1.245 metros), Paineiras (nas latitudes 27°57'20" Sul e longitude 49°52'34" Oeste, altitude de 1.335 metros), e Lages (nas latitudes 27°49'27" Sul e longitude 50°06'23" Oeste, e altitude de 1.200 metros).

A vegetação predominante da região é a Floresta de Araucária e os Campos, conforme KLEIN (1978), ou Floresta Ombrófila Mista e Estepe, de acordo com a terminologia adotada no Brasil (IBGE, 1992).

Foram amostradas 280 árvores para toda a região (sendo 70 árvores para cada local) e identificadas com plaquetas e posicionamento no terreno com uso de GPS Garmin. No campo foram feitas as medições de diâmetro a altura do peito (1,30m) com o auxílio da fita métrica e da altura total com o uso de hipsômetro Trupulse 200.

Análise de covariância

Os modelos de análise de covariância são, na verdade, uma mistura de modelos de regressão com modelos de análise de variância. A situação em que esses modelos são utilizados é, em essência, aquela em que as observações da variável dependente, Y, são obtidas sob k condições diferentes, de forma que, para cada uma dessas condições tem-se um grupo de observações. O interesse está em comparar esses grupos para verificar se existe diferença nas médias da variável Y nesses grupos, acrescentando-se que as possíveis variações podem ser influenciadas, por uma ou mais variáveis regressoras Charnet *et al.* (1999).

Os grupos de regressão de Y serão representados no modelo de regressão, por variáveis fictícias, de forma análoga a variáveis dummy, ou seja, tem-se que k grupos para serem comparados, deve-se criar (k-1) variáveis fictícias, $Z_1, Z_2, \dots, Z_{k-1}$. As variáveis regressoras que serão consideradas no modelo são denominadas covariáveis. O objetivo principal dos modelos de covariância é comparar a média dos Y's entre os grupos.

Para a análise de covariância foram atribuídas variáveis fictícias, sendo o local (1) Bom Jardim da Serra, o local (2) Urupema, (3) Paineiras e (4) Lages. Em conjunto com a análise de covariância realizou-se análise do Quadrado Mínimo das Médias para efeito do local com base no erro padrão e Probabilidade pelo teste t. O processamento dos dados foi realizado pelo software estatístico SAS (*Statistical Analysis System*) versão 9.3.

RESULTADOS E DISCUSSÕES

Com a análise de covariância dos dados para comparar o ajuste da relação h/d para os quatro municípios verificou-se que há diferença no crescimento em altura para araucária nos locais de estudo necessitando a construção de modelos individuais da altura em função do diâmetro, conforme Tabela 1. O modelo utilizado para a análise de covariância foi $h = \text{local} + \text{Dap} * \text{local}$.

Tabela 1 - Análise de covariância para crescimento em altura em função do diâmetro.

FV	GL	SQ	QM	F	Pr>F
Modelo	7	1662,43	237,49	47,35	<0,0001
Local	3	935,14	311,71	62,15	<0,0001
Dap*Local	4	727,29	181,82	36,25	<0,0001
Erro	262	1313,97	5,02		
Total	269	2976,40			

Sendo: FV: fonte de variação; GL: graus de liberdade; SQ: soma de quadrados; QM: quadrado médio; F: valor de F; Pr>F: probabilidade de significância para o valor de F; Dap: diâmetro a altura do peito em cm; Local: cada município em estudo.

Os resultados da Tabela 1 indicam que a hipótese de igualdade para a relação “h/d” foi significativa, com valor de F para a fonte de variação Dap*Local foi de 36,25 e Local de 62,15 rejeitando a hipótese com uma probabilidade <0,0001, demonstrando que o crescimento em altura em função do diâmetro é diferente para cada município de estudo. Isso também pode ser visualizado na Figura 1.

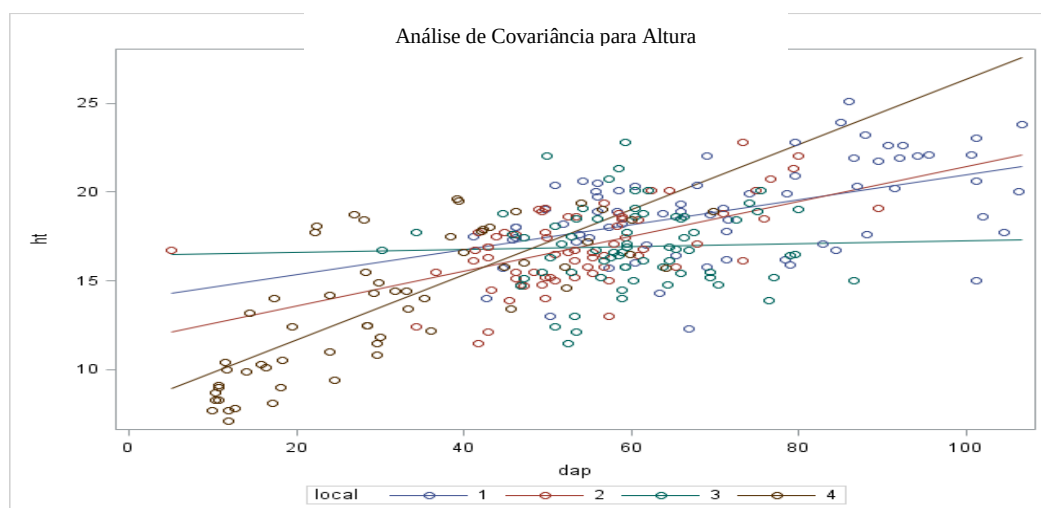


Figura 1 - Análise de covariância para altura total de araucária em função de cada local, sendo (1) Bom Jardim da Serra, (2) Urupema, (3) Paineel e (4) Lages.

A análise pelo Quadrado Mínimo das Médias mostrou-se significativa todas com probabilidade <0,0001, conforme Tabela 2.

Local	QMM ht	Erro padrão	Pr> t
1	17,8	0,36	0,0001
2	17,0	0,27	0,0001
3	16,9	0,30	0,0001
4	18,1	0,53	0,0001

Sendo: QMM ht: quadrado mínimo das médias para altura total, Pr>|t|: probabilidade de significância para o valor de t.

A Tabela 2 demonstra que para o local 1 (Bom Jardim da Serra) a média foi de 17,82 m, com desvio padrão (S) de 0,36, para o local 2 (Urupema) de 17,01 m e (S) de 0,27, para o local 3 (Paineel) a média foi de 16,88 m e (S) de 0,30 e o local 4 (Lages) 18,09 m e (S) de 0,53, todos com probabilidade <0,0001.

No ajuste do método dos mínimos quadrados para efeito do local pode-se concluir que os locais 2 e 3 apresentam semelhança na média da variável altura com valor de Pr> |t| de 0,74 e o local 1 e 4 com valor de 0,67, contudo de forma geral não houve significância para os quatro locais como pode ser visualizado na Figura 3.

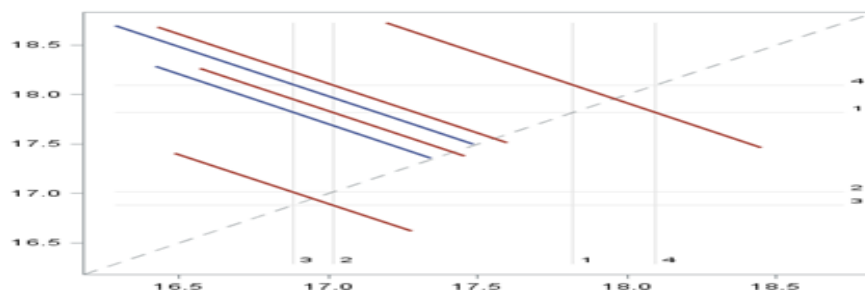


Figura 3. Comparação da altura total para local de Araucária. Valores para α 0.05, sendo significativo e não significativo

CONCLUSÃO

A análise de covariância demonstrou que há diferença de nível e inclinação para ajuste de modelo de relação hipsométrica para araucária nos quatro municípios de estudo, sendo necessária a utilização de equações diferenciadas para cada local. Essa diferença indica padrão de crescimento e capacidade produtiva em altura diferente para cada um dos municípios.

REFERÊNCIAS

ANDRADE, V. C. L. de; MARTINS, S. V.; CALEGARIO, N.; CHICHORRO, J. F. Influência de três sistemas de amostragem na estimativa da relação hipsométrica e do volume de árvores em um fragmento de Mata Atlântica. **Scientia Forestalis**. n. 70, p. 31-37. 2006.

CHARNET, R. *et al.* **Análise de modelos de regressão linear com aplicações**. Campinas, SP: Editora da Unicamp, 1999.

DILLENBURG, L.; FRANCO, A. M. S.; COUTINHO, A. L., KÖRNDORFER, C. L.; CLEBSCH, C. C.; DUARTE, L. S.; FERLA, L.; ROSA, L. M. G.; SILVA, L. G. R.; GARBIN, M. L.; MÓSENA, M.; ZANDAVALLI, R. B.; YAMASAKI, S. **Aspectos ecofisiográficos da regeneração de *Araucaria angustifolia***, p. 57-65. In: Fonseca, C.R.; Souza, A. F.; Leal-Zanchet, A.M.; Dutra, T. L.; Backes, A.; Ganade, G. (eds), *Floresta com Araucária: Ecologia, Conservação e Desenvolvimento Sustentável*. Holos, Editora, Ribeirão Preto. 2009.

IBGE. Site institucional do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. [Rio de Janeiro]: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 1992.

KLEIN, R. M. O aspecto dinâmico do pinheiro brasileiro. **Sellowia**, 12: 17-44, 1960.

MATTOS, P. P. de; BRAZ, E. M.; HESS, A. F.; SALIS, S. M. de. **A dendrocronologia e o manejo florestal sustentável em florestas tropicais**. Colombo: Embrapa Florestas; Corumbá: Embrapa Pantanal, 2011. 37 p. (Embrapa Florestas. Documentos, 218); (Embrapa Pantanal. Documentos, 112).

SANQUETTA, C.R.; ANGELO H.; BRENA, D.A. & MENDES J.B. Predição da distribuição diamétrica, mortalidade e recrutamento da floresta natural com matriz markoviana de potência. **Revista Floresta**, v.24, n.1/2, p. 23-37, 1995.

SAS Institute. The SAS System for Windows. Cary: SAS Institute. 2004.

SCHMIDT, P. B. Determinação indireta da relação hipsométrica para povoamentos de *Pinus taeda* L. **Floresta**, Curitiba, v. 8, n. 1, p.24-27, 1977.

REITZ, R.; KLEIN, R. M. Araucariáceas. In: REITZ, R. *Flora Ilustrada Catarinense*. Itajaí: Herbário Barbosa Rodrigues, 1966. 62 p.

EFEITO DA HETEROCEDASTICIDADE NA MODELAGEM DO PERFIL DE ÁRVORES

Samuel de Pádua Chaves e Carvalho¹, Mariana Peres de Lima², Marcos Felipe Nicoletti³

¹Engenheiro Florestal, Doutor em Recursos Florestais, Universidade Federal de Mato Grosso - Faculdade de Engenharia Florestal - Av. Fernando Correa da Costa, 2367, Boa Esperança, 78060-900, Cuiabá-MT, spccarvalho@ufmt.br

²Engenheira Florestal, Mestre em Ciências Florestais, Universidade Federal de Mato Grosso / Campus Sinop – Instituto de Ciências Agrárias e Ambientais, Av. Alexandre Ferronato, 1200, Setor Industrial, 78557-267, Sinop-MT, marianaperes@ufmt.br

³Engenheiro Florestal, Mestre em Recursos Florestais, Universidade do Estado de Santa Catarina – Centro de Ciências Agroveterinárias, Av. Luis de Camões, 2090, Conta Dinheiro, 88.520-000, Lages-SC, marcosfelipenicoletti@yahoo.com.br

Resumo

Este trabalho teve como objetivo avaliar o efeito da inclusão de função de variância na modelagem do perfil de árvores sob a hipótese de melhoria da distribuição dos resíduos. Trabalhou-se com o modelo não-linear logístico, por técnicas de regressão mista, para retratar as variações da altura em função do diâmetro. Os modelos foram comparados e selecionados pelo Critério de Informação de Akaike, Critério de Informação Bayesiano, Teste de Razão da Máxima Verossimilhança e gráfico de resíduos. A modelagem da variância resultou em redução no valor do Critério de informação de Akaike, -32.842 para -32.853, e Bayesiano, -32.779 para -32.783, além da significância no Teste de Razão da Máxima Verossimilhança, porém os resíduos não apresentaram melhorias notáveis. Apesar das estatísticas apontarem para o modelo heterocedástico, recomenda-se o uso do modelo homocedástico, associando parcimônia e precisão, visto que a predição do volume não ficou comprometida quando aplicados ambos os modelos.

Palavras-chave: Afilamento, Modelo logístico, Parcimônia

Abstract

Heterocedastic effect in modelling taper of trees. This study aimed to evaluate the effect of inclusion of the variance function in modeling taper of trees under the hypothesis of improvement distribution of the residuals. Fitted the non-linear logistic model using mixed regression techniques to portray variations in the height by diameter. The models were compared and selected by the Akaike Information Criterion, Bayesian Information Criterion, Maximum Likelihood Ratio Test and residuals graphic. Modeling the variance resulted in a reduction in the value of the Akaike Information Criterion, -32.842 to -32.853, and Bayesian, -32.779 to -32.783, beyond the significance of the Maximum Likelihood Ratio Test, but the residuals not show expressive improvements. Though the statistics pointed to the heteroscedastic model, we recommend the use of homoscedastic model, combining parsimony and accuracy, and also the prediction of the volume wasn't compromised when applied both models.

Keywords: Taper, Logistic model, Parsimony

INTRODUÇÃO

Equações de volume são tradicionalmente empregadas quando o objetivo principal de sua aplicação é a predição do volume de árvores destinadas apenas a um único produto. Quando o objetivo do estudo é dar usos mais nobres à floresta, torna-se necessário o emprego de técnicas mais elaboradas de modelagem, como o uso de funções de afilamento. As funções de afilamento na sua essência mais simples visam representar a forma da árvore por meio de um modelo matemático, possibilitando estimar número de toras vinculadas a um diâmetro mínimo de uso e estimar volume nas mais variadas porções do tronco, tradicionalmente conhecido como sortimentos florestais (HUSCH *et al.* 1972).

No Brasil diversos autores vêm pesquisando esse tema como Guimarães e Leite (1992), Scolforo *et al.* (1998), Assis *et al.* (2001), Pires e Calegario (2007), Mendonça *et al.* (2007), Carvalho *et al.* (2010). E, segundo Figueiredo-Filho (1996), esses trabalhos, em quase sua totalidade, abordam a classe dos modelos lineares polinomiais para descrever o afilamento das árvores.

Para Santos (1996), porém, os modelos não-lineares são preferíveis para fenômenos biológicos, pois geram estimativas mais precisas quando comparados aos modelos lineares além de que, para alguns casos específicos, essa precisão na estimativa está também associada à interpretação direta dos parâmetros dos modelos não-lineares, além da flexibilidade de aplicação que os mesmos proporcionam. Diante do exposto, este trabalho teve como objetivo avaliar o efeito da inclusão de função de variância na modelagem do perfil de árvores sob a hipótese de melhoria da distribuição dos resíduos. Para tal utilizou-se o modelo não-linear logístico de quatro parâmetros para retratar as variações da altura em função do diâmetro (PINHEIRO; BATES, 2000).

MATERIAL E MÉTODOS

Para gerar a base de dados do estudo foram cubadas rigorosamente 594 árvores de clones de *Eucalyptus* sp distribuídas aleatoriamente em classes de idade e diâmetro conforme tabela 1. Os valores médios do diâmetro e da altura das árvores utilizadas no estudo foram respectivamente 13,5 cm e 21,5 m.

Tabela 1 – Distribuição por classe de idade e diâmetro das árvores utilizadas no ajuste.

Classe de Idade (anos)	Classe Diamétrica (cm)					Total
	< 10	10 -- 13	13 -- 16	16 -- 19	19 -- 22	
2	6	0	0	0	0	6
3	25	5	0	0	0	30
4	11	147	203	5	0	366
5	1	9	46	9	1	66
6	0	8	24	10	0	42
7	1	11	22	6	2	42
8	1	4	23	12	2	42
Total	45	184	318	42	5	594

Para fins de ajuste optou-se pelo modelo logístico de quatro parâmetros, conforme equação 1, para descrever a relação funcional verificada pela figura 1 (PINHEIRO; BATES, 2000).

$$\frac{h_{ij}}{ht_i} = \phi_{1i} + \frac{\phi_{2i} - \phi_{1i}}{1 + \exp\left[\left(\phi_{3i} - \frac{r_{ij}}{rap_i}\right) / \phi_{4i}\right]} + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

Em que:

h_{ij} = altura da i-ésima árvore na j-ésima posição do fuste (m); ht_i = altura total da i-ésima árvore (m);

r_{ij} = raio da i-ésima árvore na j-ésima posição do tronco (cm);

rap_i = raio da i-ésima árvore medido a 1,30 m do solo, ou simplesmente raio medido à altura do peito em cm;

Φ'_{is} = parâmetros da regressão; ε_{ij} = erro aleatório.

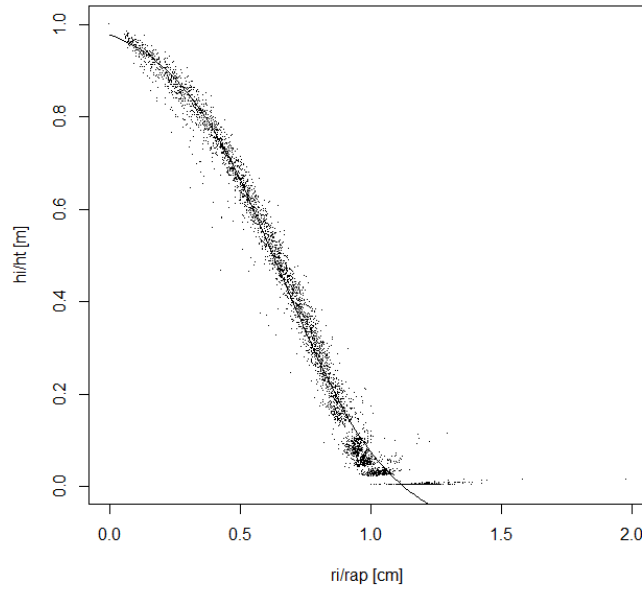


Figura 1 – Representação da variável dependente e independente do modelo 1 nos eixos y e x respectivamente.

O volume árvore a árvore foi obtido por técnicas de integração por invólucros cilíndricos, conforme equação 2.

$$V_i = 2\pi \int_{Rmin}^{Rmax} R \left\{ \left[\phi_1 + \frac{\phi_2 - \phi_1}{1 + \exp\left[\left(\phi_3 - \frac{r_{ij}}{rap_i}\right)/\phi_4\right]} \right] * ht_i \right\} dR \quad (2)$$

Em que:

V_i = volume da i-ésima árvore em m^3 ; $Rmin$ e $Rmax$ são os limites da integral.

Segundo Leithold (1994) Seja f uma função contínua no intervalo fechado $[a,b]$ onde $a \geq 0$. Suponha que $f(x) \geq 0$ para todo x em $[a,b]$. Se R for a região limitada pela curva $y = f(x)$, pelo eixo x e pelas retas $x = a$ e $x = b$, se S for o sólido de revolução obtido pela sua rotação R em torno do eixo y e se V unidades cúbicas for o volume de S , então $V = \lim_{|\Delta| \rightarrow 0} \sum_{i=1}^n 2\pi Rf(R_i)\Delta_i R = 2\pi \int_a^b Rf(R)dr$.

Para fins de seleção de modelo foram utilizados os critérios estatísticos descritos pelas equações 3,4 e 5, além do gráfico de resíduos padronizados.

Critério de Informação de Akaike (AIC)

$$AIC = -2 \ln(mv) + 2p \quad (3)$$

Critério de Informação Bayesiano (BIC)

$$BIC = -2 \ln(mv) + p \ln(n) \quad (4)$$

Teste de Razão da Máxima Verossimilhança (TRMV)

$$TRMV = 2[\ln mv_2 - \ln mv_1] \quad (5)$$

Em que:

$\ln$ = logaritmo na base neperiana; m_v = máximo valor da função de verossimilhança;
 p = número de parâmetros do modelo; n = número de observações na amostra;
 mv_1 e mv_2 = máximo valor da função de verossimilhança dos modelos 1 e 2 respectivamente

Uma modificação da equação 1 foi proposta, em que adicionou-se a função de variância da classe exponencial no processo de ajuste, conforme equação 6.

$$Var(\varepsilon_{ij}) = \sigma^2 |\vartheta_{ij}|^{2\delta} \tag{6}$$

Em que:
 $Var(\varepsilon_{ij})$ = variância do resíduo; σ^2 = matriz de variância não nula;
 ϑ_{ij} = variância da covariável; δ = parâmetro a ser estimado.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Na tabela 2 são apresentadas as estatísticas para comparação do modelo homocedástico versus o heterocedástico.

Tabela 2 – Análise da variância para comparação e seleção dos modelos homocedástico e heterocedástico.

Modelo	G.L.	AIC	BIC	ln(mv)	TRMV	valor de p
Modelo homocedástico	9	-32.842,64	-32.779,67	16.430,32		
Modelo heterocedástico	10	-32.853,86	-32.783,89	16.436,93	13,21	0,0003

Estatisticamente houve uma melhoria expressiva do modelo heterocedástico para o homocedástico com redução nos valores de AIC e BIC e consequentemente significância no teste de razão de máxima verossimilhança. Os gráficos de resíduos apresentados pela figura 2 visam complementar a análise da tabela 2 para fins de seleção do modelo mais apropriado.

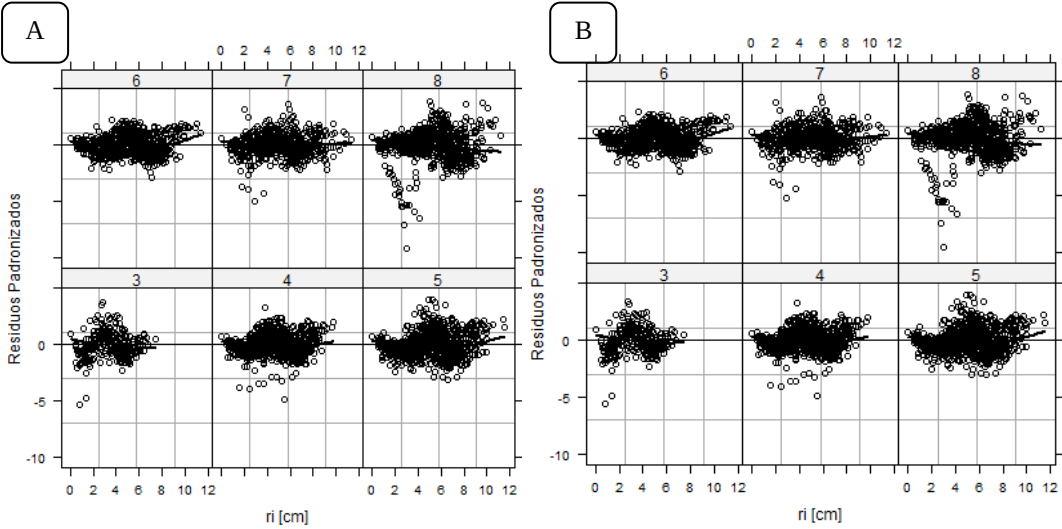


Figura 2 – Resíduos padronizados por classe de idade para o modelo homocedástico (A) e heterocedástico (B)

Visualmente não foi possível notar melhorias expressivas na distribuição dos resíduos para o modelo heterocedástico quando comparado ao homocedástico em que ambas se assemelham.

Quando aplicada a equação 2 para gerar os volumes das árvores individualmente o erro médio do modelo homocedástico foi 1,3444% enquanto o do heterocedástico foi de 1,3441%, comprovando portanto que para fins de modelagem do perfil de árvores de clones de eucalipto esta classe de modelos não gera melhorias significativas nas predições.

CONCLUSÕES

A inclusão a função de variância para gerar o modelo heterocedástico não afetou a distribuição dos resíduos de maneira significativa.

Recomenda-se o uso do modelo homocedástico na descrição do perfil de árvores clonais de *Eucalyptus* sp, visando conciliar precisão e parcimônia mesmo que estatisticamente o heterocedástico seja preferível.

REFERÊNCIAS

- ASSIS, A. L. de; SCOLFORO, J. R. S.; MELLO, J. M. de; ACERBI JÚNIOR, F. W.; OLIVEIRA, A. D. de. Comparação de modelos polinomiais segmentados e não-segmentados na estimativa de diâmetros e volumes ao longo do fuste de *Pinus taeda*. **Cerne**, Lavras, v. 7, n. 1, p. 20-40, jan./jun. 2001.
- CARVALHO, S.P.C.; MENDONÇA, A.R de.; LIMA, M.P. de; CALEGARIO, N. Different strategies to estimate the commercial volume of *Anadenanthera colubrina* (Vell) Brenan. **Cerne**, Lavras, v.16, n.3, Jul-Sept., p.399-406, 2010.
- FIGUEIREDO-FILHO, A.; BORDERS, B.E.; HITCH, K.L. Taper equations for *Pinus taeda* plantations in Southern Brazil. **Forest Ecology and Management**, Winsconsin, v.83, n.1/2, p.39-46, 1996.
- GUIMARÃES, D.P.; LEITE, H.G. Um novo modelo para descrever o perfil do tronco. **Revista Árvore**, Viçosa, v.16, n.2, p.170-180, 1992.
- HUSCH, B.; MILLER, C.I.; BEERS, T.W. **Forest mensuration**. 2nd ed. New York: The Ronald Press, 1972. 410p.
- LEITHOLD, L. **O cálculo com geometria analítica**. Tradução de C. C. Patarra. 3. ed. São Paulo: Harbra, 1994. p.385.
- MENDONÇA, A.R. de; SILVA, G.F. da; OLIVEIRA, J.T. da S.; NOGUEIRA, G.S. Avaliação de funções de afilamento visando a otimização de fustes de *Eucalyptus* sp. para multiprodutos. **Cerne**, Lavras, v. 13, n. 1, p. 71-82, jan./mar. 2007.
- PINHEIRO, J.C.; BATES, D.M. **Mixed-effects models in S and S-PLUS**. New York: Springer-Verlag, 2000. 528p.
- PIRES, L.M.; CALEGARIO, N. Ajuste de modelos estocásticos lineares e não lineares para a descrição do perfil longitudinal de árvores. **Revista Árvore**, Viçosa, v.31, n.5, p.845-852, 2007.
- SANTOS, J. dos. **Análise de modelos de regressão para estimar a fitomassa da floresta tropical úmida de terra-firme da Amazônia brasileira**. 121f. Tese (Doutorado em Ciências Florestais) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 1996.
- SCOLFORO, J.R.S.; RIOS, M.S.; OLIVEIRA, A.D. de; MELLO, J.M. de; MAESTRI, R. Acuracidade de equações de afilamento para representar o perfil do fuste de *Pinus elliotti*. **Cerne**, Lavras, v. 4, n. 1, p. 100-122, jan./jun. 1998.

EMPREGO DE REDES NEURAIS ARTIFICIAIS PARA ESTIMAR O VOLUME DE ÁRVORES DE EUCALIPTO

Daniel Henrique Breda Binoti¹, Mayra Luiza Marques da Silva Binoti², Helio Garcia Leite¹, Valdir Carlos Lima de Andrade³, Maria Zelia Ferreira⁴, Antonilmar Araújo Lopes da Silva⁵

1 Engenheiro Florestal, Doutorado, Universidade Federal de Viçosa, Avenida Peter Henry Rolfs, s/n, Campus Universitário, Viçosa – MG, CEP: 36570-900, danielhbbinoti@gmail.com, hglete@gmail.com.

2 Engenheira Florestal, Doutorado, Universidade Federal dos Vales do Jequitinhonha e Mucuri, Rodovia MGT 367 - Km 583, nº 5000, Alto da Jacuba, Diamantina – MG, CEP 39100-000, mayrabinoti@gmail.com.

3 Engenheiro Florestal, Doutorado, Universidade Federal do Tocantins, Rua Badejós, Lote 7, Chácaras 69/72, Zona Rural. Cx.postal 66, Gurupi – TO, CEP: 77402-970, vclandradeuft@gmail.com.

4 Engenheira Florestal, Mestrado, Veracel Celulose S/A, BA 275, Km 24, Cx.postal 21, Eunápolis – BA, CEP: 45.820-970, maria.zelia@veracel.com.br.

5 Engenheiro Florestal, Doutorado, Celulose Nipo-Brasileira S/A – Cenibra, Rodovia BR 381 – km 172 - Distrito de Perpétuo Socorro, Belo Oriente – MG, CEP: 35.196-000, antonilmar.silva@cenibra.com.br.

Resumo

O objetivo deste trabalho foi aplicar e avaliar o método *Neuro Evolution of Augmenting Topologies* (NEAT) para ajustar os pesos e a topologia de Redes Neurais Artificiais (RNA) para estimar o volume de árvores em povoamentos clonais de eucalipto com diferentes proporções da base de dados de cubagem. Foram testadas as proporções de 10 a 40% dos dados para o treinamento das redes e de 90 a 60% para a generalização. O método NEAT foi aplicado no *software* NeuroForest, com variação dos parâmetros densidade das conexões iniciais e tamanho da população. Os resultados permitiram concluir que o método NEAT é eficiente para ajustar pesos e topologias de RNA para estimar o volume de árvores, e que é possível reduzir a base de dados de cubagem, sem perda de qualidade das estimativas volumétricas.

Palavras-chave: NEAT, modelo volumétrico, cubagem.

Abstract

Method for simultaneous adjustment of weights and architecture of artificial neural networks to estimate the volume of eucalyptus trees. The objective of this study was to apply and evaluate the NeuroEvolution Augmenting Topologies (NEAT) to adjust the weights and the topology of Artificial Neural Network (ANN) to estimate the volume of trees in clonal eucalyptus plantations with different proportions database scaling. The proportions of 10 to 40% of data for training networks and 90 to 60 % were tested for generalization. The NEAT was applied in NeuroForest software, with variation of density of the initial connections and population size. The results showed that the NEAT is effective to adjust weights and topologies of ANN to estimate the volume of trees, and it is possible to reduce the database scaling without loss of quality of volumetric estimates with the use of ANN.

Key words: NEAT, volumetric model, scaling.

INTRODUÇÃO

A quantificação do volume de madeira dos povoamentos florestais é prática fundamental para o planejamento e administração dos empreendimentos de base florestal. Devido ao elevado custo e tempo necessário para medir cada árvore, é feito um levantamento amostral denominado inventário florestal que consiste na alocação de parcelas ao longo de toda a área dos povoamentos florestais e estas são remedidas periodicamente para monitorar o crescimento e a produção de madeira.

O conhecimento do volume de madeira provém do ajuste de modelos volumétricos, a exemplo do modelo de Schumacher e Hall (1933) ou modelos de afilamento do fuste (*taper*) como o modelo de Kozak *et al.* (1969), empregando dados de árvores-amostra abatidas e cubadas nos povoamentos (CAMPOS e LEITE, 2013). Uma alternativa para estimação do volume de árvores em parcelas de inventário, que tem sido mais eficiente, é o emprego de redes neurais artificiais – RNA (DIAMANTOPOULOU, 2005; GÖRGENS *et al.*, 2009; SILVA *et al.*, 2009; DIAMANTOPOULOU e MILIOS, 2010; LEITE *et al.*, 2010; BINOTI, 2012).

Uma RNA é uma representação matemática das redes neurais biológicas encontradas no cérebro humano. Esta representação consiste em um conjunto de neurônios artificiais que calculam certas funções matemáticas e são conectados entre si por pesos sinápticos, para desempenhar uma determinada tarefa. A rede é apresentada a diversos exemplos de um determinado problema, do qual extrai características durante o processo de aprendizagem (ajuste dos pesos sinápticos), para posteriormente aplicar o conhecimento adquirido em outros dados do mesmo tipo de problema (generalização) (BRAGA *et al.*, 2007; SILVA *et al.*, 2010).

Um dos grandes desafios aos usuários de RNA é determinar a topologia e arquitetura adequada para uma determinada aplicação, ou seja, determinar o número de camadas, o número de neurônios por camada e o tipo de conexão. Geralmente, estes parâmetros são definidos testando-se diferentes configurações até que se atinja um nível de erro satisfatório (DIAMANTOPOULOU, 2012). O *NeuroEvolution of Augmenting Topologies* (NEAT) é um método para ajustar os pesos de uma rede neural artificial ao mesmo tempo em que ajusta a topologia adequada ao problema através de algoritmos genéticos (STANLEY e MIIKKULAIEN, 2002; STANLEY, 2004). Dessa forma, o objetivo deste trabalho foi aplicar e avaliar o método NEAT para ajustar os pesos e a topologia de redes neurais artificiais para estimar o volume de árvores em povoamentos clonais de eucalipto com diferentes proporções da base de dados de cubagem.

MATERIAL E MÉTODOS

Descrição dos Dados

Foram cubadas 3.600 árvores de eucalipto de plantios florestais localizados na região sul do estado do Bahia. Compreendendo 15 materiais genéticos (clones), distribuídos em 28 projetos com diferentes espaçamentos. Para a estimativa do volume das árvores (0,1 a 1,5935 m³), utilizou-se variáveis de entrada quantitativas, a idade em anos (2,7 a 11), o diâmetro à 1,3 m de altura (*dap*) (6 a 32,5 cm) e a altura total (*Ht*) (8,8 a 43,8 m).

Os dados foram divididos em dois conjuntos, treinamento e generalização, nas seguintes proporções 10% e 90%, 20% e 80%, 30% e 70%, 40% e 60%, respectivamente. A divisão considerou a proporção em cada classe diamétrica, a fim de que os conjuntos fossem representativos dos dados.

NeuroEvolution of Augmenting Topologies (NEAT)

O método NEAT ajusta simultaneamente pesos sinápticos e topologia da RNA empregando um algoritmo genético (AG), constituindo uma área conhecida como neuroevolução (STANLEY e MIIKKULAIEN, 2002; STANLEY, 2004). Os AG são técnicas heurísticas inspiradas no processo biológico de evolução natural. Cada RNA é representada por um conjunto de parâmetros denominado genoma ou cromossomo. O genoma é composto por genes que podem assumir diferentes valores chamados de alelos.

A codificação das redes neurais em estrutura de genoma (cromossomos) consiste em uma lista de genes referentes aos neurônios artificiais e uma lista de genes referentes às conexões entre estes neurônios. Na Figura 1 está representado o genótipo (listas de neurônios e conexões) e o fenótipo (rede) de uma RNA com 2 neurônios de entrada, 2 neurônios ocultos e 1 neurônio de saída. A lista de neurônios identifica o número do neurônio e o tipo (entrada, oculto ou saída). A lista de conexões identifica o sentido da conexão, o valor do peso sináptico, se a conexão está habilitada ou não (se é ou não expressa no fenótipo), se é recorrente ou não e o número da inovação.

Inicialmente o NEAT cria uma população de redes de camada única, porém com pesos sinápticos diferentes. Através de gerações sucessivas do AG, operadores genéticos aumentam a estrutura das redes pela adição de neurônios e, ou conexões, bem como ajustam os pesos sinápticos até que se obtenha uma rede com resultados satisfatórios (Figura 1 e 2).

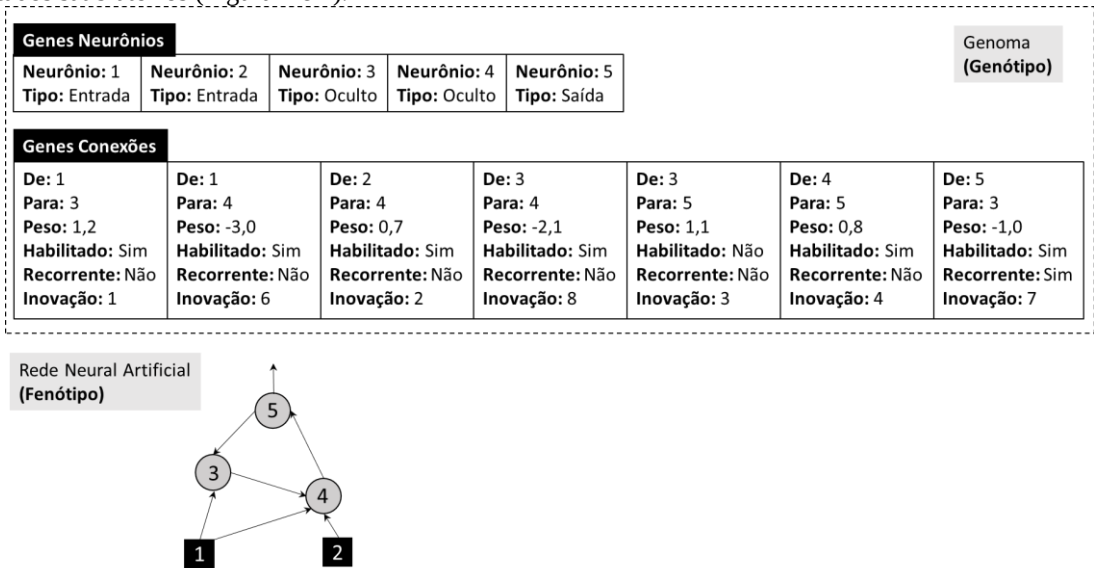


Figura 1 - Codificação do genótipo e fenótipo de uma rede neural artificial pelo método NEAT (Adaptado de BUCKLAND, 2002).

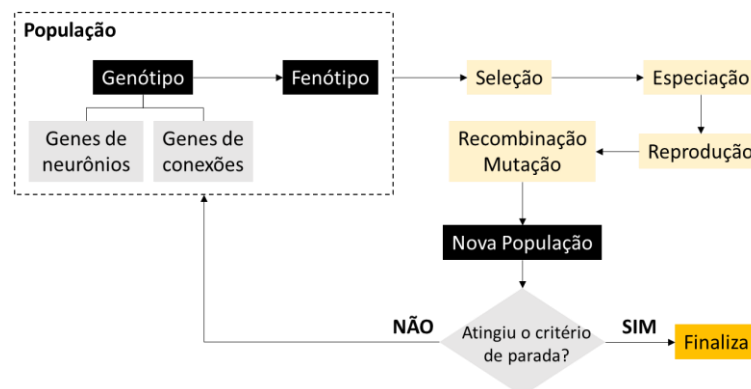


Figura 2 - Esquema geral do método NEAT.

O sistema computacional utilizado para aplicar o NEAT foi o NeuroForest 3.0 (BINOTI, 2012), disponibilizado gratuitamente na homepage <http://neuroforest.ucoz.com/> e que permite configurar os parâmetros tamanho da população e densidade das conexões iniciais. Neste trabalho, foram testados os tamanhos de população de 1000 a 8000 indivíduos, e as densidades das conexões iniciais de 0,01, 0,05, 0,1, 0,2, 0,5 e 0,8. Como critério de parada fixou-se o número de épocas ou ciclos em 3000.

As estimativas dos volumes das árvores obtidas com o emprego de RNA foram avaliadas com base no coeficiente de correlação entre os valores observados e estimados, no histograma de frequência dos erros percentuais e na raiz do erro quadrado médio percentual (*Root Mean Square Error* – RMSE). Além disso, as estimativas das redes foram comparadas às estimativas do modelo volumétrico de Schumacher e Hall na forma não-linear ajustado pelo algoritmo *Levenberg-Marquardt* para cada um dos 15 materiais genéticos da base de dados.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Com o número fixo de épocas de treinamento em 3.000, os parâmetros do NEAT mais adequados foram 0,1, 0,05 ou 0,01 de densidade das conexões iniciais e tamanho de população entre 1000 e 3000 indivíduos. Densidades maiores que 0,1 resultaram em perda de qualidade das estimativas. Tamanhos de população maiores apresentam maior tendência de obter bons resultados, porém com aumento do custo computacional durante o treinamento das redes (HEATON, 2011). Entretanto, neste trabalho, tamanho de população maior do que 3000 não resultou em melhoria dos resultados.

As melhores redes foram obtidas com tamanho de população de 1000, 2000 ou 3000 e com densidade de conexões iniciais de 0,01, 0,05 e 0,1, em todas as proporções testadas. As dez melhores são apresentadas na Tabela 1, estatisticamente são equivalentes, portanto, nesse caso, pode-se optar por qualquer uma delas para estimação do volume de árvores. Como aplicação de uma rede, ocorre normalmente em ambiente computacional, operacionalmente a diferença de tempo de processamento entre elas é irrelevante.

Além disso, as redes apresentaram melhor ajuste que o modelo volumétrico não linear de Schumacher e Hall, que obteve coeficiente de correlação de 0,9821 e RMSE% de 8,0. Todas as redes apresentaram RMSE% inferior na generalização, ou seja, na aplicação da rede treinada ao restante dos dados. Ressalta-se que esse foi ajustado por material genético, enquanto que as redes consideram apenas as variáveis dap, altura total e idade, sem nenhuma variável categórica para estratificar os dados.

A proporção de 10% dos dados para treinamento foi suficiente para obter estimativas precisas e exatas do volume das árvores. Binoti *et al.* (2013) demonstraram que a redução da base de dados para estimativas da altura por redes neurais artificiais resultaram em redução dos custos do inventário florestal. Nesse estudo, foi demonstrada a possibilidade de redução no número de árvores-amostra sem perda de exatidão, permitindo também redução de custos.

A aplicação do método NEAT justifica-se, pois permitiu superar o modelo volumétrico de Schumacher e Hall, com significativa redução da base de dados. Além disso, em termos práticos a aplicação do método NEAT requer uma única rede para todos os materiais genéticos, enquanto que para o modelo volumétrico foram necessários 15 ajustes (um para cada material genético). Além disso, facilita a aplicação das redes neurais artificiais ao eliminar a etapa de busca da melhor arquitetura que geralmente é feita por tentativa e erro. Entretanto, o método possui parâmetros ainda não estabelecidos para todas as possíveis aplicações na ciência florestal, mostrando-se um vasto campo de pesquisa com potencial de bons resultados.

Tabela 1 - Coeficiente de correlação linear e raiz do erro quadrado médio percentual (RMSE%) das estimativas de volume das árvores para o conjunto de treinamento e generalização (Gen.) das Redes Neurais Artificiais.

RNA	Dados (%)		Parâmetros do NEAT		RMSE%		Correlação	
	Treino	Gen.	População	Densidade	Treino	Gen.	Treino	Gen.
1	10	90	3000	0,05	5,58	6,49	0,9918	0,9901
2	40	60	3000	0,05	5,78	6,58	0,9920	0,9909
3	10	90	2000	0,05	5,83	6,63	0,9911	0,9903
4	10	90	2000	0,01	5,68	6,71	0,9916	0,9898
5	10	90	1000	0,1	5,97	6,72	0,9906	0,9897
6	10	90	1000	0,01	5,36	6,77	0,9924	0,9894
7	10	90	3000	0,01	5,59	6,79	0,9918	0,9892
8	30	70	3000	0,05	5,67	6,82	0,9920	0,9904
9	20	80	2000	0,1	5,08	6,84	0,9940	0,9897
10	10	90	1000	0,05	6,05	6,85	0,9904	0,9895

CONCLUSÕES

O método NEAT é eficiente para ajustar pesos e topologias de redes neurais artificiais para estimar o volume de árvores. É possível reduzir a base de dados de cubagem, sem perda de qualidade das estimativas volumétricas, com o emprego de redes neurais artificiais.

AGRADECIMENTOS

Os autores agradecem ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) pelo apoio financeiro.

REFERÊNCIAS

- BINOTI, M. L. M. S. **Emprego de redes neurais artificiais em mensuração e manejo florestal**. 2012. 130 f. Tese (Doutorado em Ciência Florestal) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG, 2012.
- BINOTI, D. H. B.; BINOTI, M. L. M. S.; LEITE, H. G. Redução dos custos em inventário de povoamentos equiâneos. **Agrária**, v. 8, p. 125-129, 2013.
- BRAGA, A. de P.; CARVALHO, A. P. de L. F. de; LUDERMIR, T. B. **Redes Neurais Artificiais: Teoria e Aplicações**. 2 ed. Rio de Janeiro: LTC, 2007.
- BUCKLAND, M. **AI Techniques for Game Programming**. Cincinnati: Premier Press, Inc., 2002.
- CAMPOS, J. C. C.; LEITE, H. G. **Mensuração Florestal: perguntas e respostas**. 4 ed. atual. ampl. Viçosa: Ed. UFV, 2013. 605 p.
- DIAMANTOPOULOU, M. J. Artificial neural networks as an alternative tool in pine bark volume estimation. **Computers and electronics in agriculture**, v. 10, p. 235-244, 2005.
- DIAMANTOPOULOU, M.; MILIOS, E. Modelling total volume of dominant pine trees in reforestation via multivariate analysis and artificial neural network models. **Biosystems Engineering**, v.105, p.306-315, 2010.
- DIAMANTOPOULOU, M. Assessing a reliable modeling approach of features of trees through neural network models for sustainable forests. **Sustainable Computing: Informatics and Systems**, v.2, p.190- 197, 2012.
- GORGENS, E. B.; LEITE, H. G.; SANTOS, H. N.; GLERIANI, J. M. Estimação do volume de árvores utilizando redes neurais artificiais. **Revista Árvore**, v.33, n.6, p.1141-1147, 2009.
- HEATON, J. **Programming Neural Networks with Encog3 in Java**. 2nd ed. Heaton Research, Inc. 2011. 226 p.
- KOZAK, A.; MUNRO, D. D.; SMITH, J. G. H. Taper functions and their applications in forest inventory. **Forest Chronicle**, v.45, n.4, p.278-283, 1969.

- LEITE, H. G.; SILVA, M. L. M.; BINOTI, D. H. B.; FARDIN, L.; TAKIZAWA, F. H. Estimation of inside-bark diameter and heartwood diameter for *Tectona grandis* Linn. trees using artificial neural networks. **European Journal of Forest Research**, v. 130, p. 263-269, 2010.
- SCHUMACHER, F. X.; HALL, F. S. Logarithmic expression of timber volume. **Journal of Agricultural Research**, v.47, n.9, p.719-734, 1933.
- SILVA, M. L. M.; BINOTI, D. H. B.; GLERIANI, J. M.; LEITE, H. G. Ajuste do modelo de Schumacher e Hall e aplicação de redes neurais artificiais para estimar volume de árvores de eucalipto. **Revista Árvore**, v.33, n.6, p. 1133-1139, 2009.
- SILVA, I. N.; SPATTI, D. H.; FLAUZINO, R. A. **Redes Neurais Artificiais para engenharia e ciências aplicadas**. São Paulo: Artliber, 2010.
- STANLEY, K.; MIIKKULAIEN, R. Evolving neural networks through augmenting topologies. **Evolutionary Computation**, v. 10, p. 99-127, 2002.
- STANLEY, K. O. **Efficient Evolution of Neural Networks through Complexification**. Tese. The University of Texas at Austin. Department of Computer Sciences, Texas, USA, 2004.

ESTIMATIVA DE VOLUME DE ÁRVORES UTILIZANDO MINERAÇÃO DE DADOS COM CLASSIFICADORES BASEADOS EM INSTÂNCIA

Jaime Wojciechowski¹ Carlos Roberto Sanquetta² Sebastião do Amaral Machado²
Ana Paula Dalla Corte²

¹ Ciência da Computação, Departamento de Informática, UFPR - jaimewo@ufpr.br

² Engenheiro Florestal, Professor do Departamento de Engenharia Florestal, UFPR - sanquetta@ufpr.br, samachado@ufpr.br, anapaulacorte@gmail.com

Resumo

O presente trabalho introduz na ciência florestal uma técnica utilizada na área de mineração de dados (*data mining*) conhecida como classificador baseado em instância. O objetivo deste trabalho é aplicar esta técnica para estimar volumes de árvores e compará-los com seus respectivos valores reais. Foram utilizados dados de 100 árvores cubadas pelo método de Smalian. Os resultados desse método foram comparados com modelos volumétricos clássicos no setor florestal, como o de Hush e Schumacher, que utilizam regressão linear para o ajuste de suas equações. Foram empregadas três variações da técnica utilizando um vizinho mais próximo, três vizinhos com ponderação de peso $1/d$ e três vizinhos com ponderação $1/d^2$. Dentre as variações testadas, a que apresentou melhores índices foi aquela que utilizou três vizinhos mais próximos com ponderação $1/d$, cujo valor de R^2 foi de 0,9596, Syx% de 9,37% e coeficiente de correlação de Pearson de 0,9623.

Palavras-chave: Pinus, modelagem, volumetria, inteligência artificial, inventário florestal

Abstract

Tree volume estimation using data mining with classifier based on instance. The current work introduces, on forest science, a technique used on data mining known as instance-based classifiers. The goal of this work is to apply this technique to estimate the volume of trees and compare them to their respective true values. We used data from 100 trees cubed using the Smalian method. The results of this method were compared with classic forest sector volumetric models, like the Hush and Schumacher, that utilizes linear regression to adjust its equations. Also, three variations of the technique were applied using a nearer neighbor, three neighbors with ponderation of $1/d$ weight and three neighbors with ponderation of $1/d^2$. Among tested variations, the one that presented the best indexes was the one using the three nearer neighbors with ponderation of $1/d$ whose value of R^2 was 0,9596, Syx% of 9,37% and Pearson Coefficient of 0,9623.

Keywords: Pine, modeling, volume, artificial intelligence, forest inventory

INTRODUÇÃO

O Inventário Florestal é uma atividade que visa mensurar com precisão os atributos quanti-qualitativos de uma floresta. Dentre tais atributos, o volume das árvores é um dos mais relevantes (SANQUETTA *et al.*, 2009).

Diversos modelos volumétricos têm sido desenvolvidos como os modelos de Schumacker-Hall e Hush, e as equações obtidas, quase sempre, considerando a definição dos diferentes estratos. Em geral, tais equações são ajustadas utilizando técnicas de regressão linear, amplamente difundida no meio florestal. Entretanto, existem iniciativas do emprego de outras técnicas para esse fim, como o uso de redes neurais artificiais (GORGENS *et al.*, 2009).

No caso deste trabalho, foi utilizada classificação baseada em instância, uma técnica de mineração de dados (*data mining*), cujo objetivo é a descoberta de informações úteis em um conjunto de dados (TAN *et al.*, 2009). O propósito deste artigo é demonstrar a aplicação da técnica de mineração de dados para estimativa de volume de árvores da espécie *Pinus taeda* e avaliar o potencial dessa em relação às técnicas de regressão linear.

MATERIAL E MÉTODOS

Descrição dos Dados Utilizados

Foram utilizados dados de cubagem rigorosa, através do método de Smalian (MACHADO; FIGUEIREDO FILHO, 2009), realizada em 100 árvores da espécie *Pinus taeda*, com idade de 15 anos. As árvores são oriundas de plantios estabelecidos no estado do Paraná manejados em regime com quatro desbastes. Os dados constituem-se de dap (diâmetro à altura do peito – 1,3 m do solo em cm), ht (altura total em m), hPonta (altura da ponta em m), L (comprimento de cada seção do tronco em m) e os respectivos diâmetros de cada seção da árvore (d em cm). A quantidade de seções em cada árvore varia conforme sua altura.

Classificador Baseado em Instância

A classificação baseada em instância é uma técnica de mineração de dados que utiliza as próprias instâncias da base de dados para fazer previsões de novos casos. O classificador baseia-se na premissa de que as instâncias tendem a pertencer a uma mesma classe, quando os vetores formados por suas dimensões são próximos. Esta proximidade pode ser medida por meio da distância entre os vetores formados pelas variáveis independentes relacionadas ao objeto de estudo (no caso deste trabalho, as árvores amostradas com suas dimensões de dap e altura total). Um modelo gráfico da técnica é mostrado na Figura 1.

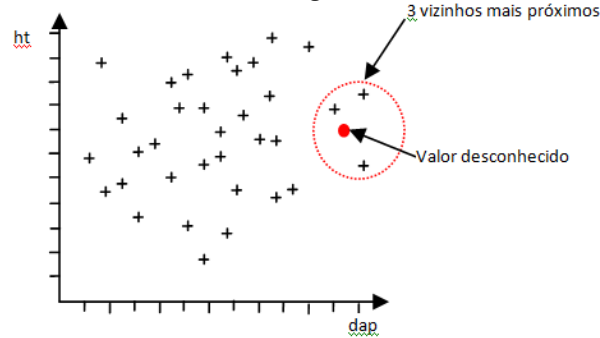


Figura 1 – Exemplo de 3 vizinhos mais próximos.

A distância entre os vetores foi obtida a partir da fórmula da distância euclidiana clássica, adaptada às variáveis disponíveis:

$$d(p, q) = \sqrt{(dap_p - dap_q)^2 + (ht_p - ht_q)^2} \quad (1)$$

Onde:

p e q = vetores das medidas das árvores;

dap_p = diâmetro do fuste da árvore p;

dap_q = diâmetro do fuste da árvore q;

ht_p = altura total da árvore p; e

ht_q = altura total da árvore q.

O método utiliza a técnica conhecida como *cross-validation*, em que cada instância é comparada às demais da amostra, sendo selecionada a instância com menor distância. O volume estimado para a referida instância será o volume da instância cuja distância teve o menor valor. Foi utilizada uma variação da técnica conhecida como “Três vizinhos mais próximos com ponderação do inverso da distância (1/d)”. Neste caso, foram consideradas as três árvores mais próximas à árvore considerada, e, para privilegiar o volume das árvores na ordem de distância, o peso de ponderação foi calculado através do inverso da distância (1/d). Semelhante ao vizinho mais próximo, tendo-se uma árvore para se estimar o volume, deve-se calcular a distância entre o vetor formado pelas suas dimensões de dap e altura e todas as árvores da amostra. Porém, nesta variação da técnica, faz-se uma ponderação entre as três menores distâncias, conforme equações 2 e 3. O volume desconhecido será o resultado desta ponderação.

$$v_{est} = \frac{v_{obs1} * p_1 + v_{obs2} * p_2 + v_{obs3} * p_3}{p_1 + p_2 + p_3} \quad (2)$$

Onde:

$$p_n = \frac{1}{d_n} \quad (3)$$

p_n = peso de ponderação das três árvores mais próximas;

d_n = distância entre a árvore considerada e as três árvores mais próximas;

v_{obsn} = volume observado das três árvores mais próximas; e

v_{est} = volume estimado.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Modelos Tradicionais

Os resultados das estatísticas de ajuste das equações volumétricas empregando os modelos clássicos e a aplicação da técnica de regressão linear, são mostrados na Tabela 1.

Tabela 1 – Estatísticas de ajuste da variável volume pelos modelos tradicionais					
Modelo	b_0	b_1	b_2	R^2Aj	Syx%
Husch	-8,015943	2,298261	-	0,9191	10,92%
Schumacher-Hall	10,665866	1,811033	1,326750	0,9631	8,07%

Com os indicadores apresentados na Tabela 1, pode-se fazer uma comparação com os indicadores calculados utilizando-se o método proposto neste trabalho. É importante destacar que, ao se comparar as estatísticas de ajuste com as da Tabela 2, fica evidente que a técnica de mineração de dados com uso de classificação baseada em instância resultou em valores compatíveis aos modelos tradicionais de regressão (Tabela 1).

Neste caso, a técnica de mineração de dados, adotada neste trabalho, repercutiu em um desempenho superior ao modelo de Husch, em relação às duas estatísticas de ajuste, e aproximando-se em desempenho ao modelo de Schumacher-Hall que, na maioria dos casos, resulta em resultados satisfatórios para volumes individuais de árvores, conforme (cite alguns autores que encontraram resultados satisfatórios para o ajuste do modelo de Schumacher e Hall, para *Pinus taeda*).

Classificador Baseado em Instância

As estatísticas de ajuste da variável volume utilizando a técnica de mineração de dados com o classificador baseado em instância, com três variantes metodológicas, são apresentadas na Tabela 2.

Tabela 2 – Estatísticas de ajuste da variável volume pelo classificador baseado em instância

Métodos	R^2	Syx%
1 vizinho	0,9514	10,27%
3 vizinhos (1/d)	0,9596	9,37%
3 vizinhos(1/d ²)	0,9576	9,47%

Observa-se na Tabela 2 que os coeficientes de determinação e os erros padrões da estimativa, obtidos pela técnica de classificação baseada em instância, mostraram-se compatíveis àqueles obtidos pelas equações de regressão. Evidencia-se ainda que a variante metodológica que emprega 3 vizinhos mais próximos, com ponderação 1/d, resultou em um desempenho ligeiramente superior, com Syx% menor das três variações.

Tais resultados demonstram o potencial da técnica de mineração de dados com uso de classificador baseado em instância para o mesmo fim. A grande vantagem da técnica apresentada neste trabalho é que o cálculo do volume de uma nova árvore, que não faz parte da amostra, é feito pela comparação das suas características com as armazenadas na base de amostras das árvores.

Diferentemente dos métodos tradicionais de ajuste de equações através de regressão linear, na qual cada modelo produz um resultado para um novo indivíduo, a técnica apresentada avalia somente os dados da base e compara com os novos dados, não se baseando em um determinado modelo.

Os resultados observados com a aplicação da técnica de mineração de dados, apresentados por esse trabalho, mostraram-se próximos aos resultados observados e ajustados pela regressão linear. Esses resultados foram também encontrados por (GORGENS *et al.*, 2009) e (LI *et al.*, 2012) que também utilizaram mineração de dados para pesquisa de gerenciamento do crescimento.

CONCLUSÕES

Os resultados deste estudo permitem concluir que a técnica da área de mineração de dados, conhecida como classificador baseado em instâncias, pode ser utilizada para a estimativa de volume individual de árvores de *Pinus taeda*. Seu desempenho foi compatível ao das estimativas com modelos clássicos ajustados por regressão linear.

Dentre as variações das técnicas utilizadas, aquela que utilizou ponderação 1/d forneceu melhor estimativa dos volumes em relação às duas outras testadas.

REFERÊNCIAS

CAMPOS, J. C. C.; LEITE, H. G. **Mensuração Florestal: Perguntas e Respostas**. Viçosa: UFV 2006.

GORGENS, E. B., LEITE, H.G.; SANTOS, H. N.; GLERIANI, J. M. **Estimação do volume de árvores utilizando redes neurais artificiais**. Rev. Árvore, Viçosa, v. 33, n. 6, dez. 2009 . Disponível em <http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0100-67622009000600016&lng=pt&nrm=iso>. Acesso em 12 abr. 2013.

LI, Y; ZHANG, W; YANG, H.; LIU, H.; LIU, X. **Application research of data mining technology on growth management of forestry**. In: 4th Electronic System-Integration Technology Conference (ESTC), 2012. Amsterdam, Netherlands. 1214 – 1217p. 2012. doi: 10.1109/ESTC.2012.6485843.

MACHADO, S. A., FIGUEIREDO FILHO, A. **Dendrometria**. Curitiba: A. Figueiredo Filho. 2003.

SANQUETTA, C. R.; WATZLAWICK, L. F.; CORTE, A. P. D.; FERNANDES, L. A. V.; SIQUEIRA, J. D. P. **Inventários Florestais: Planejamento e Execução**. 2ª Edição Revisada e Ampliada. 2009.

TAN, P. N.; STEINBACH, M.; KUMAR, V. **Introduction to Data Mining**. Stanford University, 2009.

ESTIMATIVA DE VOLUME DE ÁRVORES UTILIZANDO REDES NEURAIIS ARTIFICIAIS

Eduardo Pelli ¹ Gilciano Saraiva Nogueira ² Euler Guimarães Horta ³ Heverton de Paula ⁴

¹ Prof. Msc. Departamento de computação – UFVJM Campus JK - Diamantina/MG Rodovia MGT 367 - Km 583, nº 5000, Alto da Jacuba CEP 39100-000 Email: pellie@ufvjm.edu.br

² Prof. Dr. Departamento de Engenharia Florestal – UFVJM Campus JK - Diamantina/MG Rodovia MGT 367 - Km 583, nº 5000, Alto da Jacuba CEP 39100-000 Email: nogueirags@gmail.com

³ Prof. Msc. Instituto de Ciência e Tecnologia – UFVJM Campus JK - Diamantina/MG Rodovia MGT 367 - Km 583, nº 5000, Alto da Jacuba CEP 39100-000 Email: euler.horta@ict.ufvjm.edu.br

⁴ Graduando em Engenharia Florestal – UFVJM Campus JK - Diamantina/MG Rodovia MGT 367 - Km 583, nº 5000, Alto da Jacuba CEP 39100-000 Email: heverton.floresta@gmail.com

Resumo

O setor florestal no Brasil, mesmo que apresente um bom nível de desenvolvimento tecnológico, ainda sofre com a demora da implementação de novas tecnologias geradas pelas universidades. Com o avanço e as melhorias na acessibilidade dos computadores atuais, novas técnicas vêm sendo estudadas por técnicos do setor florestal para solucionar problemas que envolvem grande número de variáveis e que contemplam grande volume de movimentações financeiras associadas à preocupação com a preservação do meio ambiente. A maioria das decisões tomadas no manejo florestal necessitam do conhecimento, em alta escala de precisão, do volume de madeira contido no povoamento a ser manejado. Este trabalho teve como objetivo o desenvolvimento de um *software* baseado em Redes Neurais Artificiais capaz de estimar o volume de árvores. De posse desse *software* foi possível averiguar quais são as topologias de RNA produzem melhores estimativas do volume de árvores, além de comparar os resultados obtidos com os métodos tradicionais mais utilizados.

Palavras-chave: inteligência artificial; manejo florestal; volume;

Abstract

Trees volume estimates using artificial neural networks. The forestry sector in Brazil, even in a good level of technological development still suffers from the delay in the implementation of new technologies generated by universities. With the advances and improvements in the accessibility of modern computers, new techniques have been studied by experts from the forestry sector to solve problems involving many variables and large volumes of financial transactions associated with concern over the preservation of the environment. Most decisions made in forest management require knowledge in high-precision scale, the volume of wood contained in the settlement to be handled. This study aims to develop a *software* based on Artificial Neural Networks to estimate the volume of trees. Upon receipt of this *software* ascertaining the ANN topologies produce better estimates of the volume of trees, and compare the results with more traditional methods used.

Keywords: artificial intelligence; forest management; volume;

INTRODUÇÃO

As técnicas utilizadas na atualidade para estimar o volume de árvores na maioria das empresas florestais são meramente estatísticas, essas por sua vez, apresentam resultados satisfatórios. Com o surgimento de computadores mais eficientes e acessíveis, além do desenvolvimento acelerado da área de inteligência computacional assim como os estudos sobre heurísticas, os pesquisadores do setor florestal começaram a atentar para essas novas tecnologias, e então, iniciaram estudos acerca do uso de ferramentas da inteligência computacional visando solucionar alguns dos problemas desse setor. Como exemplo, pode-se citar Silva *et al.* (2009) que avaliaram diferentes alternativas para estimar os parâmetros do modelo de Schumacher e Hall na forma não linear, Gorgens (2006) que utilizou as Redes Neurais Artificiais (RNAs) para determinar o volume de árvores, sem que fosse preciso abatê-las, Pires (2007) que gerou uma modelagem volumétrica para o gênero *Eucalyptus* fundamentada na utilização da Lógica Fuzzy, e verificou o grau de conformidade entre os valores estimados e os valores observados, para verificar a viabilidade do modelo gerado em relação aos modelos estimadores já consagrados, dentre muitos outros trabalhos.

Estudos recentes, principalmente os que utilizam as redes neurais artificiais, tem mostrado o potencial desta nova abordagem para a solução do problema de estimativa de volume de árvores, uma vez que os resultados obtidos vêm apresentando alta qualidade, quando comparados aos conseguidos por técnicas clássicas baseadas em estatística. É importante ressaltar que estudos relacionados à aplicação dessas novas tecnologias se apresentam numa etapa inicial, e tem grande apelo por técnicos do setor florestal, portanto é fundamental gerar o estímulo da

cooperação entre profissionais da área de informática com os profissionais do setor florestal para que o desenvolvimento dessas técnicas ganhe maior dimensão e qualidade.

O objetivo desse trabalho foi o desenvolvimento de um aplicativo computacional capaz de fazer o treinamento e a aplicação de redes neurais computacionais de maneira facilitada, para fins de estimar o volume de árvores. Este trabalho também teve como objetivo verificar por meio do uso do aplicativo desenvolvido, quais são as melhores topologias de rede neural artificial para adequação ao problema proposto.

MATERIAL E MÉTODOS

Os dados utilizados neste estudo foram obtidos a partir de um inventário florestal realizado em povoamentos de *Pinus* localizados na região norte do estado de Minas Gerais, pertencentes à empresa PITANGUI AGRO FLORESTAL LTDA.

Entre os vários modelos existentes para expressarem o volume de madeira em função do diâmetro e da altura, o modelo proposto por (SCHUMACHER; HALL, 1993) é um dos mais utilizados no setor florestal, devido às suas propriedades estatísticas, uma vez que resulta em estimativas quase sempre não tendenciosas (CAMPOS; LEITE, 2006).

O modelo proposto por Schumacher e Hall pode ser visto abaixo:

$$V = \beta_0 DAP^{\beta_1} H^{\beta_2} + \epsilon \quad (1)$$

A linguagem de programação utilizada no desenvolvimento do *Software* proposto foi a Java, por ser de uso gratuito, orientada a objetos e possuir facilidades relacionadas à reutilização de módulos prontos, que já foram amplamente testados. Foram também utilizadas, as funções destinadas ao treinamento e a aplicação de redes neurais artificiais da biblioteca *Weka*, o que representa o potencial da linguagem Java para o reuso de módulos robustos que já foram amplamente testados.

Para que o Engenheiro Florestal possa utilizar e aplicar tais métodos de forma mais intuitiva foi desenhada uma janela, que dá a possibilidade de adequação e visualização gráfica aos resultados de treinamentos dos experimentos gerados de forma mais produtiva. Abaixo é mostrada uma imagem desta janela contendo suas funcionalidades.

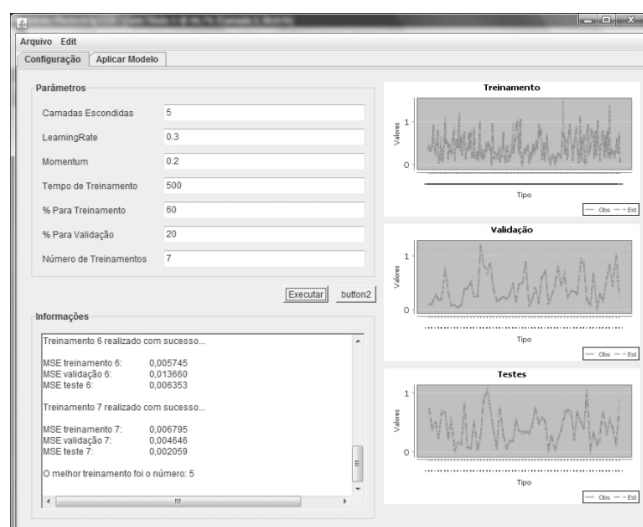


Figura 1 - Janela de configuração e treinamento da rede neural artificial

A metodologia utilizada neste estudo é descrita da seguinte forma: foi feita a análise e consistência dos dados, os quais foram divididos em 10 estratos. Para cada estrato foi ajustado um modelo de volume por meio da equação 1. Em seguida foram feitos testes com a ferramenta desenvolvida, onde foram analisadas as topologias de RNA com neurônios da camada escondida variando de 1 a 10, sendo que foram realizados 500 iterações para o treinamento de cada RNA. Para cada topologia foram feitos 100 treinamentos, sendo armazenado o MSE de cada RNA treinada aplicada ao grupo de validação. Ainda foram feitos cálculos de desvio padrão, obtido da variação entre os 100 treinamentos, relativo aos MSE obtidos de cada topologia, e por fim, foram mantidos os melhores ajustes e aplicados ao grupo de teste, tal como o modelo estatístico.

As comparações entre os modelos estudados foi feita principalmente avaliando os resultados obtidos referentes ao conjunto de teste. Foi estimado o volume das mesmas árvores utilizando cada um dos dois métodos estudados, provendo uma base consistente para a comparação entre a aplicação dos métodos.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

As topologias de redes que continham de dois a cinco neurônios obtiveram os melhores resultados ao se realizar os 100 treinamentos, sendo que a RNA com três neurônios na camada oculta obteve o melhor MSE médio com valor 0,0079 e ainda obteve baixo desvio padrão (0,0045), ou seja, podemos avaliar essa topologia de rede como adequada para este problema.

A partir do ajuste do modelo de Schumacher e Hall (1993) para cada estrato foi aplicada à toda base de dados o sistema de equações, retornando um $MSE_{S\&H}=0,0065$ quando confrontado os valores estimados e observados. Foi realizado o mesmo teste para as RNAs com topologia de 3 neurônios. O resultado obtido ao se aplicar em toda a base de dados foi $MSE_{RNA}=0,0047$. Cabe ressaltar que tal aplicação das RNAs é tendenciosa, pois os pesos de ajuste da RNA foram obtidos com parte dos dados ao qual o modelo foi aplicado (grupo de treinamento). De acordo com Braga *et. al.* (2000) as RNAs, por se tratarem de heurísticas, tendem a se adequar aos dados os quais foram ajustados, sendo assim, o modelo pode não ter boa capacidade de generalização, e ainda sim apresentar bons resultados em termos de MSE. Esse teste foi realizado apenas como comparação ao se utilizar a forma pela qual são aplicados os modelos estatísticos no setor florestal.

Os resultados obtidos pela comparação entre os resultados obtidos pela aplicação dos dois métodos estudados, para o conjunto de teste são apresentados na Tabela 1.

Tabela 1 - Comparação entre resultados obtidos para o conjunto de teste entre os métodos estudados

Teste/Topologia	MSE_Schumacher e hall	MSE_RNA_médio	MSE_RNA_melhor
1	0,002825	0,006726	0,003178
2	0,006047	0,005310	0,003090
3	0,016439	0,016191	0,014577
4	0,006008	0,004552	0,002086
5	0,006083	0,007475	0,005294
6	0,009189	0,009500	0,006586
7	0,002246	0,003580	0,001043
8	0,004564	0,006723	0,003158
9	0,006493	0,008969	0,005374
10	0,001570	0,003621	0,001308

Todas as topologias estudadas apresentaram bons resultados quando comparadas com o resultado obtido pelo modelo de Schumacher e Hall. Sendo que em média, apenas algumas topologias não obtiveram um MSE menor do que o modelo estatístico. Ao se avaliar os melhores ajustes das topologias de RNAs avaliando o MSE, praticamente todos se mostraram superiores ou compatíveis ao ajuste pelo modelo estatístico, em nível de qualidade de ajuste.

Deve-se levar em consideração que à facilidade do uso das RNAs confrontadas ao modelo estatístico, decorre do fato das árvores estudadas estarem situadas em locais distintos, possuírem diferentes idades e ainda serem de espécies diferentes. Assim sendo, foi necessária a divisão dos dados de entrada em 10 estratos. Isto gerou a necessidade de 10 ajustes de equações do modelo de Schumacher e Hall, sendo um ajuste por estrato. O que não ocorre com a aplicação das RNAs, aonde foi apenas adicionada uma coluna na tabela de entrada de dados para alimentar o *Software* desenvolvido, contendo os estratos referentes a cada árvore.

CONCLUSÃO

Mesmo que os resultados gerados pelas RNAs não sejam fixos, ou seja, tais resultados não retornarem sempre o mesmo resultado por se tratarem de heurísticas, os ajustes gerados se mostram melhores do que os ajustes obtidos pelo modelo estatístico testado. Outro fator relevante é a facilidade de uso das RNAs, aonde podem ser adicionadas novas variáveis de entrada sem que seja preciso fazer alterações no modelo, ou na forma de aplicação.

Com bons ajustes e facilidade de uso agregada, as empresas florestais podem optar por utilizar as RNAs, ao invés dos modelos estatísticos tradicionais, para solucionar problemas que envolvem tomada de decisão. As ferramentas da inteligência computacional, como as RNAs, podem ser utilizadas em vários outros problemas

associados ao setor florestal. Uma cooperação maior entre as áreas de tecnologia da informação e o setor florestal pode vir a trazer grandes benefícios ao setor florestal brasileiro.

REFERÊNCIAS

BRAGA, A. P.; CARVALHO, A. C. P. L. F.; LUDERMIR, T. B. **Redes Neurais Artificiais: Teoria e aplicações**. [S.l.]: Livros Técnicos e Científicos (LTC), 248 p., 2000.

CAMPOS, J. C. C.; LEITE, H. G. **Mensuração florestal: perguntas e respostas**. 2. ed.[S.l.]: Viçosa: UFV, 470 p., 2006.

GORGENS, E. B. **Estimação do volume de árvores utilizando redes neurais artificiais**. 84 p., 2006.

PIRES, D. M. **Modelagem FUZZY na estimativa do volume de árvores de EUCALYPTUS sp**. Monografia (Graduação) | Lavras: UFLA, 46 p., 2007.

SCHUMACHER, F. X.; HALL, F. S. **Logarithmic expression of timber-tree volume**. Journal of Agricultural Research, v. 47, n. 9, p. 719-734, 1993.

SILVA, M. L. M. da; BINOTI, D. H. B; GLERIANI, J. M; LEITE, H. G. **Ajuste do modelo de Schumacher e Hall e aplicação de redes neurais artificiais para estimar o volume de árvores de eucalipto**. Revista Árvore, v. 33, n. 6, p. 1133-1139, 2009.

ESTIMATIVA DO VOLUME DE POVOAMENTO POR MEIO DE REDES NEURAIAS ARTIFICIAIS EM FLORESTAS NATURAIS

Eduarda Gabriela Santos Cunha¹, Stênio Abdanur Porfírio Franco², Márcio Leles Romarco de Oliveira³, Evandro Luiz Mendonça Machado⁴, Gilciano Saraiva Nogueira⁵, Israel Marinho Pereira⁶, Aderlan gomes da Silva⁷

¹ Engenheira Florestal, Mestranda - UFVJM, eduardagscunha@gmail.com;

² Engenheiro Florestal, Mestre - UFVJM, steniofranco@hotmail.com;

³ Engenheiro Florestal, Doutor - UFVJM, marcioromarco@gmail.com;

⁴ Engenheiro Florestal, Doutor - UFVJM, machadoelm@gmail.com;

⁵ Engenheiro Florestal, Doutor - UFVJM, nogueirags@gmail.com,

⁶ Engenheiro Florestal, Doutor - UFVJM, imarinhopereira@gmail.com ;

⁷ Engenheiro Florestal, Doutor IFMG, aderlan@gmail.com

Resumo

Objetivou-se neste trabalho determinar o volume de povoamento por redes neurais artificiais (RNAs). O remanescente de Floresta Estacional Semidecidual possui aproximadamente 162 hectares localizado em Curvelo, MG, no qual foram alocadas sistematicamente 25 unidades amostrais de 400 m² e todos os indivíduos vivos com DAP ≥ 5 cm foram mensurados. Foram ajustadas 16 (RNAs) do modelo *Multilayer Perceptron* (MLP). Além das variáveis contínuas para estimar os volumes de fuste, também foi utilizada a variável categórica ‘qualidade de fuste’ (*Qf*) nas camadas de entrada das redes. As estimativas dos volumes foram avaliadas por meio de gráficos e pelo teste estatístico “*F*” de Graybill a 95% de probabilidade. A metodologia de RNAs foi de desempenho satisfatório na quantificação do volume de florestas nativas. A utilização da classe de fuste associada às variáveis contínuas apresentou melhoria na acurácia das estimativas do volume de fuste.

Palavras chaves: Floresta Estacional Semidecidual; qualidade de fuste; inteligência artificial.

Abstract

Estimated volume of stand through artificial neural networks in natural forest. The purpose of this work was to determine the volume of stand through artificial neural networks (ANNs). The remnant of semideciduous forest has approximately 162 hectares located in Curvelo, MG, in which 25 sampling units of 400 m² were allocated systematically and all living trees with DBH ≥ 5 cm were measured. Sixteen ANN of Multilayer Perceptron model were adjusted. Besides of the continuous variable to estimate the stem volume, it was also utilized the categorical variable “quality of the stem” in the net entrances layers. The volume estimative were evaluated through graphics and also by statistic test “*F*” of Graybill at 95% of probability. The methodology of the ANNs was the satisfying performance in qualifying the volume of the native forests. The utilization of stem class associated to continuous variables showed improvement in the accuracy of the estimates of stem volumes.

Key words: semideciduous forest; stem quality; artificial intelligence.

INTRODUÇÃO

O manejo florestal preza pelo uso racional dos recursos florestais, buscando não intervir na conservação do ambiente, através de práticas e técnicas silviculturais sustentáveis. O adequado monitoramento dos povoamentos florestais gera informações relevantes para o entendimento dinâmico do potencial produtivo e auxilia o manejador nas tomadas de decisão. A estimativa do volume das árvores e de todo o povoamento em levantamentos florestais, além de serem exigências legais, fornecem informações sobre o estoque madeireiro e dá noção do potencial produtivo das florestas. O volume de povoamento pode ser estimado por meio do somatório dos volumes individuais das árvores, ou aferido diretamente utilizando-se como variáveis explicativas, por exemplo, a área basal por unidade de área (m².ha⁻¹) e a média das alturas totais ou dominantes das árvores (COLE, 1971).

Uma alternativa que vem sendo utilizada para estimar o volume de árvores é a aplicação de redes neurais artificiais (RNAs), que são sistemas paralelos distribuídos compostos por unidades de processamento simples (neurônios artificiais) que computam determinadas funções matemáticas (BRAGA *et al.*, 2007).

Utilizando um conjunto de exemplos previamente conhecido, as RNAs são capazes de generalizar o conhecimento assimilado para um conjunto de dados desconhecidos, além de extrair características não explícitas de um conjunto de informações que lhes são fornecidas como exemplos (KOVACS, 1996).

A aplicação desse sistema computacional no manejo de florestas aprimorado com uso de técnicas de biometria e inventário florestal, permite maior acurácia na estimação da produção, dando maior suporte à tomada de decisão (CASTELLANOS *et al.*, 2007). Alguns autores (DIAMANTOPOULOU, 2005; SILVA *et al.*, 2009;

GORGENS *et al.*, 2009; BINOTI, 2012) apontaram a metodologia de RNAs como uma ferramenta eficiente e recomendada para auxiliar na quantificação volumétrica de florestas plantadas, no entanto, a literatura ainda é escassa quanto a utilização dessa técnica para estimar o volume individual de árvores, bem como o volume de povoamento de florestas naturais, o que justifica a realização de pesquisas aplicadas.

O trabalho teve como objetivo determinar o volume de fuste do povoamento por redes neurais artificiais, além de verificar a influência da associação da classe de qualidade de fuste às variáveis contínuas na acurácia das estimativas do volume do povoamento obtidas por redes neurais artificiais.

MATERIAL E MÉTODOS

O remanescente de Floresta Estacional Semidecidual possui aproximadamente 162 hectares e está localizado na Fazenda Experimental do Moura em Curvelo, MG, no qual foram alocadas sistematicamente 25 unidades amostrais de 400 m² (10 X 40 m). Todos os indivíduos vivos do compartimento arbóreo-arbustivo, que possuíam fuste com DAP $\geq$ 5 cm, foram mensurados. Suas variáveis dendrométricas foram utilizadas para obter as estimativas de área basal por unidade de área (m².ha⁻¹) e alturas de fuste médias (medidas em metros).

Devido à impossibilidade legal de cortar árvores para realização da cubagem rigorosa e a impraticabilidade de cubar indivíduos em pé com auxílio de instrumentos nesses ambientes, os volumes de fuste com casca (V_{fc}) foram obtidos por equações específicas para a tipologia da região, de acordo com a CETEC (1995), sendo tomados como padrões (“observados”) e utilizados para se obter os volumes de povoamento observados por parcela (por meio do somatório dos volumes das árvores).

Foram ajustadas 16 redes neurais artificiais do modelo *Multilayer Perceptron* (MLP), com o auxílio da ferramenta *Intelligent Problem Solver* do software STATISTICA 10.0 (STATSOFT, 2010), sendo essas redes utilizadas para estimar o volume de fuste de povoamento, em m³.ha⁻¹ (V_f) em função da área basal por unidade de área (B) e a altura média dos fustes (H_f). Nas redes do tipo MLP, a função de ativação (não linear) aplicada a cada neurônio, utiliza como argumento o produto escalar do vetor de entrada (x) e do vetor peso (w) associado a esse nodo, possui pelo menos uma camada oculta de processamento e alto grau de conectividade entre os neurônios, a qual é definida pelos pesos sinápticos (SILVA *et al.*, 2009). Para essas redes, o treinamento é do tipo *feedforward* e se dá pelo método supervisionado. Foi utilizada a proporção de 70% dos dados para treinamento e 30% para teste e validação das redes neurais geradas.

Das 16 redes ajustadas, 8 utilizaram apenas as variáveis contínuas (área basal por unidade de área (B) e a altura média dos fustes (H_f)) para estimar os volumes de fuste por parcela. Enquanto, nas outras 8 redes, além das variáveis contínuas, foi utilizada a variável categórica ‘qualidade de fuste’ (Q_f) nas camadas de entrada das redes, que classifica os indivíduos em “bom”, “regular”, e “inferior” em relação ao seu aproveitamento volumétrico. As notas foram dadas quanto à sanidade (presença de ocos) e tortuosidade dos fustes, segundo Amaral *et al.* (1998).

Entre as redes geradas foram selecionadas 4 redes para estimativas do volume em função das variáveis contínuas e 4 redes para contínuas mais categóricas, gerando gráficos de resíduos percentuais, buscando identificar possíveis discrepâncias ou tendências nas estimativas obtidas. Os volumes estimados foram comparados com os correspondentes volumes observados por meio do teste “ F ” de Graybill (GRAYBILL, 1976) a 95% de

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Foram registrados 1.105 indivíduos arbóreo-arbustivos vivos com pelo menos um DAP igual ou superior a 5 cm, sendo que foram identificados 1.012 indivíduos até o nível específico, distribuídos em 114 espécies, 91 gêneros e 41 famílias. Registrou-se 1.183 fustes de porte arbóreo-arbustivo com DAP igual ou superior a 5 cm, e a área basal encontrada foi de 25,50 m².ha⁻¹. De acordo com as equações do CETEC (1995), o volume de fuste com casca obtido pelo somatório dos volumes individuais para as 25 unidades amostrais foi em média 70,60 m³.ha⁻¹.

Pela análise gráfica da Figura 1, para as estimativas de volume de fuste por unidade de área em m³.ha⁻¹, foi verificado que as redes neurais artificiais número 1a, 2a e 4a apresentaram os melhores ajustes entre as redes geradas, todas utilizando as duas variáveis contínuas na camada de entrada. Entre essas redes, a rede 4a foi selecionada como a de estimativas mais aproximadas, por exibir as menores dispersões residuais em porcentagem em relação aos volumes de fuste observados, apresentando somente uma leve tendência à superestimação dos volumes nas classes inferiores e subestimação nas classes medianas. A arquitetura dessa rede é formada por duas variáveis na camada de entrada (B e H_f) e duas camadas ocultas ou de processamento contendo 15 e 13 neurônios em cada.

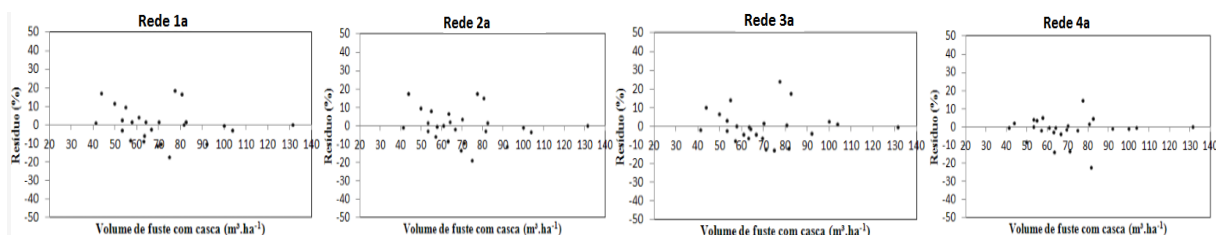


Figura 1 – Distribuição dos resíduos percentuais das redes neurais artificiais ajustadas (Variáveis contínuas) para estimar os volumes de fuste com casca, em $\text{m}^3.\text{ha}^{-1}$, em um remanescente de Floresta Estacional Semidecidual em Curvelo, MG.

Pelos resultados obtidos dos testes “F” de Graybill, todas as redes neurais geradas para quantificar o volume de fuste por unidade de área (V_f) apresentaram estimativas estatisticamente semelhantes aos volumes considerados por este trabalho, a 95% de probabilidade, como apresentado na Tabela 1.

Tabela 1 – Valores observados do teste “F” de Graybill a 95% de probabilidade, para as redes neurais artificiais (Variáveis contínuas) que estimam o volume de fuste (V_f) em $\text{m}^3.\text{ha}^{-1}$ em um remanescente de Floresta Estacional Semidecidual em Curvelo, MG.

Redes V_f	$F(\text{Ho})_{\text{obs}}$	Probabilidade	Redes V_f	$F(\text{Ho})_{\text{obs}}$	Probabilidade
1a	0,188 ^{ns}	0,6686	5a	2,690 ^{ns}	0,1145
2a	0,319 ^{ns}	0,5776	6a	1,451 ^{ns}	0,2406
3a	0,006 ^{ns}	0,9389	7a	0,652 ^{ns}	0,4276
4a	0,409 ^{ns}	0,5287	8a	0,408 ^{ns}	0,5292

ns: valores não significativos a 95% de probabilidade, pelo teste “F” de Graybill.

Pela análise gráfica da Figura 2, para as estimativas de volume de fuste por unidade de área em $\text{m}^3.\text{ha}^{-1}$, verifica-se que todas as redes apresentaram os maiores desvios nas classes de menores volumes. As redes 1b, 2b, 3b e 4b, que além das variáveis contínuas B e H_f , também utilizaram a qualidade de fuste como variáveis explicativas e obtiveram os melhores resultados, com predomínio de tendência à subestimação volumétrica nas classes inferiores de volume. Entre as redes apresentadas na figura 2, a rede 1b foi selecionada como a de estimativas mais aproximadas, por exibir as menores dispersões residuais em porcentagem em relação aos volumes de fuste observados. A arquitetura desta rede é formada por três variáveis na camada de entrada (B , H_f e QF) e uma camada oculta ou de processamento contendo 7 neurônios.

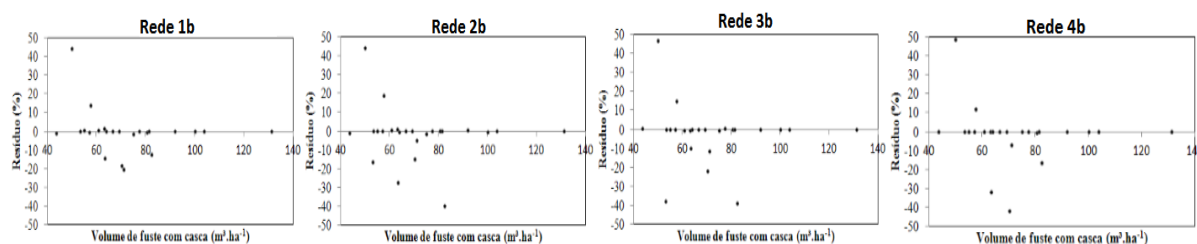


Figura 2 – Distribuição dos resíduos percentuais das redes neurais artificiais ajustadas (variáveis contínuas e a categórica ‘qualidade de fuste’) para estimar os volumes de fuste com casca, em $\text{m}^3.\text{ha}^{-1}$, em um remanescente de Floresta Estacional Semidecidual em Curvelo, MG.

De acordo com a Tabela 2, das redes ajustadas para estimar os volumes de fuste, apenas a rede neural 5b apresentou valor significativo para o teste “F” de Graybill, inferindo que seus valores estimados são estatisticamente diferentes dos observados, a 95% de probabilidade.

Os resultados indicaram que para estimativas do volume de fuste de povoamento por unidade de área, recorrendo-se à aplicação de redes neurais, o acréscimo da variável categórica (qualidade de fuste) na camada de entrada pode aumentar a acuracidade das estimativas, auxiliando quantificações volumétricas comerciais.

Tabela 2 – Valores observados e probabilidades para o teste “F” de Graybill a 95% de probabilidade, para as redes neurais artificiais (variáveis contínuas e a categórica ‘qualidade de fuste’) que estimam o volume de fuste (Vf) em m³.ha⁻¹ em um remanescente de Floresta Estacional Semidecidual em Curvelo, MG.

Redes Vf	F(Ho) _{obs}	Probabilidade	Redes Vf	F(Ho) _{obs}	Probabilidade
1b	1,874 ^{ns}	0,1842	5b	5,096*	0,0337
2b	0,703 ^{ns}	0,4104	6b	1,128 ^{ns}	0,2992
3b	1,224 ^{ns}	0,2800	7b	2,921 ^{ns}	0,1008
4b	2,580 ^{ns}	0,1218	8b	1,373 ^{ns}	0,2532

* valores significativos a 95% de probabilidade, pelo teste “F” de Graybill.

n.s.:valores não significativos a 95% de probabilidade, pelo teste “F” de Graybill.

CONCLUSÕES

A utilização de redes neurais artificiais na estimação do volume de povoamento de florestas naturais propicia um desempenho estatisticamente satisfatório pelo teste “F” de Graybill a 95% de probabilidade.

A associação da variável categórica “qualidade de fuste” às variáveis contínuas para estimar o volume de fuste do povoamento neste trabalho, mostrou-se eficiente na melhoria da acurácia das estimativas obtidas.

REFERÊNCIAS

AMARAL, P.; VERÍSSIMO, A.; BARRETO, P.; VITAL, E. **Floresta para sempre: um manual para a produção de madeira na Amazônia**. Belém: IMAZON, 1998. 137p.

BINOTI, M. L. M. S. **Emprego de redes neurais artificiais em mensuração e manejo florestal**. 2012. 130 f. Tese (Doutorado em Ciência Florestal) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2012.

BRAGA, A. P.; CARVALHO, A. P.; LUDERMIR, T. B. **Redes Neurais Artificiais - Teoria e Aplicações**. Rio de Janeiro: LTC Editora, 2007.

CASTELLANOS, A.; BLANCO, A. M.; PALENCIA, V. Applications of radial basis neural networks for area forest. **International Journal Information Theories and Applications**, v.14, p.218-222, 2007.

CETEC. **Desenvolvimento de equações volumétricas aplicáveis ao manejo sustentado de florestas nativas do estado de Minas Gerais e outras regiões do país**. Fundação Centro Tecnológico de Minas Gerais, Belo Horizonte, 1995.

COLE, D. M. **A cubic-foot stand volume equation for Lodgepole pine in Montana and Idaho**. Ogden, Utah: United States Department of Agriculture Forest Service Research. 1971. 8p. (Note, 150).

DIAMANTOPOULOU, M. J. Artificial neural networks as an alternative tool in pine bark volume estimation. **Computers and Electronics in Agriculture**, Amsterdam, v. 48, n.3, p. 235-244, 2005.

GORGENS, E. B.; LEITE H. C.; SANTOS H. N.; GLERIANI, J. M. Estimação do volume de árvores utilizando redes neurais artificiais. **Revista Árvore**, Viçosa, MG, v.33, n.6, p.1141-1147, 2009.

GRAYBILL, F. A. **Theory and application of the linear model**. Massachusetts: Ouxburg Press, 1976. 704p.

KOVACS, Z. L. **Redes neurais artificiais: fundamentos e aplicações**. 2.ed. São Paulo: Colledium Cognitio, 1996. 174p.

SILVA, M. L. M.; BINOTI, D. H. B.; GLERIANI, J. M.; LEITE, H. G. Ajuste do modelo de Schumacher e Hall e aplicação de redes neurais artificiais para estimar volume de árvores de eucalipto. **Revista Árvore**, Viçosa, MG, v.33, n.6, p.1133-1139, 2009.

STATSOFT, Inc., 2010. STATISTICA (Data Analysis Software System), version 10.0. <http://www.statsoft.com>.

ESTIMATIVA HIPSOMÉTRICA DE *Tectona grandis* NO MUNICÍPIO DE MORRO DA GARÇA – MG, UTILIZANDO MODELOS E REDES NEURAIS ARTIFICIAIS

Guilherme Corrêa de Freitas ¹, Emílio Gonçalves de Souza ², Gilciano Saraiva Nogueira ³, Marcio Leles Romarco de Oliveira ⁴, Petrônio Henrique Alves ⁵, Gabriela Paranhos Barbosa ⁶

¹ Engenheiro Florestal, Mestrando em Ciência Florestal – PPGCF – UFVJM, guilhermecflorestal@gmail.com.

² Engenheiro Florestal, Mestrando PPGCF, DEF – UFVJM, egflorestal@gmail.com.

³ Engenheiro Florestal, D.S. em Ciência Florestal, Prof. DEF – UFVJM, nogueirags@yahoo.com.br.

⁴ Engenheiro Florestal, D.S. em Ciência Florestal, Prof. DEF – UFVJM, marcioromarco@gmail.com.

⁵ Engenheiro Florestal, Mestrando PPGCF, DEF – UFVJM, petparauna@gmail.com.

⁶ Engenheira Florestal, Mestranda PPGCF, DEF – UFVJM, barbosa_gabriella@hotmail.com.

Resumo

Objetivou-se estudar um plantio de sete hectares de *Tectona grandis* no município de Morro da Garça – MG, obtendo estimativas hipsométricas por diferentes modelos e redes neurais artificiais (RNAs). Foram alocadas sete parcelas de 1156 m², por amostragem sistemática, mensurando a circunferência a 1,30 m do solo (CAP), altura total (Ht) e altura dominante (Hd). Utilizou-se um modelo em função do diâmetro a 1,30 m do solo (DAP) ajustado por parcela e para o povoamento, e outro em função do DAP e Hd, ajustado apenas em relação ao povoamento. Foram empregadas também 1400 RNAs, sendo 700 treinadas para o povoamento e 100 por parcela. Efetuou-se a comparação entre as alternativas por análise de resíduos. O modelo em função do DAP e as RNAs considerando parcelas individualmente, geraram melhores resultados. Mostrou-se que é possível substituir modelos hipsométricos por RNAs sem perder qualidade e precisão das estimativas.

Palavras-chave: mensuração florestal; crescimento e produção; modelagem de teca; variável dendrométrica.

Abstract

Hypsometric estimations of Tectona grandis in Morro da Garça – MG, using models and artificial neural networks. The objective was to study a stand of seven hectares of *Tectona grandis* in Morro da Garça – MG, obtaining hypsometric estimates by different models and artificial neural networks (ANNs). There were allocated 7 plots with 1156 m², by systematic sampling, measuring circumference at 1,30 m of soil (CBH), total height (Ht) and dominant height (Hd). It was used a model in function with diameter at 1,30 m of soil (DBH) adjusted per plot and stand, and other in function with DBH and Hd, only adjusted for the stand. There were employed 1400 ANNs, being 700 trained for the stand and 100 per plot. Comparison was made among the alternatives by residuals analysis. The model in function with DBH and the ANNs, considering plots individually, generated best results. It was demonstrated that is possible to substitute hypsometric models by ANNs without losing estimations quality and precision.

Keywords: forest mensuration; growth and yield; teak modeling; dendrometric variable.

INTRODUÇÃO

O setor florestal vem angariando importância cada vez maior no desenvolvimento de diversos países, sendo a quantidade de florestas plantadas e seu benefício gerado indicadores desse crescimento no mercado mundial. Segundo a ABRAF (2013), em 2012 o Brasil apresentou área plantada total de 7.185.943 hectares (ha), sendo as principais espécies pertencentes aos gêneros *Eucalyptus* e *Pinus* (70,8% e 22%, respectivamente). Além destas, a espécie *Tectona grandis* L. f. apresenta-se em contínuo crescimento, com mais de 67 mil hectares implantados. Originária das florestas tropicais do subcontinente índico e sudeste asiático, principalmente na Índia, Burma, Tailândia, Laos, Camboja, Vietnã e Java, a teca é uma das espécies mais valiosas na produção madeireira. Possui grande uso na carpintaria, marcenaria, laminação, construção naval, confecção de objetos e móveis de luxo. Este sucesso pode ser explicado por diversas características favoráveis ao mercado, como beleza, densidade de 0,65g/cm³, durabilidade, rusticidade e resistência. O valor *Free on Board* (FOB) no mercado internacional pode superar o valor do mogno, flutuando entre US\$ 400,00 e US\$ 3500,00/m³ (CI FLORESTAS, 2013).

Neste contexto, tornou-se necessário estudar e aplicar metodologias mais adequadas ao desenvolvimento, buscando otimizar os resultados. Empregando-se estudos de crescimento e produção, modelos matemáticos e ferramentas de pesquisa operacional podem gerar estimativas viáveis. Os modelos utilizam normalmente técnicas de regressão para estabelecerem a equação que melhor represente a relação entre variáveis dependentes e independentes (BANZATTO; KRONKA, 2006). Na pesquisa operacional, as Redes Neurais Artificiais (RNAs) são empregadas no setor florestal como uma forma alternativa para predição e descrição do comportamento entre variáveis.

As RNAs são modelos computacionais desenvolvidos por analogia ao funcionamento de redes sinápticas biológicas, com intuito de desempenhar determinada tarefa. Apresentam como elementos constituintes básicos os

neurônios artificiais, que se encontram paralelos (camadas) e conectados (sinapses). Estas conexões associam-se a pesos, armazenando e disponibilizando conhecimento expressado pela rede (HAYKIN, 2001). Dessa forma, o presente trabalho tem por objetivo estudar um plantio de *Tectona grandis* no município de Morro da Garça – MG, efetuando estimativas da altura total (*Ht*) por diferentes modelos hipsométricos e redes neurais artificiais.

MATERIAL E MÉTODOS

O estudo foi realizado na Fazenda Boa Vista (18°31,860' Sul e 44°35,332' Oeste), situada na zona rural do município de Morro da Garça, região central de Minas Gerais. O município apresenta clima tropical com estação seca, classificada como Aw segundo Köppen-Geiger, com pluviosidade média local de 1118,9 mm, distribuídos entre os meses de setembro e março, e temperatura média anual de 22,6°C (GRAÇA, 2010). O plantio de sete hectares de *Tectona grandis* foi realizado em 2007, sendo todo processo de implantação efetuado por mão de obra própria, desde a produção de mudas até o plantio em si.

O inventário foi realizado na idade de 53 meses, utilizando amostragem sistemática, alocando sete parcelas de 1156 m² (132 indivíduos/cada). Mensurou-se a circunferência a 1,30 m do solo (*CAP* em centímetros) de todos os indivíduos da parcela, utilizando fita métrica convencional; e a altura total (em metros), de cinco indivíduos dominantes no plantio (*Hd*) e dez indivíduos normais (*Ht*) por parcela, utilizando clinômetro Haglof®. As árvores dominantes foram selecionadas perante análise visual e as demais alturas foram coletadas a partir dos dez primeiros indivíduos sadios da parcela.

Para estimativa hipsométrica dos demais indivíduos não mensurados em campo, efetuou-se ajuste do Modelo (1) de Curtis (KOEHLER *et al.*, 2010), por parcela e para todo povoamento (dados de todas parcelas); e o Modelo (2) de Campos *et al.* (1984), apenas em relação ao povoamento. A avaliação dos modelos foi efetuada quanto ao coeficiente de determinação ajustado (R^2 ajustado), erro padrão e distribuição de resíduos. Os modelos são descritos na forma:

$$\ln Ht = \beta_0 + \beta_1 DAP^{-1} + \varepsilon \quad (1)$$

$$\ln Ht = \beta_0 + \beta_1 \beta_1 DAP^{-1} + \beta_2 (\ln Hd) + \varepsilon \quad (2)$$

Em que:

Ht = altura total (m);

DAP = diâmetro a 1,30m do solo (cm), calculado a partir do *CAP* mensurado;

Hd = altura dominante (m);

β_i = parâmetros do modelo;

ε = erro aleatório; e,

Ln = logaritmo neperiano.

Foram analisadas 1400 redes do tipo *Multilayer Perceptron* (MLP) de três e quatro camadas, sendo 700 redes treinadas considerando todo povoamento e 100 redes por parcela. O uso de redes tipo MLP ocorreu devido à maior flexibilidade das mesmas ao gerar respostas em problemas de diferentes níveis de complexidade (JAIN *et al.*, 1996). No treinamento, utilizou-se como variáveis de entrada e saída o *DAP* e *Ht* observados, respectivamente, arquitetura do tipo *feedforward* e aprendizado supervisionado. Designou-se ao neurônio da camada de saída a função de ativação logística, dada por:

$$g(u) = 1/(1 + e^{-u}) \quad (3)$$

em que:

$g(u)$ = saída da função;

u = soma ponderada das entradas com os respectivos pesos sinápticos; e,

e = base neperiana.

O aprendizado das redes foi auxiliado pela ferramenta *Intelligent Problem Solver* (IPS) do *software* Statistica 7.0 (STATSOFT, INC, 2007), que utiliza 50% dos dados para treinamento, 25% para validação cruzada (critério de parada) e 25% para generalização. A seleção das redes foi efetuada a partir das performances de treinamento, validação cruzada e teste, que representam o valor de obtenção da rede, parada do treinamento e qualidade da rede, respectivamente. Desta forma, estes parâmetros devem ser estáveis, não podendo variar muito entre si (BINOTI, 2012). Além disso, outro critério de seleção foi a Raiz do Erro Quadrado Médio (RMSE) da validação cruzada, dada por:

$$RMSE = \frac{1}{Y_m} \sqrt{\left[\sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{Y}_i)^2 \right] / n} \quad (4)$$

em que:

Y_m = média das saídas observadas;

Y_i = valor observado da variável;

$\hat{Y}_i$ = valor estimado da variável;

n = número total de dados.

Foram selecionadas a melhor rede para todo o conjunto e a melhor para cada parcela, totalizando oito redes de estimativa da *Ht*. As alternativas foram avaliadas em relação aos modelos por gráficos de resíduos.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os modelos hipsométricos analisados apresentaram valores elevados de R^2 (Tabela 1), demonstrando que grande parte da variação observada em campo tem explicação na relação entre *Ht*, *DAP* e *Hd*. As características das melhores RNAs treinadas são apresentadas na Tabela 2.

Tabela 1 - Modelos ajustados e seus respectivos valores dos parâmetros (β_0 , β_1 e β_2) e R^2 ajustado.

Modelo	Situação	β_0	β_1	β_2	R^2 ajust.
1	Povoamento	2,5839	-4,5639	-	0,8775
	Parcela 1	2,6625	-4,8025	-	0,7906
	Parcela 2	2,5537	-4,2296	-	0,9508
	Parcela 3	2,7282	-5,4371	-	0,8037
	Parcela 4	2,2795	-3,3154	-	0,9176
	Parcela 5	2,7024	-4,9754	-	0,8027
	Parcela 6	2,4041	-3,8419	-	0,9019
	Parcela 7	2,8846	-6,0666	-	0,9135
2	Povoamento	1,8009	-3,9739	0,3576	0,9085

Tabela 2 - Características das Redes Neurais Artificiais (RNA) selecionadas.

Situação	Arquitetura*	Treino**	Validação**	Avaliação**	RMSE
Povoamento	1-2-1	0,3252	0,3946	0,3685	0,0683
Parcela 1	1-1-2-1	0,4536	0,3676	0,4096	0,1930
Parcela 2	1-8-1	0,2801	0,2596	0,2275	0,1046
Parcela 3	1-8-1	0,4072	0,3858	0,3351	0,0952
Parcela 4	1-8-1	0,1856	0,1799	0,1776	0,0508
Parcela 5	1-8-1	0,4660	0,4880	0,4203	0,1125
Parcela 6	1-8-6-1	0,3401	0,3198	0,3771	0,0556
Parcela 7	1-2-3-1	0,2807	0,2330	0,2449	0,0431

* número de neurônios por camada;** Índices do treino, validação e avaliação das redes selecionadas.

A Figura 1 apresenta a distribuição de resíduos dos modelos hipsométricos, da melhor RNA treinada com os dados de todas as parcelas (povoamento) e das melhores redes treinadas por parcela. O Modelo 1 ajustado por parcela e as RNAs treinadas por parcela foram os melhores resultados encontrados, apresentando resposta semelhante pela análise dos resíduos. Isto pode ser explicado pela variação entre indivíduos dentro de uma parcela ser menor que a variação entre parcelas. Ambas metodologias podem ser consideradas adequadas à estimativa da altura total. Desta forma, o presente estudo corrobora com Binoti (2012), demonstrando que as redes neurais artificiais podem ser utilizadas, em alguns casos, para substituir modelos hipsométricos com qualidade e eficiência. No entanto, as alternativas podem se tornar inviáveis com um número muito elevado de parcelas mensuradas, devido ao ajuste efetuado por parcela.

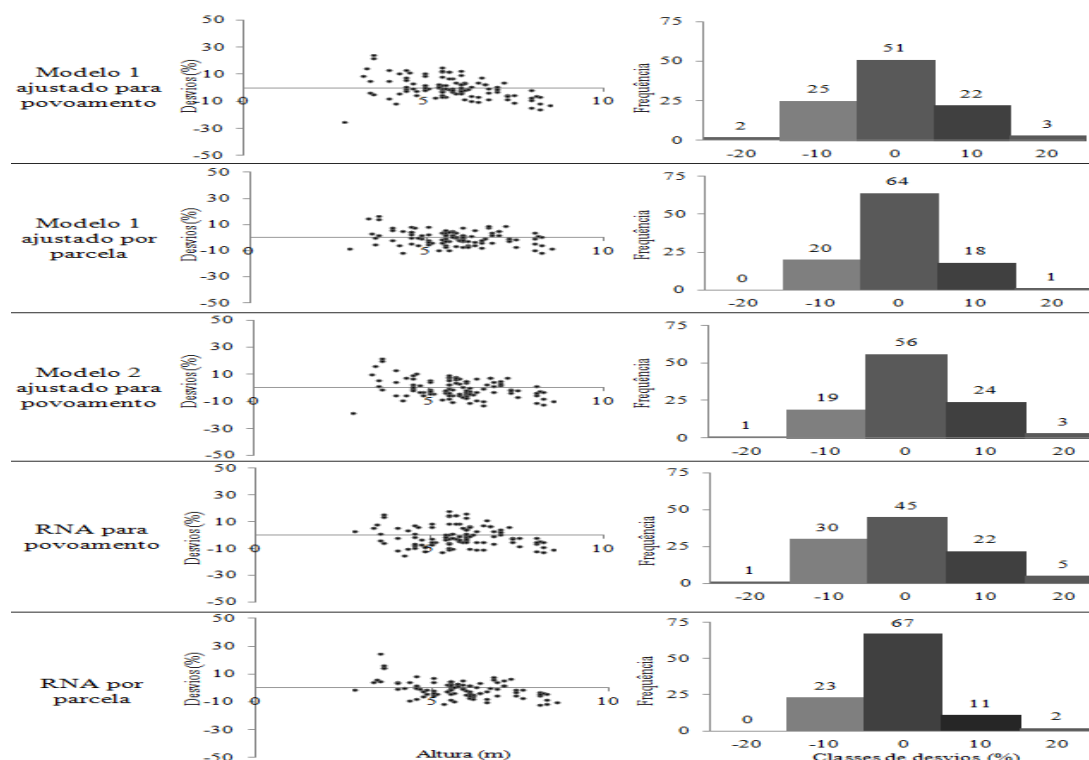


Figura 1 - Distribuição de desvios (%) das alternativas de estimativa hipsométrica.

CONCLUSÕES

Com base nos resultados obtidos, pode-se concluir que o modelo em função do *DAP* e as redes neurais artificiais, ambos considerando as parcelas individualmente, geraram as melhores estimativas. Mostrou-se ainda a possibilidade de substituir modelos hipsométricos por RNAs sem perder qualidade e precisão nos resultados.

REFERÊNCIAS

- ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE PRODUTORES DE FLORESTAS PLANTADAS – ABRAF. **Anuário estatístico da ABRAF 2013, ano base 2012**. Brasília, 2013. 148 p.
- BANZATTO, D. A.; KRONKA, S. N. **Experimentação Agrícola**. FUNEP, ed. 4. Jaboticabal – SP, 2006.
- BINOTI, M. L. M. S. **Emprego de Redes Neurais Artificiais em mensuração e manejo florestal**. 130 f. Tese (Doutorado em Ciência Florestal) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2012.
- CAMPOS, J. C. C; RIBEIRO, J. O.; PAULA NETO, F. **Inventário florestal nacional, reflorestamento**: Minas Gerais. IBDF - Brasília. 1984. 126 p.
- CENTRO DE INTELIGÊNCIA EM FLORESTAS – CIFlorestas. **Teca**. Disponível em: <www.ciflorestas.com.br/texto.php?p=teca>. Acesso em: 02/06/2013.
- GRAÇA, R. F. P. **Mapeamento geológico da porção norte da folha Morro da Garça – SE.23-Z-A-IV**. 114 f. Trabalho geológico (Bacharelado em Geologia) – Instituto de Geociências, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2010.

HAYKIN, S. **Redes Neurais**: princípios e prática. Hamilton, Canadá. Bookman, 2001. ed. 2. 900 p.

JAIN, A. K.; MAO, J.; MOHIUDDIN, K. M. Artificial Neural Networks: A Tutorial. **Computer**, Washington D.C. v. 29, n. 3, p. 31 – 44, 1996.

KOEHLER, A. B.; CORAIOLA, M.; NETTO, S. P. Crescimento, tendências de distribuição das variáveis biométricas e relação hipsométrica em plantios jovens de *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Ktze., em Tijucas do Sul, PR. **Scientia Forestalis**, Piracicaba, v. 38, n. 85, p. 53 – 62. 2010.

STATSOFT, INC. **Statistica** (data analysis software system), version 7. 2007. <www.statsoft.com>.

FERRAMENTAS GEOTECNOLÓGICAS APLICADAS À CLASSIFICAÇÃO DE SÍTIOS FLORESTAIS – UMA ALTERNATIVA METODOLÓGICA

Ângela Maria Klein Hentz¹, Lara Clímaco de Melo¹, Ana Paula Dalla Corte², Carlos Roberto Sanquetta²

¹ Mestranda em Engenharia Florestal pela Universidade Federal do Paraná – UFPR: angelakhentz@gmail.com; laracmelo@gmail.com

² Prof. Dr. do Departamento de Engenharia Florestal da Universidade Federal do Paraná – UFPR: anapaulacorte@gmail.com; carlos_sanquetta@hotmail.com.

Resumo

Este trabalho objetiva demonstrar o potencial da aplicação das geotecnologias para a geração customizada de classes de sítios florestais nos talhões. Para tanto, foram avaliadas as classes de declividade, textura e tipo de solo, bem como, a classificação tradicional de índice de sítio pelo método de Assmann. Pretendeu-se identificar as variáveis potenciais para otimizar a operacionalização e predição da produção, além de extração florestal. Usou-se dados de um plantio de *Pinus taeda* L. de uma empresa florestal localizada no Paraná. Os dados de classes de sítio, tipo de solo, textura e declividade foram espacialmente cruzados e, em análise, não foram observadas influências diretas dessas variáveis na classificação do sítio. Desse modo, a foi direcionada para a avaliação dessas variáveis em questões operacionais. Foi encontrado que apenas 10,81% da área apresenta condições de baixa restrição a mecanização, enquanto a maior parte é considerada de média restrição para alta restrição. Palavras-chave: Planejamento, otimização florestal, produtividade, declividade.

Abstract

Geotechnologies tools applied to the classification of forest sites – methodological alternative. This study aimed to demonstrate the potential of the application of geo-technologies for the generation of custom classes forest sites in fields. For both, were evaluated classes of slope, soil texture and soil type, as well as the traditional classification of index of site by method of Assmann. We sought to identify the potential variables to optimize the operationalisation and prediction of production, in addition to forest extraction. We used data from a planting of *Pinus taeda* L. a forest company located in Parana. The data of classes of site, soil type, soil texture and slope were spatially crossed and, in analysis, there were no direct influences of these variables in the classification of the site. In this way, was directed to the assessment of these variables in operational matters. It was found that only 10.81% of the area presents conditions of low restriction mechanization, while the greater part is considered medium restriction for high restriction.

Keywords: Planning, forest optimization, forest productivity, slope.

INTRODUÇÃO

O planejamento é uma ferramenta indispensável no auxílio e norteamto da gestão. Em empreendimentos florestais, cujas operações estão sujeitas às forças naturais, os projetos executáveis são mais complexos, onde resultados satisfatórios são condicionados a um correto planejamento, evitando-se problemas operacionais com consequente perda produtiva (ALCIDES, 2013). Em complemento, Brandeleiro *et al.* (2007) afirma que a qualidade de sítio enquanto capacidade de produção é um dos fatores auxiliares a esse plano de trabalho, garantindo o desenvolvimento do seguimento.

Na determinação das unidades de produção, dada pela classificação de sítios florestais, considera-se a soma de fatores do solo, topográficos, biológicos e climáticos (MIGUEL, 2009). Ainda segundo o autor, a altura das árvores dominantes é a variável dendrométrica que melhor explica as condições para uma correta classificação de sítio, no entanto, a qualidade dos sítios caracteriza-se como dinâmica, em que suas variáveis sofrem influência ao longo do tempo, sendo o índice de sítio uma medida resultante do acúmulo dessas condições de crescimento anteriormente citadas.

Considerando a determinação da produtividade de uma floresta com base num sistema completo de manejo visando à otimização dos recursos florestais, faz-se necessário integrar variáveis complementares que indiquem de forma mais eficaz a classificação de um sítio florestal, contribuindo, desse modo, no planejamento e na delimitação da produção. Diante desse contexto, objetiva-se com este trabalho a avaliação da declividade, textura e tipo de solo na classificação tradicional de índice de sítio, com vistas a uma identificação de potenciais variáveis que venham a otimizar a operacionalização e predição da produtividade além de avaliar a potencialidade da utilização de SIG para esta tarefa.

MATERIAL E MÉTODOS

Neste estudo foram considerados dados de uma empresa florestal, cujos plantios localizam-se na região nordeste do estado do Paraná, compostos pela espécie *Pinus taeda* L. Para a execução deste trabalho foram necessários os seguintes materiais:

- Arquivo vetorial com informação indicando a classificação do índice de sítio, a qual foi determinada com informações sobre altura dominante;
- Arquivo *Topodata* (interpolação dos dados *Shuttle Radar Topography Mission* - SRTM para precisão de 30 metros) da área de estudo, a partir do qual foram obtidos os valores de declividade da área;
- Arquivo vetorial com as classes de textura e solo do estado do Paraná, recortado para a área de estudo, disponibilizado pelo Instituto de Terras, Cartografia e Geociências (ITCG) do Paraná; e
- Software em ambiente SIG para o processamento dos dados.

A classificação original de sítios foi realizada com 252 pontos amostrais, ou seja, 252 valores de altura dominante. As alturas dominantes variaram de 6,7 até 37,2 m e foram interpoladas com o algoritmo do inverso das distâncias - IDW (*Inverse Distance Weighting*). O peso dado foi o valor inverso da distância entre cada ponto considerado, e para cada ponto interpolado foram incluídos os 12 vizinhos mais próximos. Devido à grande quantidade de dados, a classificação de sítios foi recortada para uma única fazenda, compreendendo a área de estudo deste trabalho. Dentro desse recorte encontraram-se somente as classes de sítio de II até V, representadas por valores de altura dominante de 7,9 até 23,4 m.

As classes de declividade foram obtidas após o processamento dos dados do arquivo *Topodata*, o qual agrega informações de altitude, latitude e longitude. Os valores de declividade foram expressos em porcentagem e, posteriormente, recortados para a área de estudo. Por fim, os dados de classe de sítio, tipo de solo, textura e declividade foram espacialmente cruzados, de forma que os temas com a mesma localização espacial fossem unidas, obtendo-se, assim, essas três informações para cada um dos talhões. A partir dessa agregação, analisou-se visualmente a potencialidade em se considerar essas variáveis na classificação de sítios, observando-se se as classes de sítio apresentavam as mesmas características relativas a solos e relevo, ou se apresentavam-se distintas.

Em complemento a análise da qualidade de sítio, buscou-se considerar as informações de textura e declividade no fator mecanização, ferramenta de viabilidade da produção florestal, onde avaliou-se o peso ponderado de cada um dos fatores considerados, sendo equacionados em classes de impedimento a mecanização, conforme a Tabela 1.

Tabela 1 - Classificação das variáveis declividade e textura do solo como limitantes a atividade de mecanização.

Declividade	Textura	Classe de impedimento
0-3%	Arenosa	1
3-6%	Média/Siltosa	2
6-12%	Argilosa	3
12-20%	Argila 2:1 ou muito Argilosa	4
20-40%	Muito Argilosa	5
>40%		6

Adaptado de Francisco *et al.* (2013).

RESULTADOS E DISCUSSÃO

De posse do resultado das informações cruzadas, observou-se que na área existem 3 tipos diferentes de solos, declividades que variaram de zero até 71% e classes de sítio de II até V. Dessa forma, observaram-se áreas com alta produtividade, classe II, e áreas com menor produção, classe V. Observou-se também três tipos diferentes de solos: Argissolos, Cambissolos e Neossolos. Sendo assim, foi possível considerar que a classificação de regiões homogêneas (sítios), somente considerando o fator produtividade, é bastante limitante, visto que mesmos sítios apresentam características topográficas e edáficas muito distintas, as quais interferem na operacionalização

florestal. As características de tipo de solo, declividade (classes de declividade da Embrapa) e textura do solo estão apresentados na Figura 1.

Em função dos resultados, demonstrando classes de sítio semelhantes em talhões cujas características pedológicas e de relevo apresentaram diferenças, entende-se que esses fatores não tiveram uma influência relevante, o que direcionou a análise do trabalho a uma avaliação dessas variáveis em questões operacionais, como o grau de mecanização permitido na área. De acordo com Alcides (2013), a impossibilidade do transporte da madeira a longas distâncias devido ao seu grau preço/peso específico, implica na necessidade do uso de veículos especiais, com consequente tratamento diferenciado no planejamento, o que justifica a análise pretendida.

A área foi reclassificada em função da restrição a mecanização para os fatores textura e declividade. Observou-se que, quanto a textura, somente encontraram-se as classes 2 e 3 de restrição, enquanto para a declividade existem restrições das classes de 1 até 6. Percebeu-se que a textura é muito pouco limitante a mecanização nessa área, porém a declividade mostrou-se um fator bastante limitante para essa prática no local de estudo. Observam-se elevados valores de restrição a mecanização, e pequenas áreas com pouca restrição, considerando-se a declividade. Burla *et al.* (2012) também encontraram limitação da mecanização em função da declividade para máquinas de colheita florestal no estado de Minas Gerais, afirmando que o tempo gasto na atividade de processamento da madeira aumentou 100% em áreas acidentadas.

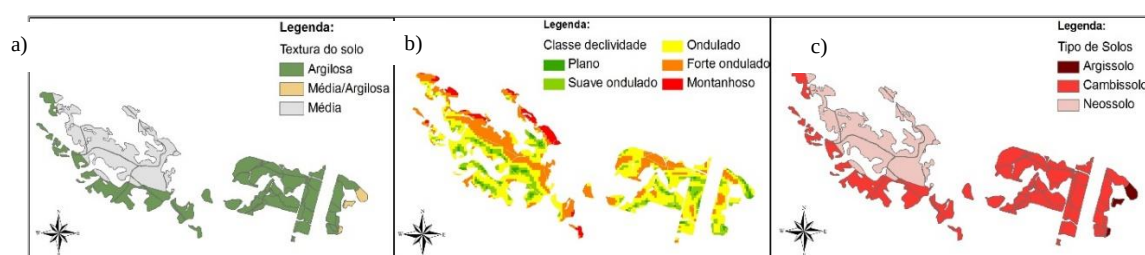


Figura 1 - Textura do solo (a), classes de declividade (b) e Tipo de solo (c) para os talhões utilizados neste estudo.

O fluxograma da Figura 2 resume as operações efetuadas e os níveis de classificação de sítio obtidos. Para realizar uma análise final, os sítios delimitados pela altura dominante foram cruzados com as informações de restrição a mecanização dada pela variável relacionada, declividade, segundo a demonstração da Figura 2. Dessa forma, cada classe de sítio foi subdividida ainda em três graus de restrição à mecanização, os quais são detalhados a seguir:

- Baixa restrição à mecanização: corresponde as classes 1 e 2 de restrição à mecanização devido a declividade;
- Média restrição à mecanização: corresponde as classes 3 e 4 de restrição à mecanização devido a declividade;
- Alta restrição à mecanização: corresponde as classes 5 e 6 de restrição à mecanização devido a declividade.

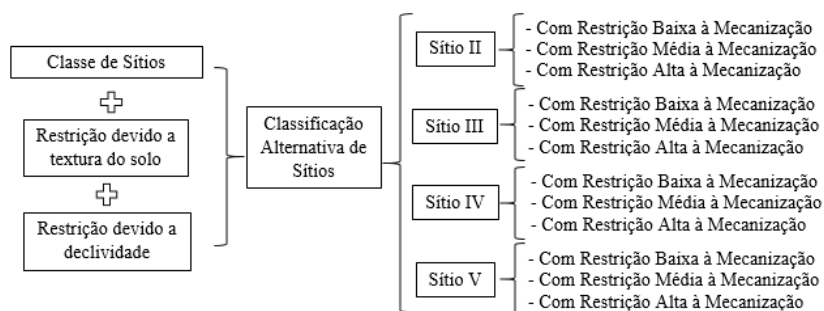


Figura 2 - Representação das etapas de execução do trabalho.

O resultado da classificação de sítios, levando em consideração o fator restrição a mecanização, está apresentado na Figura 3. Adicionando o fator restrição à mecanização, as quatro classes de sítio agora apresentam, cada uma, três subdivisões, devido as classes de declividade encontradas (Figura 3).

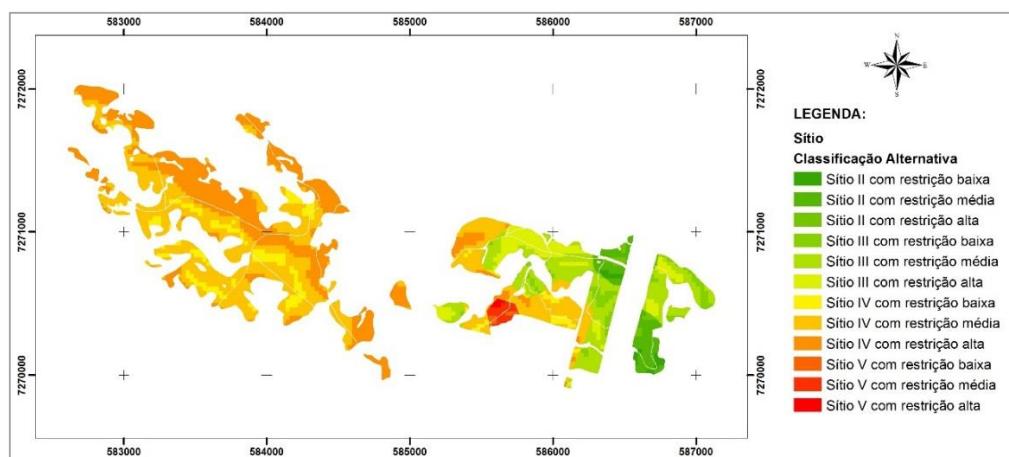


Figura 3 - Classificação de sítios com restrições à mecanização.

Por fim, quantificou-se o percentual correspondente a cada classe de sítio dado pelas três classes de restrição. Observou-se que a maior parte da área se encontra em média restrição de mecanização (54,87%), seguido pela alta restrição (34,31%) e apenas 10,81% em baixa restrição. Quanto as classes de sítio, o predominante é o sítio IV, seguido pelas III, II e V, considerando-se somente os sítios independentemente do grau de restrição.

Como forma de ilustrar a importância em se considerar esses fatores adicionais, sugere-se a análise do sítio IV. Nesse sítio, apenas 12,98 ha (10,81%) podem receber mecanização de forma facilitada, já 69,45 ha (54,87%) apresentaram dificuldades médias na utilização desses equipamentos, e 61,59 ha (34,31%) apresentaram alta restrição às máquinas, ou seja, não são áreas indicadas. Dessa forma, ao se planejar qualquer atividade como colheita, desbaste, replantio entre outras, deve-se considerar esses locais de forma diferenciada.

Tabela 2 - Quantificação das áreas dentro de cada sítio e restrição de uso.

Restrição / Sítio	Sítio II	Sítio III	Sítio IV	Sítio V	Total
Restrição Baixa	1,63	5,40	12,98	0,51	20,53
Restrição Média	8,33	24,57	69,45	1,84	104,20
Restrição Alta	1,29	11,90	51,59	0,38	65,16
Total	11,25	41,87	134,03	2,74	189,91

CONCLUSÕES

Após a realização deste estudo, pode-se concluir que a utilização de SIG para otimizar a classificação de sítios, levando em consideração os fatores edáficos e topográficos, mostra-se bastante eficiente, permitindo a agregação de diversas informações sobre os talhões, as quais serão utilizadas em planejamentos de operações florestais. Pelo cruzamento dos diversos temas considerados, observa-se que dentro dos talhões de mesma classificação existe grande variabilidade de condições, como de tipo de solos, declividade e textura.

REFERÊNCIAS

- ALCIDES, F. R. **Aspectos que influenciam o planejamento nas empresas florestais**. 2013. 65 p. Dissertação (Mestrado em Ciência Florestal) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, Minas Gerais, 2013.
- BRANDELEIRO, C.; ANTUNES, M. U. F.; GIOTTO, E. Silvicultura de precisão: Novo desenvolvimento para a Engenharia Florestal. **Ambiência**, v. 3, n. 2, p. 269-281, 2007.
- BURLA, E. R.; FERNANDES, H. C.; MACHADO, C. C.; LEITE, D. M.; FERNANDES, P. S. Avaliação técnica e econômica do *haverster* em diferentes condições operacionais. **Engenharia na Agricultura**, v. 20, n. 5, p. 412-422, 2012.
- FRANCISCO, P. R. M.; CHAVES, I. de B.; LIMA, E. R. V. de. Classificação de terras para mecanização agrícola e sua aplicação para o estado da Paraíba. **Revista de Educação Agrícola Superior**, v. 28, n. 1, p. 30-35, 2013.

MIGUEL, E. P. **Avaliação biométrica e prognose da produção de *Eucalyptus urophylla* na região norte do Estado de Goiás**. 140 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) – Universidade Federal do Paraná, Curitiba, Paraná, 2009.

FUNÇÕES DE DENSIDADE PROBABILÍSTICAS APLICADAS A DISTRIBUIÇÃO DIAMÉTRICA DE *Virola surinamensis* (Rol.) Warb.

Harliany de Brito Matias¹ Lívia Marques de Jesus² Michelle Vasconcelos Cordeiro³ Ronaldo Oliveira dos Santos⁴ Jadson Coelho de Abreu⁵ Perseu da Silva Aparício⁶

¹Acadêmica de Engenharia Florestal - Universidade do Estado do Amapá, Campus I: harlianymatias@gmail.com.

²Acadêmica de Engenharia Florestal - Universidade do Estado do Amapá, Campus I: liviamarque.ueap@gmail.com.

³Acadêmica de Engenharia Florestal Florestal - Universidade do Estado do Amapá, Campus I: michelevasconceloscordeiro@yahoo.com.br.

⁴Acadêmico de Engenharia Florestal - Universidade do Estado do Amapá, Campus I: Ronaldo_olive_the_best@hotmail.com.

⁵Professor Msc. do Curso de Engenharia Florestal - Universidade do Estado do Amapá, Campus I: jadsoncoelhoabreu@hotmail.com.

⁶Professor Dr. adjunto do curso de Engenharia Florestal - Universidade do Estado do Amapá, Campus I: perseu.aparicio@ueap.edu.br.

Resumo

Objetivou-se nesse trabalho ajustar modelos de distribuição diamétrica para a espécie *Virola surinamensis* (Rol.) Warb., na Gruta do Zerão no município de Macapá-AP. Utilizou-se os dados de diâmetro da espécie, mensurados a 1,30 m ao nível do solo ($DAP \geq 5$) em 30 unidades amostrais. O número de classes diamétricas foi definido de acordo com a fórmula de Sturges. Para a área estudada foram ajustadas e testadas as funções de densidade probabilísticas de Weibull 3 parâmetros, Normal, Log normal, Gama, Meyer e Beta. Para escolher a função de melhor descrição a respeito da distribuição diamétrica da espécie, aplicou-se o teste de Kolmogorov-Smirnov a um nível de 5% de probabilidade. A função Gama é a que melhor descreve a distribuição diamétrica das *Virola surinamensis* na área de estudo, seguida pela função Meyer. O modelo Normal não deve ser usado para o conjunto de dados da espécie, devido o mesmo não apresentar ajuste.

Palavras chave: Gama, Floresta de Várzea, Manejo Florestal.

Abstract

Probabilistic density functions applied to diameter distribution of Virola surinamensis (Rol.) Warb. The work aims to fit models of diameter distribution for *Virola surinamensis* in Macapa city, Amapá, Brazil. The data came from 30 sample units, where were measured all diameter breast high (DBH) ≥ 5 cm. The number of diameter classes was defined by Sturges rule. For study area were adjusted and tested probabilistic density functions of Weibull, Normal, Log Normal, Gamma, Beta and Meyer. It was applied Kolmogorov-Smirnov test at 5% probability, to choose the better function to describe observed diameter distribution. The Gamma function is one that best describes diameter distribution of *Virola surinamensis*, followed by Meyer function. The Normal model is not to be used for data set of specie, because it does not present setting.

Keywords: Gamma, Floodplain Forest, Forest Management.

INTRODUÇÃO

Atualmente a melhor forma de descrever a estrutura diamétrica de uma floresta ou de uma espécie é por meio do emprego de funções densidade de probabilidade (fdp). Essas funções vêm sendo utilizadas para a realização de diversas análises acerca da estrutura das florestas como distribuição de frequências por classe de diâmetro para diferentes idades, sítios e densidades de povoamentos (MACHADO *et al.*, 2009).

Sendo assim, o conhecimento da distribuição de diâmetros por classe é necessário em decisões de manejo florestal sustentável, tanto em povoamentos de estrutura equiânea como naqueles de estrutura multiânea. Entre as técnicas para a representação dessas distribuições, a mais comum é o emprego de funções matemáticas (CAMPOS; LEITE, 2009).

A virola (*Virola surinamensis* (Rol.) Warb.) é uma espécie típica de várzea, sendo uma das espécies mais exploradas pela indústria madeireira e não madeireira no estuário amazônico. Sua madeira é empregada em carpintaria, marcenaria e na fabricação de caixas, palitos de fósforo, laminados, compensados, celulose e papel. O óleo extraído das sementes (sebo de ucuúba), rico em trimiristina e de odor agradável, pode ser usado na fabricação de velas, sabões, cosméticos e perfumes.

Neste sentido, estudos de distribuição diamétrica são fundamentais para nortear planos de ação que visem à sustentabilidade da espécie, de forma a fornecer conhecimento de sua estrutura e potencial produtivo em diferentes ambientes, formando base para tomadas de decisão em seu manejo.

Com isso, objetivou neste trabalho ajustar modelos matemáticos de distribuição diamétrica para a espécie *Virola surinamensis* (Rol.) Warb., a partir do banco de dados obtidos do inventário florestal realizado no fragmento Gruta do Zerão no município de Macapá-AP.

MATERIAL E MÉTODOS

O trabalho foi desenvolvido em uma área de várzea localizada na Zona Sul do município de Macapá-AP, denominada “Mata da Gruta do Zerão” (0°00’40,08”S e 51°06’15,07” O), que possui elevação média de 4 m, em aproximadamente 10,6 Km de extensão e cerca de 17,5m de largura média na área em estudo.

Para realização do estudo foram locadas 30 parcelas de 10 x 15m (150m²) de forma aleatória, localizadas ao longo do igarapé da Fortaleza com área total de 1,05 ha de universo amostral, onde todos os indivíduos com DAP (Diâmetro a altura do peito a 1,30m do solo) $\geq$ 5cm foram mensurados. A identificação taxonômica das espécies foi realizada com um levantamento prévio em campo por especialistas e os nomes botânicos foram conferidos no Missouri Botanical Garden, segundo o sistema APG III (2003). Das espécies foram coletados material botânico fértil, para identificação no Herbário da Universidade Federal do Amapá – HUFAP.

Para a análise dos dados, primeiramente foi definido o intervalo entre as classes de diâmetro e posteriormente o cálculo do número de classes foi feito pelo método de Sturges adaptado por Spiegel (2006).

$$IC = K/H$$

$$K = 1 + 1,33 \log N$$

$$H = d_{\max} - d_{\min}$$

Em que: IC= intervalo entre as classes; K= número de classes; N= número total de indivíduos; H = amplitude entre o maior e menor diâmetro.

Para o ajuste da distribuição diamétrica, foram testadas seis funções densidade de probabilidade para a obtenção das distribuições de frequências de árvores em cada classe de diâmetro conforme (MACHADO *et al.*, 2009). As funções densidade de probabilidade correspondentes às distribuições ajustadas foram as seguintes:

Tabela 1 - Funções de densidade probabilística ajustadas para o banco de dados da espécie *Virola surinamensis*. (ABREU, *et al.*, 2011).

Função	Fórmula	Condições
Weibull 3 Parâmetros	$f(x) = \left(\frac{\gamma}{\beta}\right) \left(\frac{x - \alpha}{\beta}\right)^{\gamma-1} e^{-\left(\frac{x-\alpha}{\beta}\right)^{\gamma}}$	Em que: α, β, γ = parâmetros de locação (α), escala (β) e forma (γ) da distribuição a serem estimados; X = variável aleatória cuja distribuição se pretende estudar (diâmetro em cm);
Normal	$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2}$	Em que: x = variável aleatória cuja distribuição se pretende estudar (diâmetro em cm); μ = média aritmética da variável aleatória x (diâmetro médio em cm); σ = desvio padrão da variável aleatória x ; σ^2 : é a variância da variável aleatória d ; e = indica a constante “e” de Euler (2,718...); π = constante “pi” (3, 1416...).
Log Normal	$f(x) = \frac{1}{x\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2\sigma^2}(\ln x - \mu)^2}$	Em que: x = variável aleatória cuja distribuição se pretende estudar (diâmetro em cm); μ = média aritmética da variável aleatória x (diâmetro médio em cm); σ^2 : é a variância da variável aleatória d ; e = indica a constante “e” de Euler (2,718...); π = constante “pi” (3, 1416...).
Gama	$f(x) = \frac{(x - x_{\min})^{\alpha-1} e^{-\left(\frac{1}{\beta}\right)(x-x_{\min})}}{\Gamma(\alpha)\beta^{\alpha}}$	Em que: x = variável aleatória cuja distribuição se pretende estudar (diâmetro em cm); α, β = parâmetros de forma (α) e escala (β) da distribuição a serem estimados; Γ = função Gama caracterizada pela seguinte expressão (para qualquer $\alpha \leq 0$): $\Gamma(\alpha) = \int_0^{\infty} u^{\alpha-1} e^{-u} du$

Beta	$f(x) = \frac{\Gamma(\alpha + \beta)}{\Gamma(\alpha)\Gamma(\beta)} \cdot \frac{1}{(x_{max} - x_{min})^{\alpha+\beta-1}} (x - x_{min})^{\alpha-1} (x_{max} - x)^{\beta-1}$	é a função Gama e os parâmetros α e β definem a forma da distribuição. x_{min} e x_{max} = diâmetro mínimo e máximo, respectivamente
Meyer	$f(x) = K \cdot e^{-a \cdot di}$	Em que x = diâmetro em cm, k e a = parâmetros da função e di = centro de classes de diâmetro em cm.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Na tabela 2, são apresentados os parâmetros obtidos no ajuste dos modelos de distribuição diamétrica. Esses valores foram utilizados diretamente nas funções probabilísticas para obtenção da frequência por classe diamétrica da espécie *Virola surinamensis*.

Tabela 2 - Parâmetros estimados pelas Funções Densidade de Probabilidade ajustadas para o banco de dados da espécie *Virola surinamensis*.

FUNÇÃO	PARÂMETROS	VALORES
Normal	μ	22,380
	σ	16,433
Log-Normal	μ	2,857
	σ	0,516
Weibull 3P	a	5,09
	b	16,424
	c	0,806
Gamma	α	1,107
	β	15,621
	$\Gamma(\alpha)$	0,949
	α	0,757
	β	1,602
Beta	$\Gamma(\alpha)$	1,217
	$\Gamma(\beta)$	0,894
	$\Gamma(\alpha+\beta)$	1,209
Meyer	a	0,0003
	b	0,065

Como podem ser visualizados na tabela 3, os valores Dcal por meio do teste de Kolmogorov-Smirnov que foram menores que o Dtab, indicam a aceitação da hipótese de nulidade, o que provou que as frequências esperadas e observadas são similares sob ponto de vista estatístico, ou seja, o modelo descreveu bem o conjunto de dados. Em contrapartida, os ajustes que apresentaram valores significativos, são inadequados para descrever o conjunto de dados.

Dessa forma, verifica-se que as funções Gama e Meyer, foram as que melhor descreveram a distribuição diamétrica da população estudada, já para a função Normal verificou-se que seu Dcal foi superior ao tabelado, mostrando que essa função não conseguiu descrever a estrutura diamétrica da população de *Virola surinamensis*.

Tabela 3 - Resultados do teste de aderência de Kolmogorov-Smirnov aplicados as funções ajustadas para a descrição da distribuição diamétrica da espécie *Virola surinamensis* (Rol.) Warb.

	Funções					
	Normal	Log-Normal	Gamma	Beta	Weibull 3P	Meyer
Dtab (99%)	0,1756	0,1756	0,1756	0,1756	0,1756	0,1756
Dcalc	0,2844	0,1123	0,0636	0,1594	0,0875	0,0760
Ranking	6º	4º	1º	5º	3º	2º

Para complementar a decisão de escolha da melhor função, para um intervalo de classe de 14 cm, foram traçadas as curvas de frequências estimadas sobre o histograma das frequências observadas (Figura 4). Essa análise gráfica permitiu ter uma maior clareza no julgamento da tendenciosidade dos modelos de distribuição diamétrica avaliados (MACHADO *et al.*, 2009).

Quando analisada a figura 1, observa-se que a função Log-Normal, Beta e Normal foram a que pior representaram a série de dados, ambas subestimaram e superestimaram a frequência nas diferentes classes, principalmente o número de árvores nas classes extremas, como o caso da função Normal.

Através do ranking e dos gráficos elaborado para selecionar os melhores modelos, foi possível observar que a função Gamma foi a que apresentou maior eficiência para representar os dados de *Virola surinamensis* em florestas de várzea, resultado diferente ao encontrado por Santos *et al.* (2013) que ao estudar a distribuição da espécie em floresta de terra firme no Estado do Amapá, observou que a função Gamma não descreveu a distribuição diamétrica da espécie de forma adequada.

Em síntese, estudos de distribuição diamétrica são fundamentais para nortear planos de ação que visem à sustentabilidade da espécie, de forma a fornecer conhecimento de sua estrutura em diferentes ambientes, formando base para tomadas de decisão em seu manejo, já que a espécie em estudos é bastante utilizada no setor florestal por possuir um grande potencial econômico, tendo potencial tanto no setor madeireiro como no não madeireiro.

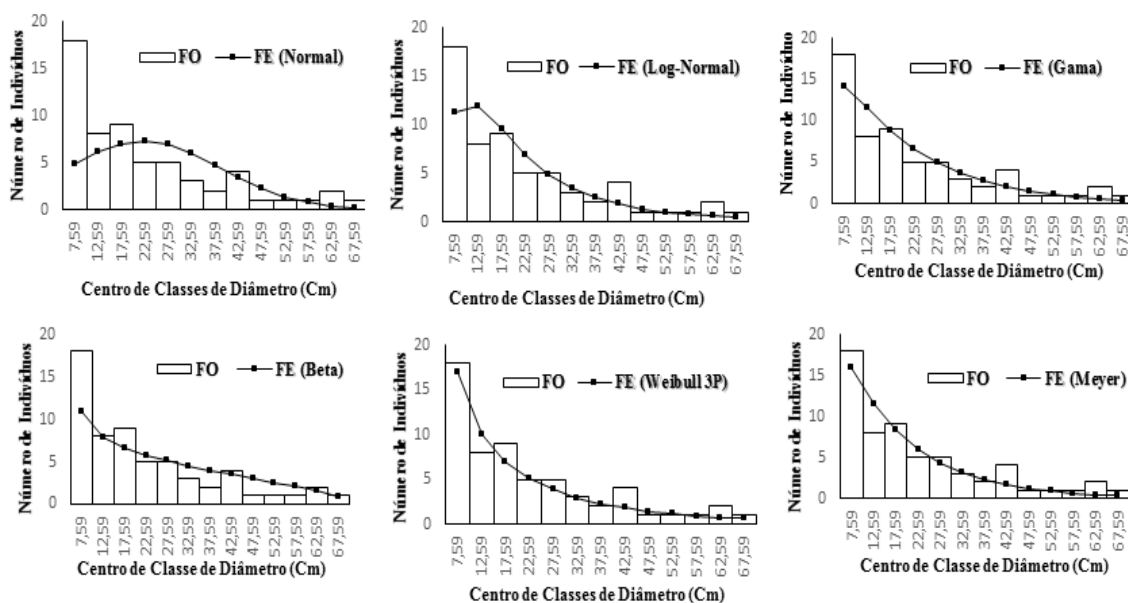


Figura 1 - Curvas de distribuição diamétrica observada e estimada pelas funções, Normal, Log-normal, Gama, Beta, Weibull 3P e Meyer para a espécie *Virola surinamensis* (Rol.) Warb.

CONCLUSÃO

A função Gama é a que melhor descreve a distribuição diamétrica das *Virola surinamensis* (Rol.) Warb., na área de estudo, seguida pela função Meyer. O modelo Normal não deve ser usado para o conjunto de dados da espécie, devido o mesmo não apresentar ajuste.

REFERÊNCIAS

- ABREU, J. C.; ALEIXO, J. A.; APARÍCIO, P. S.; MARANGON, G. P.; SANTOS, M. S.; BARRETO, T. N. A. **Modelagem Da Estrutura Diamétrica De Uma Floresta De Várzea No Município De Macapá-Ap.** Simpósio Latino-Americano sobre Manejo Florestal. 5º edição. 2011.
- CAMPOS, J. C. C.; LEITE, H. G. **Mensuração florestal:** Perguntas e respostas. 3rd ed. rev. e ampl. Viçosa. Ed. UFV. 548p. 2009.
- MACHADO, S. A.; AUGUSTYNICZIK, A. L. D.; NASCIMENTO, R. G. M.; FIGURA, M. R.; SILVA, L. C. R.; MIGUEL, E. P.; TÊO, S. J. Distribuição diamétrica de *Araucaria angustifolia* (Bert.) O. Ktze. Em um fragmento de floresta ombrófila mista. **Scientia Agraria**, Curitiba, v.10, n.2, p. 103-110, 2009.
- SANTOS, E. S.; LIMA, R. B.; APARÍCIO, P. S.; ABREU, J. C.; SOTTA, E. D. Distribuição diamétrica para *Virola surinamensis* (rol.) Warb na Floresta estadual do Amapá-FLOTA/AP. **Revista De Biologia E Ciências Da Terra**. Volume 13 - Número 1 - 1º Semestre 2013.
- SPIEGEL M. R. Estatística. 3ª ed. Pearson Makron Books, 2006.

ÍNDICES DE VEGETAÇÃO OBTIDOS DE IMAGENS SATELITAIS COMO FERRAMENTA PARA O PLANEJAMENTO DO INVENTÁRIO FLORESTAL

Rute Berger¹, José Antônio Aleixo da Silva², Anderson Reis Soares³, Ana Lúcia Bezerra Candeias⁴, Rinaldo Luiz Caraciolo Ferreira⁵

¹ Engenheira Florestal, Doutoranda, Universidade Federal Rural de Pernambuco – UFRPE, ruteberger@gmail.com

² Engenheiro Agrônomo, PhD., Universidade Federal Rural de Pernambuco – UFRPE, jaaleixo@uol.com.br

³ Tecnólogo em Geoprocessamento, Mestrando, Universidade Federal de Pernambuco – UFPE, andersonreis.geo@gmail.com

⁴ Engenheira Eletricista, Dra., Universidade Federal de Pernambuco – UFPE, analucia@ufpe.br

⁵ Engenheiro Florestal, Dr., Universidade Federal Rural de Pernambuco – UFRPE, rinaldo@dcfl.ufrpe.br

Resumo

O comportamento de índices de vegetação obtidos a partir de uma imagem do sensor Operational Land Imager (OLI/LANDSAT 8) foi avaliado para ponderar a possibilidade da sua utilização no planejamento do inventário de plantios clonais de *Eucalyptus saligna* Smith. Para isso foi utilizada a análise do Coeficiente de Variação (CV%) entre pixels dentro de um talhão comercial, dos índices calculados: Índice de Razão Simples (SR), Índice de Vegetação da Diferença Normalizada (NDVI) e Índice de Vegetação Ajustado para o Solo (SAVI). Estes foram comparados com o CV% do volume por hectare obtido no inventário florestal. A imagem SAVI apresentou CV% entre pixels (6,7%) próximo ao CV% encontrado no inventário (7,0%), enquanto a imagem NDVI subestimou o CV% (4,6%), e a imagem SR o sobrestimou (12,0%). Para o talhão avaliado, o CV% de SAVI poderia indicar a variabilidade da população, o que permitiria a estimativa prévia da intensidade de amostragem.

Palavras-chave: Landsat 8, coeficiente de variação, inventário piloto, florestas plantadas, *Eucalyptus*

Abstract

Vegetation indices from satellite imagery as a forest inventory planning tool. The behavior of vegetation indices obtained from an image of the sensor Operational Land Imager (OLI/LANDSAT 8) was evaluated for its possible use in the forest inventory planning of clonal plantations of *Eucalyptus saligna* Smith. For this analysis the Coefficient of Variation (CV%) between pixels of a commercial stand was evaluated, of the calculated indices: Simple Ratio Index (SR), Normalized Difference Vegetation Index (NDVI) and Soil Adjusted Vegetation Index (SAVI). These results were compared with the CV% of the volume per hectare obtained in the forest inventory. The SAVI image showed a CV% between pixels (6.7%) near the CV% found in the forest inventory of (7.0%), while the NDVI image underestimated the CV% (4.6%), and SR image overestimated it (12.0%). For the reported stand, the CV% of SAVI could indicate the variability of the population, which would allow a prior estimate of sampling intensity.

Keywords: Landsat 8, coefficient of variation, preliminary inventory, planted forests, *Eucalyptus*

INTRODUÇÃO

Os produtos de sensores remotos são mencionados na literatura como uma importante ferramenta para o planejamento do inventário florestal (LOETSCH; HALLER, 1964; MEUNIER *et al.*, 2001). Entretanto, observa-se que na literatura que a aplicação principal no inventário ainda se restringe à geração de mapas temáticos, às atualizações cadastrais e à estratificação administrativa ou tipológica dos povoamentos florestais. As propriedades espectrais dos sensores remotos têm sido pouco exploradas como suporte para o planejamento do inventário florestal.

Os índices de vegetação (IV) são medidas radiométricas adimensionais que geram uma imagem monocromática a partir de faixas espectrais específicas. O objetivo é realçar determinadas características dos alvos, neste caso da vegetação, e para tanto se baseiam na utilização das propriedades espectrais da vegetação, principalmente nas regiões do visível e do infravermelho próximo do espectro eletromagnético. Sua fundamentação reside no comportamento antagônico da reflectância da vegetação nas duas regiões mencionadas, com o qual pretendem indicar a abundância relativa e a atividade da cobertura vegetal, incluindo o Índice de Área Foliar (IAF), biomassa verde, entre outros (JENSEN, 2011; PONZONI; SHIMABUKURO, 2010). O IAF está diretamente associado à capacidade produtiva da vegetação e sua estimativa em maior escala pode ser obtida por meio de produtos de sensores remotos (FLORES *et al.*, 2006).

Dentre os diversos índices de vegetação apresentados por Jensen (2011) e Ponzoni e Shimabukuro (2010), destaca-se o Índice de Razão Simples (em inglês: Simple Ratio – SR) e o Índice de Vegetação da Diferença Normalizada (em inglês: Normalized Difference Vegetation Index – NDVI), como os mais utilizados para caracterizar o IAF e a biomassa de formações florestais (FLORES *et al.*, 2006; JENSEN, 2011). O Índice de

Vegetação Ajustado para o Solo (em inglês: Soil Adjusted Vegetation Index – SAVI), cuja introdução de uma constante tem a função de minimizar o efeito do solo, também tem sido utilizado para formações florestais (PONZONI; SHIMABUKURO, 2010).

Alguns trabalhos abordam a relação dos IV obtidos por sensoriamento remoto com os parâmetros biofísicos das florestas, sendo destacados aqueles que se referem às estimativas de biomassa (JENSEN, 2011; SONG, 2013), produção volumétrica (BERRA *et al.*, 2012; MÄKELÄ; PEKKARINEN, 2004) e IAF (FLORES *et al.*, 2006; SONG, 2013). Alguns destes estudos, contudo, atentam à pouca precisão de algumas dessas relações (BERRA *et al.*, 2012; MÄKELÄ; PEKKARINEN, 2004; SONG, 2013), principalmente no que se refere às estimativas de biomassa e volume.

Neste sentido, o inventário florestal é ainda a principal ferramenta para estimativas mais precisas da produção florestal. Porém, o sensoriamento remoto é um suporte fundamental para o planejamento do inventário, podendo contribuir significativamente para a melhoria da qualidade das estimativas e para a diminuição de custos, por meio de estratificação, localização ótima de parcelas ou uso do CV% para estimar o tamanho da amostra de inventário (BERGER *et al.*, 2009; FOREST NUTRITION COOPERATIVE, 2007).

O objetivo deste trabalho foi avaliar o comportamento de três índices de vegetação (NDVI, SAVI e SR) obtidos de imagens do sensor Operational Land Imager (OLI), a bordo do satélite Landsat 8, a partir da comparação do Coeficiente de Variação (CV%) do inventário florestal de um talhão comercial clonal de *Eucalyptus saligna* Smith, com os CV% de IV entre pixels contidos no talhão, para os índices NDVI, SAVI e SR. Esta análise constitui-se uma etapa prévia na análise da viabilidade de uso dos IV na estimativa da intensidade de amostragem ideal para o inventário de campo.

MATERIAL E MÉTODOS

O local de estudo situa-se no município de Barra do Ribeiro, Rio Grande do Sul, Brasil, em uma fazenda de propriedade da empresa Celulose Riograndense, cuja localização geográfica está situada entre os paralelos 30°27'55" S e 30°26'32" S, e entre os meridianos 51°16'04" W e 51°05'44" W (Datum Córrego Alegre). Segundo o sistema de classificação Köppen-Geiger, o clima da região é do tipo Cfa (temperado, sem estação seca e verão quente) (PEEL *et al.*, 2007). A precipitação média anual é de 1.300 mm. O relevo do local varia de suave ondulado a plano. Foi avaliado um talhão comercial com área útil de 20,62 ha, plantado com um clone de *Eucalyptus saligna* Smith, em espaçamento 3,5 x 2,14 m, com cinco anos de idade.

A imagem do sensor OLI foi obtida em 26/05/2013, sendo realizada calibração radiométrica, correção atmosférica (algoritmo DOS) e conversão para radiancia de superfície, utilizando o arquivo de metadados da imagem. O software utilizado para o tratamento dos dados foi o ENVI 5.1, versão trial. As imagens possuem 30 m de resolução espacial.

As imagens de NDVI, SR e SAVI foram obtidas pelas expressões (1), (2) e (3), conforme Jensen (2011), sendo utilizada a função *Math Band* do software ENVI 5.1.

$$SR = \frac{\rho_{IVP}}{\rho_V} \quad (1)$$

$$NDVI = (\rho_{IVP} - \rho_V) / (\rho_{IVP} + \rho_V) \quad (2)$$

$$SAVI = [(\rho_{IVP} - \rho_V) / (\rho_{IVP} + \rho_V + L)] * (1 + L) \quad (3)$$

Em que: ρ_V , ρ_{IVP} referem-se ao fluxo radiante refletido no vermelho (banda 4) e ao fluxo radiante refletido no infravermelho próximo (banda 5), respectivamente, e L é a constante que minimiza o efeito do solo, sendo adotado o valor de 0,5 (densidade de vegetação média) (PONZONI; SHIMABUKURO, 2010).

Após esta operação foi gerado um arquivo de banco de dados com os respectivos valores de NDVI, SR e SAVI por pixel contido no talhão. Foram calculadas a média e o desvio padrão de NDVI, SR e SAVI no talhão, permitindo assim a obtenção do coeficiente de variação (CV%) entre pixels, para cada IV.

Para validar a informação, foi realizado um inventário florestal no talhão selecionado. Foram medidas quatro unidades amostrais (UA) de 400 m² pertencentes ao sistema de inventário contínuo da empresa, no dia 15 junho de 2013. Os dados coletados foram processados utilizando equações próprias da empresa, sendo gerados os estimadores do volume total com casca por hectare (VTCC) por UA. A partir dos resultados gerados para as quatro UA, foram calculadas a média e o desvio padrão de VTCC, o que permitiu a obtenção do CV% do inventário no talhão. Este CV% foi considerado como a verdade de campo, e os CV% dos IV foram comparados com esse resultado.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

As imagens índice resultantes das operações matemáticas entre as bandas 4 e 5 do sensor OLI podem ser visualizadas na Figura 1. É possível observar a diferença entre a variação dos tons de cinza dos pixels dentro do talhão, respectivamente para (a) NDVI, (b) SAVI e (c) SR.

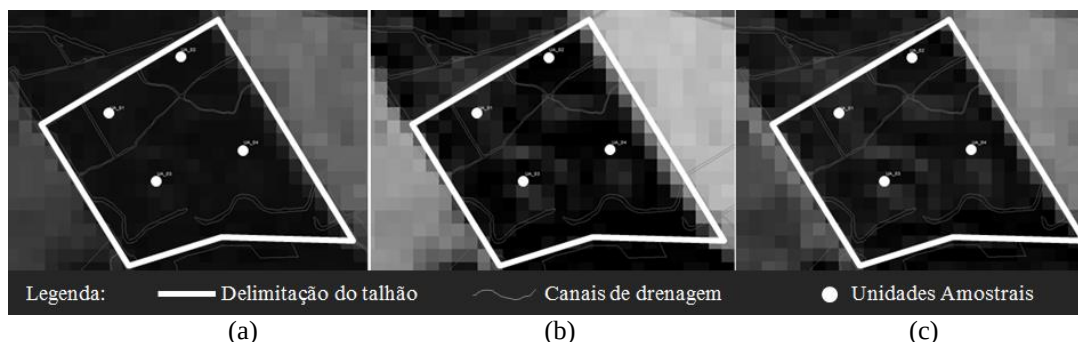


Figura 1 - Imagens índice de vegetação calculadas pela aritmética de bandas 4 e 5 do sensor OLI/LANDSAT 8, respectivamente para (a) NDVI, (b) SAVI e (c) SR. Pixels mais escuros indicam maiores valores do Índice de Vegetação.

As imagens mostram uma composição mais homogênea dos pixels nas imagens NDVI (Figura 1a), enquanto as imagens SAVI e SR apresentam maior variação entre pixels (Figuras 1b e 1c respectivamente). O CV% entre os pixels no talhão foi medido para os três IV avaliados e os resultados são apresentados na Tabela 1.

Tabela 1 - Coeficiente de Variação em porcentagem (CV%) para o volume total com casca do inventário florestal (VTCC), e para os índices de vegetação NDVI, SAVI e SR, respectivamente.

Método	Coeficiente de Variação (%)
Inventário Florestal (VTCC)	7,0
NDVI	4,6
SAVI	6,7
SR	12,0

Os resultados da Tabela 1 indicam que variação entre pixels na imagem gerada pelo método NDVI (CV%=4,6) foi mais baixa que a variabilidade encontrada no inventário florestal (CV%=7,0). A imagem SAVI (CV=6,7%) mostra resultados semelhantes com o inventário florestal (CV=7,0%), enquanto a imagem SR mostrou variabilidade superior (CV%=12,0).

As diferenças encontradas nas variações entre pixels dos IV podem ser explicadas pelas características da vegetação analisada. Jensen (2011) e Ponzoni e Shimabukuro (2010) alertam para os cuidados com os fatores limitantes associados a cada IV. Os autores comentam que o NDVI é mais sensível para condições de baixa biomassa (pastagens, biomas áridos ou semiáridos), enquanto que em condições de alta biomassa (florestas) pode sofrer a influência de pontos de saturação, não caracterizando adequadamente a condição da vegetação. Por outro lado, Jensen (2011) destaca a alta sensibilidade do SR às variações de biomassa da vegetação para formações florestais (mais densas), sendo que Jackson e Huete (1991) alertam para a sua baixa sensibilidade em formações de baixa produção de biomassa (mais esparsas).

As características do solo têm influência na reflectância da vegetação, principalmente em solos escuros (PONZONI; SHIMABUKURO, 2010), o que poderia afetar IV que não consideram esses efeitos. Huete *et al.* (1985) analisaram a sensibilidade dos IV em relação ao solo e verificaram que essa é maior em dosséis com nível de cobertura médio. O SAVI, que introduz uma constante para minimizar esse efeito no valor final do IV, tem sido utilizado para diminuir esse ruído em condições de vegetação com cobertura média (JENSEN, 2011).

Os resultados do inventário florestal apontaram um volume total com casca médio estimado de 173,7m³.ha⁻¹, com desvio padrão de 12,2m³.ha⁻¹, e área basal de 19,1m².ha⁻¹, com 1044 árvores.ha⁻¹. O incremento médio anual foi de 34,1m³.ha⁻¹.ano⁻¹. Estes resultados indicam uma produtividade média, considerando os atuais níveis de produtividade da espécie (STAPE *et al.*, 2010). Neste sentido, é possível que as imagens SAVI tenham

caracterizado melhor a variabilidade desse povoamento, pois diminuiram os efeitos que poderiam influenciar no resultado dos IV. Medições sobre as condições de cobertura de vegetação, tais como IAF, poderiam contribuir nesta análise.

Os resultados deste estudo indicam que as imagens SAVI apresentam um CV% semelhante ao CV% do inventário. Análises subsequentes poderiam indicar a viabilidade de uso de índices de vegetação na estimativa da intensidade de amostragem ideal para os povoamentos, baseadas no CV%. Esta possibilidade poderia ser uma importante fonte de redução de custos do inventário, dispensando a etapa de inventário piloto no campo.

CONCLUSÕES

O Coeficiente de Variação, em porcentagem, dos índices de vegetação avaliados foi de 4,6%, 6,7% e 12,0%, respectivamente para NDVI, SAVI e SR. O Coeficiente de variação do inventário florestal foi de 7,0%.

Os resultados desta análise indicam que para o talhão avaliado a imagem SAVI detecta a variabilidade do povoamento de forma semelhante à do inventário florestal. NDVI e SR subestimaram e sobrestimaram, respectivamente, o CV% do inventário florestal.

AGRADECIMENTOS

Os autores agradecem ao Programa de Pós-Graduação em Ciências Florestais da UFRPE, à Celulose Riograndense e à Forest Productivity Cooperative pelo apoio e disponibilidade dos dados.

REFERÊNCIAS

- BERGER, R.; CALDATO, S.; BÁEZ, R.; TRUJILLO, R. Utilización de índice de área foliar para optimización de inventarios forestales. In: CONGRESO FORESTAL MUNDIAL, 13., 2009, Buenos Aires. **Anais...** Buenos Aires: FAO, 2009. CD-ROM.
- BERRA, E. F.; BRANDELERO, C.; PEREIRA, R. S.; SEBEN, E.; GOERGEN, L. C. G.; BENEDETTI, A. C. P.; LIPPERT, D. B. Estimativa do volume total de madeira em espécies de eucalipto a partir de imagens de satélite Landsat. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 22, n. 4, p. 853-864, 2012.
- FLORES, F. J.; ALLEN, H. L.; CHESHIRE, H. M.; DAVIS, J. M.; FUENTES, M.; KELTING, D. Using multispectral satellite imagery to estimate leaf area and response to silvicultural treatments in loblolly pine stands. **Canadian Journal of Forest Research**, v. 36, p. 1587-1596, 2006.
- FOREST NUTRITION COOPERATIVE. Estimación de area foliar mediante el uso de imágenes satelitales Landsat 5. **FNC Research Note**, n. 33, 15 p., 2007.
- HUETE, A. R.; JACKSON, R. D.; POST, D. F. Spectral response of a plant canopy with different soil backgrounds. **Remote Sensing of Environment**, v. 17, p. 37-53, 1985.
- JACKSON, R. D.; HUETE, A. R. Interpreting vegetation indices. **Preventive Veterinary Medicine**, v. 11, p. 185-200, 1991.
- JENSEN, J. R. **Sensoriamento remoto do ambiente: uma perspectiva em recursos terrestres**. Tradução: NEVES, J.C *et al.* 2ª ed. São José dos Campos: Ed. Parêntese, 2011. 598 p.
- LOETSCH, F.; HALLER, K.E. **Forest inventory**. München: BLV, 1964. v. 1, 436 p.
- MÄKELÄ, H.; PEKKARINEN, A. Estimation of forest stand volumes by Landsat TM imagery and stand-level field-inventory data. **Forest Ecology and Management**, v.196, p. 245-255, 2004.
- MEUNIER, I. M. J.; SILVA, J. A. A.; FERREIRA, R. L. C. **Inventário florestal: programas de estudo**. Recife: Imprensa Universitária da UFRPE, 2001. 189 p.
- PEEL, M. C.; FINLAYSON, B. L.; McMAHON, T. A. Updated world map of the Köppen-Geiger climate classification. **Hydrology and Earth System Sciences**, v. 11, p. 1633-1644, 2007.
- PONZONI, F. J.; SHIMABUKURO, Y. E. **Sensoriamento remoto no estudo da vegetação**. São José dos Campos: Ed. Parêntese, 2010. 127 p.
- SONG, C. Optical remote sensing of forest leaf area index and biomass. **Progress in Physical Geography**, v. 37, n. 1, p. 98-113, 2013.

STAPE, J. L.; BINKLEY, D.; RYAN, M. G.; FONSECA, S.; LOOS, R. A.; TAKAHASHI, E. N.; SILVA, C. R.; SILVA, S. R.; HAKAMADA, R. E.; FERREIRA, J. M. A.; LIMA, A. M. N.; GAVA, J. L.; LEITE, F. P.; ANDRADE, H. B.; ALVES, J. M.; SILVA, C. G. C.; AZEVEDO, M. R. The Brazil Eucalyptus Potencial Productivity Project: Influence of water, nutrients and stand uniformity on wood production. **Forest Ecology and Management**, v. 259, p. 1684-1694, 2010.

INVENTÁRIO DE SOBREVIVÊNCIA A PARTIR DA CLASSIFICAÇÃO SUPERVISIONADA DE IMAGENS DIGITAIS

Ana Carolina da Silva Cardoso Araújo¹; Paula Ventura da Silva¹; Emília dos Reis Martins¹; Daniel Henrique Breda Binoti², Mayra Luiza Marques da Silva Binoti³; Helio Garcia Leite², Márcio Bernardi⁴.

¹ Engenheira Florestal, Mestranda, Universidade Federal dos Vales do Jequitinhonha e Mucuri – UFVJM; anascaraujo@gmail.com; paulaventura@gmail.com; emilia.rmartins@yahoo.com.br.

² Engenheiro Florestal, Doutorado, Universidade Federal de Viçosa – UFV; danielhbbinoti@gmail.com, hgleite@gmail.com.

³ Engenheira Florestal, Doutorado, Universidade Federal dos Vales do Jequitinhonha e Mucuri – UFVJM; mayrabinoti@gmail.com.

⁴ Engenheiro Florestal, Graduando, Eldorado Brasil Celulose e Papel; marcio.bernardi@eldoradobrasil.com.br.

Resumo

O objetivo deste trabalho foi apresentar o sistema computacional NeuroDrone que realiza inventários de sobrevivência a partir da classificação supervisionada de imagens obtidas por VANTs (Veículos Aéreos Não Tripulados), utilizando redes neurais artificiais (RNA). O sistema realiza a identificação e contagem das árvores, bem como a identificação de possíveis falhas e presença de plantas daninhas durante o estabelecimento dos povoamentos florestais. Foi realizado a parametrização das técnicas, adequando o sistema para o processamento das imagens, geração e identificação das mudas, identificação de áreas que devem ser capinadas, dentre outras informações que possam ser de interesse do empreendimento florestal. Com base no que foi proposto para o NeuroDrone, foi possível concluir que o sistema poderá ser uma tecnologia útil e eficiente para realizar inventários de sobrevivência em plantios florestais a partir de imagens digitais.

Palavras-chave: Redes Neurais Artificiais, NeuroDrone, VANT.

Abstract

Inventory of survival from the supervised classification of digital images. The aim of this study was to present the computer system NeuroDrone that carries out inventories survival from the classification of images obtained by UAVs (Unmanned Aerial Vehicles), using artificial neural networks (ANN). The system performs the identification and counting of trees, as well as identifying possible gaps and presence of weeds during the establishment of forest stands. Parameterization techniques was performed, adapting the system to the processing of images, generation and identification of seedlings, identifying areas that need to be weeded, among other information that may be of interest to the forestry enterprise. Based on what was proposed, it was concluded that the computational system NeuroDrone may be a useful tool for conducting inventories of forest plantations in survival from digital imaging technology.

Keywords: Artificial Neural Networks, NeuroDrone, UAV.

INTRODUÇÃO

O plantio florestais podem apresentar variabilidade no espaçamento entre as plantas, seja por falhas durante a implantação, condições do próprio relevo ou pela mortalidade de mudas (MELLO *et al.*, 2009). Os métodos convencionais de coleta de dados utilizados para identificação dessas falhas e mortalidade, além de serem onerosos para os empreendimentos florestais algumas vezes não conseguem detectar todas as falhas, uma vez que baseiam-se em amostragem.

A utilização de VANTs (Veículos Aéreos não Tripulados) para a obtenção de imagens de plantios florestais, vem sendo adotado por algumas empresas como forma de otimizar os processos operacionais da empresa. Conforme Araújo *et al.* (2006), a substituição de métodos tradicionais em inventários de sobrevivência por essa tecnologia pode ser realizada sem prejuízo da coleta de dados. Entretanto para um melhor gerenciamento das áreas de plantio florestais, é necessário o desenvolvimento de métodos computacionais que analisem essas imagens obtidas em escala operacional.

A classificações das imagens digitais obtidas pelos VANTs pode ser realizada por Redes Neurais Artificiais (RNA). Uma RNA é uma rede de neurônios artificiais conectados entre si, capazes de extrair conhecimentos a partir de exemplos de um determinado problema (aprendizado) e extrapola-lo para dados similares (generalização) (HAYKIN, 2001; BULLINARIA, 2014).

Dessa forma, o objetivo deste trabalho foi apresentar o sistema computacional NeuroDrone que realiza inventários de sobrevivência a partir da classificação supervisionada de imagens obtidas por VANTs (Veículos Aéreos Não Tripulados), utilizando redes neurais artificiais (RNA).

MATERIAL E MÉTODOS

O NeuroDrone foi desenvolvido utilizando a linguagem de programação Java. Como ambiente de desenvolvimento foram utilizados o IDE (Integrated Development Environment) Netbeans 7.1 e a JDK 7.3 (Java Development Kit). Os testes do sistema foram realizados em ambiente Windows. O sistema utiliza a biblioteca Encog 3 para a geração, treinamento e construção das RNA (HEATON, 2011).

Foram avaliadas as principais técnicas e formas de obtenção de imagens digitais em diferentes resoluções e alturas de voo, que encontram-se disponíveis no mercado. Após a definição da melhor forma de obtenção das imagens, foi gerado um banco de dados de imagens com diversos problemas e situações a serem monitorados e avaliados em campo, como falhas em linhas de plantio, árvores de espécies nativas, presença de mato competição, entre outras situações.

A técnica de RNA foram testadas e avaliadas para identificação e reconhecimento dos padrões existentes nas imagens digitais. Após a parametrização da técnica foi realizado a adequação do sistema para processamento das imagens, identificação e quantificação das mudas e de áreas a que devam ser capinadas, dentre outros processos que possam ser de interesse do empreendimento florestal.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

O sistema NeuroDrone permite a configuração e escolha de diversos parâmetros para a obtenção das RNA. Sendo eles: números de neurônios da camada oculta ou intermediária (a camada de entrada que depende exclusivamente das variáveis utilizadas e a camada de saída corresponde a apenas uma variável); função de ativação de cada camada; número de redes treinadas; tipo de treinamento (algoritmo de treinamento).

O sistema NeuroDrone faz parte do projeto NeuroForest, que visa difundir o conhecimento em Inventário, Mensuração e Manejo Florestal em todo o país, através da divulgação de softwares gratuitos. Como forma de divulgar a tecnologia e possibilitar novos trabalhos por outros pesquisadores, o aplicativo será distribuído gratuitamente via website. Esses softwares possuem a filosofia de ser livre, ou seja, os softwares estão disponíveis para serem usados, copiados, e distribuídos, por qualquer pessoa, seja na sua forma original ou com modificações, seja gratuitamente ou com custo (HEXSEL, 2002). Este fato possibilita a utilização do sistema sem custo, visando popularizar a utilização de RNA e outras técnicas aplicadas na área florestal. O projeto foi idealizado por professores e estudantes da Universidade Federal de Viçosa - UFV. Atualmente, o projeto conta com um enorme número de adeptos e colaboradores, destacando-se alguns professores da UFV da Universidade Federal dos Vales do Jequitinhonha e Mucuri (UFVJM), e empresas privadas como a empresa DAP Engenharia Florestal, que atualmente é a principal colaboradora do projeto.

A Figura 1 apresenta uma imagem obtida a partir de um VANT de um plantio florestal em fase inicial de desenvolvimento e o resultado da classificação supervisionada, ou seja, uma imagem binária com as mudas em preto e demais objetos em branco.

A proposta para a tela inicial do NeuroDrone é apresentada na Figura 2A. A Figura 2B demonstra as amostras dos pixels coletados para treinamento das RNA. A Figura 2C demonstra as variáveis a serem normalizadas para o processo de treinamento das RNA.

A partir do sistema é possível configurar e escolher alguns parâmetros para a obtenção das RNA, sendo que os principais que podem ser ajustados são: números de neurônios da camada oculta ou intermediária; função de ativação de cada camada; número de redes treinadas; tipo de treinamento (algoritmo de treinamento) (Figura 2D e 2E).

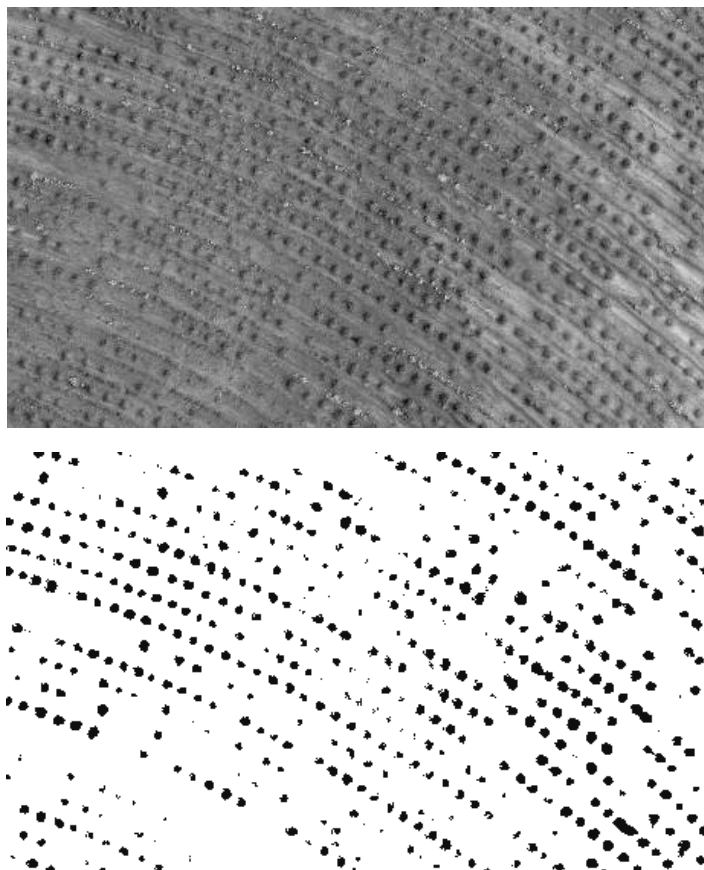


Figura 1 - Imagem obtida por VANT de um plantio florestal em fase inicial de desenvolvimento e a classificação supervisionada obtida por redes neurais artificiais.

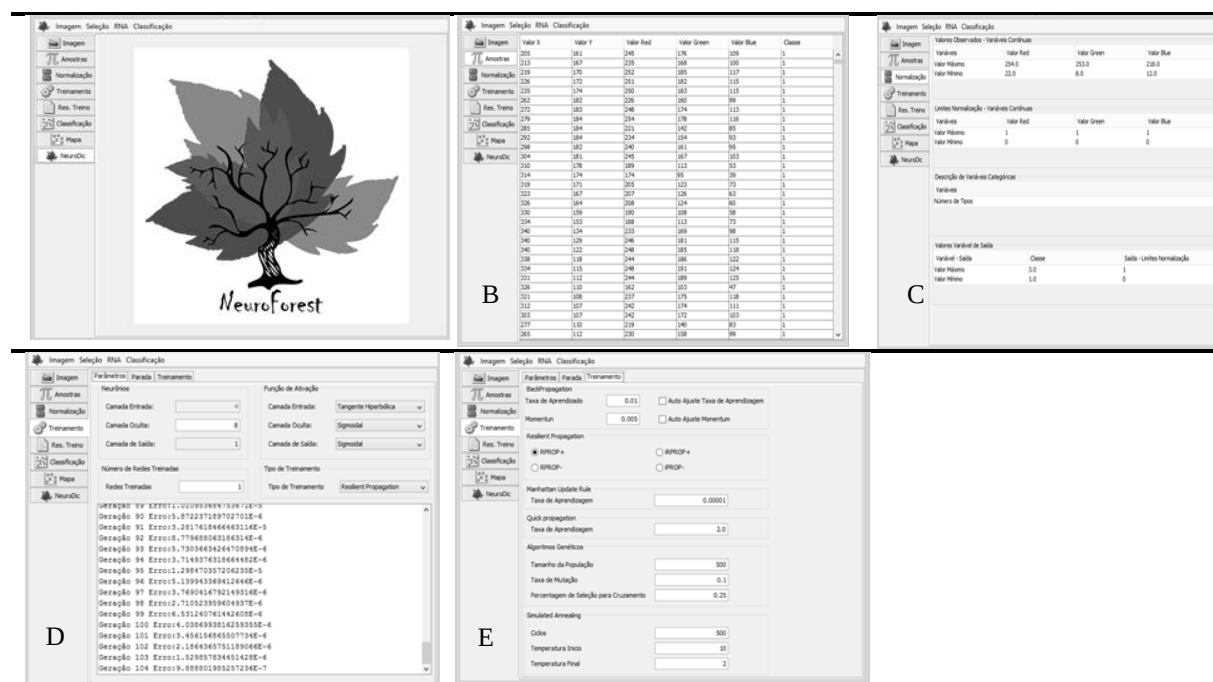


Figura 2 - Principais telas e resultados do sistema NeuroDrone.

CONCLUSÃO

O sistema NeuroDrone possui potencial para realizar inventários de sobrevivência em plantios florestais a partir de imagens digitais de forma eficiente.

AGRADECIMENTOS

Os autores agradecem ao CNPq e a empresa DAP Engenharia Florestal por possibilitar a realização desse trabalho.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ARAÚJO, M. A.; CHAVIER, F. C.; DOMINGOS, J. L.; Avaliação do potencial de produtos derivados de aeronaves não tripuladas na atividade florestal. **Ambiência**, Guarapuava, v. 2, p. 69-82, 2006.

BULLINARIA, J. A. Introduction to Neural Computation. **Notas de aula**. 2012. Disponível em: <<http://www.cs.bham.ac.uk/~jxb/inc.html>>. Acesso em: 10 de mai. 2014.

HAYKIN, S. **Redes neurais: princípios e prática**. 2. ed. Porto Alegre: Bookman, 2001. 28 p.

HEATON, J. **Programming Neural Networks with Encog3 in Java**. 2 nd ed. Heaton Research, Incorporated, 2011. 240 p.

HEXSEL, R. A. **Software Livre - Propostas de ações de governo para incentivar o uso de software livre**. Relatório técnico. RT-DINF 004/2002. Curitiba, 2002.

MELLO, J. M.; DINIZ, F. S.; OLIVEIRA, A. D.; OLIVEIRA, A. D.; SCOLFORO, J. R.; JUNIOR, F.W.A.; THIERSCH, C.R. Métodos de amostragem e geoestatística para estimativa do número de fustes e volume em plantios de *Eucalyptus grandis*. **Floresta**, Curitiba, v. 39, p. 157-166, 2009.

MÉTODO DA DIFERENÇA ALGÉBRICA PARA CLASSIFICAÇÃO DO SÍTIO UTILIZANDO MODELOS NÃO LINEARES

Ernani Lopes Possato¹, Joyce de Almeida Alves² Marcos Antonio Isaac Júnior³ Elliezer de Almeida Melo⁴, Natalino Calegario⁵

¹Engenheiro Florestal, Doutorando em Engenharia Florestal, Universidade Federal de Lavras – UFLA; epossato@yahoo.com.br;

²Engenheira Florestal, Doutoranda em Engenharia Florestal, Universidade Federal de Lavras – UFLA; joyce_a.alves@yahoo.com.br;

³Engenheiro Florestal, Doutorando em Engenharia Florestal, Universidade Federal de Lavras – UFLA; maisaacjr@yahoo.com.br;

⁴Engenheiro Florestal, Mestre em Engenharia Florestal, Universidade Federal de Lavras – UFLA; elliezymelo@hotmail.com;

⁵Engenheiro Florestal, PhD, Universidade Federal de Lavras – UFLA; calegari@dcf.ufla.br

Resumo

A avaliação da capacidade produtiva local é utilizada no conhecimento da produtividade florestal e de outras demandas por parte do manejador. Existem diversos métodos e modelos propostos e utilizados para essa finalidade, sendo comum o uso do método da curva guia e de modelos lineares. O objetivo deste estudo foi avaliar o ajuste de dois modelos não lineares, assintótico e logístico, utilizando o método da diferença algébrica para classificação do sítio em povoamentos de *Eucalyptus* sp., localizados no Norte de Minas Gerais. O modelo assintótico foi superior ao logístico, tanto na qualidade de ajuste quanto na estabilidade da classificação do sítio ao longo do tempo. No entanto, a forma anamórfica de ajuste utilizada refletiu em baixa estabilidade, variando o valor do índice de sítio em uma mesma unidade amostral em 80 (assintótico) e 85% (logístico) das vezes.

Palavras-chave: eucalipto, índice de sítio, modelos não lineares.

Abstract

Difference equation method for site classification using nonlinear models. The evaluation of site productive potential is used in the knowledge of forest productivity and other demands from forest manager. Several methods and models have been suggested for this purpose, and the guide curve method and linear models are commonly used. The aim of this study was to evaluate the fit of two nonlinear models, asymptotic and logistic, using the difference equation approach to develop the site classification for *Eucalyptus* sp. stands, located in northern Minas Gerais State, Brazil. The asymptotic equation was more precise and more stable in the site classification over time than logistic equation. However, the anamorphic site index curves showed poor stability, varying the value of the site index in the same sample unit in 80 (asymptotic) and 85% (logistic) of cases.

Keywords: eucalyptus, site index, nonlinear models.

INTRODUÇÃO

O crescimento e a produção de um povoamento florestal, além de depender da idade, do grau de utilização do potencial produtivo e de tratamentos silviculturais, dependem também da capacidade produtiva do local. Conhecer essa capacidade é importante para o manejador avaliar o crescimento e, conseqüentemente, interpretar melhor a prognose da produção (CAMPOS; LEITE, 2009).

Os conceitos iniciais de sítio foram primeiramente desenvolvidos e aplicados na Alemanha, no século XIX. A qualidade do sítio é a soma dos fatores edáficos, biológicos e climáticos que afetam as plantas, refletindo em seu potencial de crescimento em altura.

Ao longo dos anos, vários métodos de avaliação da qualidade de sítios têm sido discutidos, mas, de um modo geral, o índice de sítio tem sido definido pela altura média das árvores dominantes e codominantes, relacionadas a uma idade. Dentre os métodos empregados, o da curva guia é um dos mais usados, empregando na maioria das vezes modelos lineares. Um método interessante de estimativa do índice de sítio, quando existe a disponibilidade de dados longitudinais, é o método da diferença algébrica, que somados ao uso de modelos não lineares podem incrementar a qualidade da estimativa desta importante variável florestal.

O objetivo deste estudo foi avaliar o ajuste de dois modelos não lineares, assintótico e logístico, utilizando o método da diferença algébrica para classificação do índice de sítio de povoamentos de *Eucalyptus* sp., localizados no Norte de Minas Gerais.

MATERIAL E MÉTODOS

Os dados utilizados neste estudo são provenientes de inventário florestal contínuo (IFC) em povoamentos de *Eucalyptus* sp., localizados na região Norte do estado de Minas Gerais. Ao todo foram utilizados dados de 345 unidades amostrais contendo, no mínimo, cinco medições, que ocorreram entre os anos de 2005 e 2013. Os povoamentos amostrados variaram de 1,03 a 10,86 anos de idade, de 500 a 2.625 fustes por hectare (N), de 4,3 a 20,0 cm de diâmetro quadrático médio (Dg), de 5,6 a 36,9 m de altura dominante e codominante média (Hdc).

Para descrever a relação entre Hdc e idade (Figura 1) foram avaliados os modelos não lineares assintótico (1) e logístico (2) (PINHEIRO; BATES, 2000).

$$Hdc_i = \beta_1 + (\beta_2 - \beta_1) \cdot \exp(-\exp(\beta_3) \cdot I_i) + \varepsilon_i \quad (1)$$

$$Hdc_i = -\frac{\theta_1}{1 + \exp[(\theta_2 - I_i)/\theta_3]} + \varepsilon_i \quad (2)$$

Em que: Hdc_k é a altura dominante e codominante média (m) da i -ésima parcela; β e θ são os parâmetros dos modelos; I_i é a idade do povoamento, em anos; e ε_i é o erro aleatório.

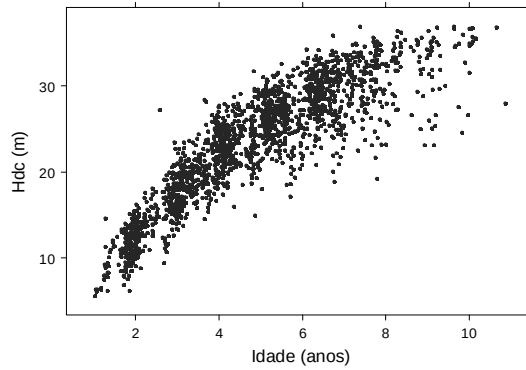


Figura 1 - Relação entre altura dominante e codominante média (Hdc), em metros, e a idade do povoamento (anos).

A classificação do sítio do povoamento foi realizada por meio do método da diferença algébrica, descrito em (CLUTTER *et al.*, 1983). Nesse método, assume-se que para os pares Idade1/Hdc1 e Idade2/Hdc2 existe um único valor para β_1 e θ_1 , parâmetros associados à assíntota no modelo assintótico e logístico, respectivamente, possibilitando a igualdade entre as equações (3) e (4).

Rearranjo da equação assintótica:

$$\begin{aligned} \beta_1 &= (-Hdc_1 + \exp(-\exp(\beta_3) \cdot I_1) \cdot \beta_2) / (-1 + \exp(-\exp(\beta_3) \cdot I_1)) \\ \beta_1 &= (-Hdc_2 + \exp(-\exp(\beta_3) \cdot I_2) \cdot \beta_2) / (-1 + \exp(-\exp(\beta_3) \cdot I_2)) \end{aligned} \quad (3)$$

$$Hdc_{2i} = -\frac{(-Hdc_{1i} + \exp(-\exp(\beta_3) \cdot I_1) \cdot \beta_2) \cdot (-1 + \exp(-\exp(\beta_3) \cdot I_2))}{(-1 + \exp(-\exp(\beta_3) \cdot I_1)) + \exp(-\exp(\beta_3) \cdot I_2) \cdot \beta_2} + \varepsilon_i \quad (4)$$

Em que: Hdc_{ki} é a altura dominante e codominante média (m) no k -ésimo período ($k=1,2$) da i -ésima parcela.

Rearranjo da equação logística:

$$\theta_1 = Hdc_1 (1 + \exp(\theta_2 - I_1 / \theta_3)) = Hdc_2 (1 + \exp(\theta_2 - I_2 / \theta_3)) \quad (5)$$

$$Hdc_{2i} = \frac{Hdc_1 \left(1 + \exp\left(\frac{\theta_2 - I_1}{\theta_3}\right) \right)}{\left(1 + \exp\left(\frac{\theta_2 - I_2}{\theta_3}\right) \right)} + \varepsilon_i \quad (6)$$

A estimativa dos parâmetros em (4) e (6), foi realizada pelo método não linear utilizando a função *nls* do *software* estatístico R (R DEVELOPMENT CORE TEAM, 2013). Após o ajuste, o valor do índice de sítio foi definido como a *Hdc* na idade igual a 7 anos para o modelo assintótico (7) e logístico (8).

Modelo assintótico:

$$S = - \frac{(-Hdc_{li} + \exp(-\exp(\theta_3).I_1).\theta_2).(-1 + \exp(-\exp(\theta_3).I_{Ref}))}{(-1 + \exp(-\exp(\theta_3).I_1)) + \exp(-\exp(\theta_3).I_{Ref}).\theta_2} \quad (7)$$

Modelo logístico:

$$S_i = \frac{Hdc_1 \left(1 + \exp\left(\frac{\theta_2 - I_1}{\theta_3}\right) \right)}{\left(1 + \exp\left(\frac{\theta_2 - I_{Ref}}{\theta_3}\right) \right)} \quad (8)$$

Em que: *S* é o índice de sítio; e *I_{Ref}* é a idade de referência, igual a 7 anos.

A qualidade do ajuste dos modelos foi avaliada quanto à significância, pela análise gráfica dos resíduos e pelo erro padrão residual percentual ($S_{yx} = \sqrt{\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2 / (n - p)} \times 100 / \bar{y}$).

Por fim, para o melhor modelo, foram geradas as curvas anamórficas, correspondentes a cada índice de sítio, estabelecidas em classes de com amplitude igual a 4 metros.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Para os dois modelos ajustados, os parâmetros foram significativos ($p < 0,0001$) (Tabela 1). O valor inferior do *S_{yx}* para o ajuste do modelo assintótico (6,03%) em relação ao do modelo logístico (6,41%), apesar de próximos numericamente, quando somado a avaliação dos gráficos de resíduos (Figura 2) permitiram selecionar o modelo assintótico como o de melhor qualidade de ajuste. Foi possível notar pela análise visual dos gráficos que o modelo logístico subestimou acentuadamente os valores de *Hdc*, quando estes eram inferiores a 15 m.

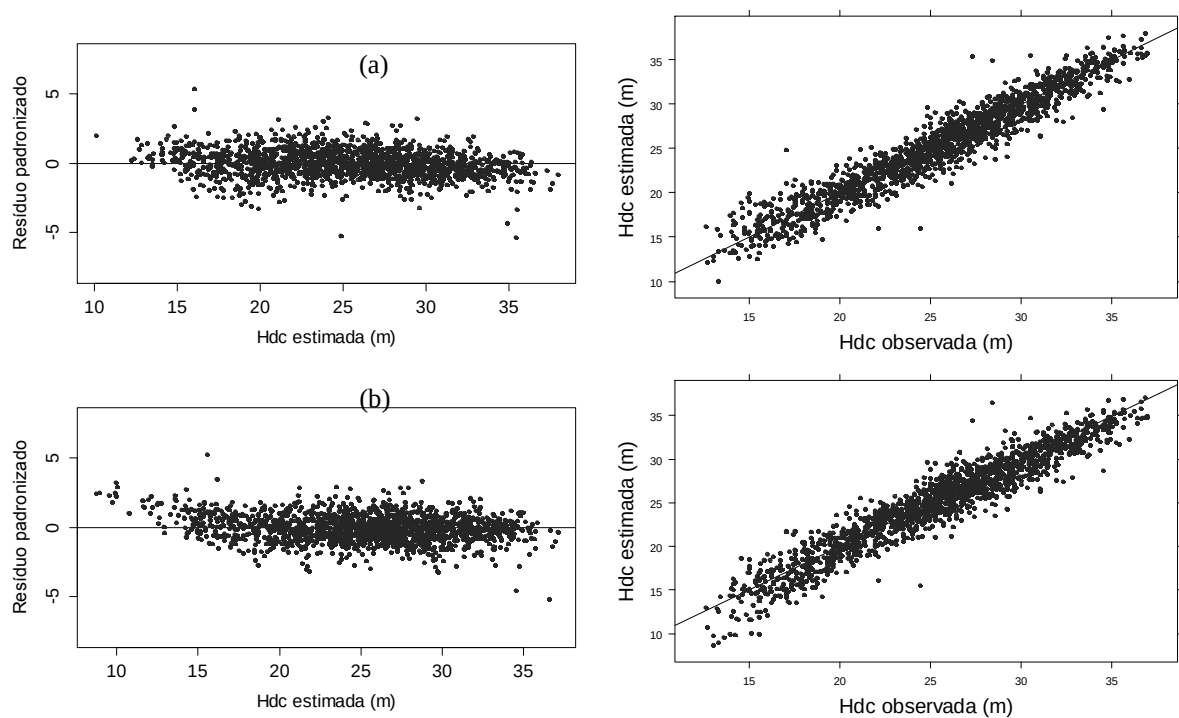


Figura 2 - Distribuição gráfica do resíduo padronizado e altura dominante e codominante estimada vs observada, para o modelo assintótico (a) e logístico (b).

As linhas correspondentes aos quatro índices de sítio (25, 28, 31 e 34), que foram estimadas pelo modelo assintótico estão representadas na Figura 3. Quando avaliou-se a estabilidade da classificação do sítio ao longo das remedições de cada parcela foi observado elevada porcentagem de parcelas classificadas em dois ou mais índices de sítio, ocorrendo em 80 e 85% das parcelas para o modelo assintótico e logístico, respectivamente. Esse fato indicou que há polimorfismo no comportamento do crescimento em Hdc, sendo preferível ao método de classificação por meio de curvas anamórficas para a base de dados em estudo.

Tabela 1 - Resultado do ajuste do modelo não linear assintótico e logístico correspondente à classificação do sítio após o rearranjo pelo método da diferença algébrica.

Parâmetros	Estimativa	¹ EP	t	² p (> t)
<i>Modelo Assintótico</i> ³ S _{yx} = 6,03%				
β_2	-4,4813	0,3166	-14,1501	<0,0001
β_3	-1,2839	0,0249	-51,4387	<0,0001
<i>Modelo Logístico</i> S _{yx} = 6,41%				
ϕ_2	2,57761	0,02475	104,17	<0,0001
ϕ_3	1,47729	0,01943	76,02	<0,0001

¹Erro Padrão; ²probabilidade; e ³Erro Padrão Residual relativo.

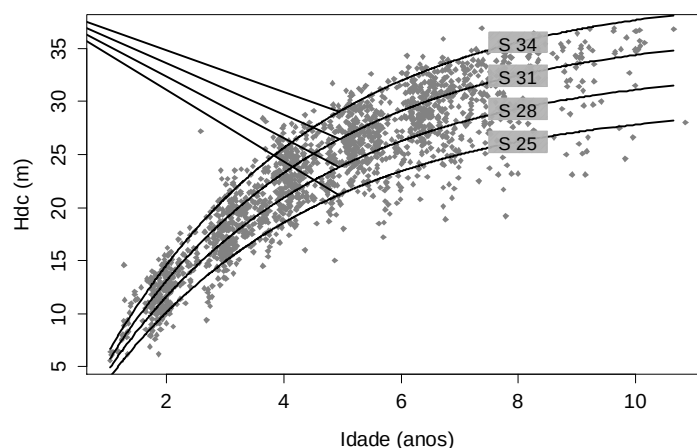


Figura 3 - Representação das curvas anamórficas dos índices de sítio – S = (25, 28, 31 e 34) – com base no ajuste do modelo não linear assintótico, utilizando o método da diferença algébrica.

CONCLUSÕES

Nas condições em que foi realizado este trabalho é possível concluir que:

O modelo assintótico é melhor para representar o crescimento em altura dominante e codominante média em função da idade.

O comportamento polimórfico do crescimento em altura dominante e codominante média acarreta em pouca estabilidade na classificação do sítio das parcelas pelo método de curvas anamórficas.

REFERÊNCIAS

CAMPOS, J. C. C.; LEITE, H. G. **Mensuração Florestal: Perguntas e Respostas**. 3ª edição. Viçosa-MG: Editora UFV, 2009. 548 p.

CLUTTER, J. L.; FORTSON, J. C.; PIENAAR, L. V.; BRISTER, G. H.; BAILEY, R. L. **Timber management: a quantitative approach**. New York: John Wiley & Sons, 1983. p. 333.

PINHEIRO, J. C.; BATES, D. M. **Mixed-effects models in S and S-PLUS**. New York: Springer-Verlag, 2000. 528 p.

R DEVELOPMENT CORE TEAM. **R: A Language and Environment for Statistical Computing**. Vienna, Austria. R Foundation for Statistical Computing, 2013. Disponível em: <<http://www.r-project.org>>.

PARAMETRIZAÇÃO DE REDES NEURAIS ARTIFICIAIS PARA ESTIMAÇÃO DA ALTURA TOTAL DE ÁRVORES DE POVOAMENTOS DE EUCALIPTO

Emília dos Reis Martins¹, Ana Carolina da Silva Cardoso Araújo¹, Paula Ventura da Silva¹, Mayra Luiza Marques da Silva Binoti², Daniel Henrique Breda Binoti³, Helio Garcia Leite³

¹Engenheira Florestal; Mestranda; Universidade Federal dos Vales do Jequitinhonha e Mucuri- UFVJM emilia.martins@yahoo.com.br, anascaraujo@gmail.com, paulaventura@gmail.com

²Engenheira Florestal; Doutorado; Universidade Federal dos Vales do Jequitinhonha e Mucuri - UFVJM mayrabinoti@gmail.com

³Engenheiro Florestal; Doutorado; Universidade Federal de Viçosa- UFV; danielhbbinoti@gmail.com, hgleite@gmail.com

Resumo

O objetivo deste trabalho é definir configurações adequadas de RNAs para a obtenção da altura total de árvores de povoamentos de eucalipto. Foram utilizados dados provenientes de inventários florestais contínuos de povoamentos de eucalipto localizados no Sul da Bahia. As variáveis quantitativas utilizadas como entrada para as RNAs foram: diâmetro a 1,30 m da superfície do solo (cm), altura dominante (m) e idade (meses). As variáveis categóricas foram: clone, espaçamento, projeto, tipo de solo e tipo de relevo. A variável de saída foi altura total. Foram testadas diversas configurações de RNAs com diferentes combinações de parâmetros dos algoritmos de aprendizagem, número de neurônios e funções de ativação. Os testes foram realizados no sistema NeuroForest e as redes foram avaliadas através da média e desvio-padrão. Foram encontradas diferentes combinações que apresentaram resultados satisfatórios para estimação de altura e foi observado que RNAs com estrutura simples podem ser utilizadas para estimar altura.

Palavras-chave: NeuroForest, relação hipsométrica, algoritmos de aprendizagem.

Abstract

Parameterization of artificial neural networks for estimation the total height of trees of eucalyptus stands

The aim of this work is to define appropriate ANNs settings to obtain the total height of trees of eucalyptus plantations. We used data from continuous forest inventories of eucalypt plantation located in southern Bahia. Quantitative variables used as input to the ANNs were: diameter of 1.30 m from the soil surface (cm), dominant height (m) and age (months). Categorical variables were: clone, spacing, project, type of soil and type of raised signage. The output variable was total height. Were tested various ANNs configurations with different combinations of parameters of learning algorithms, number of neurons and activation functions. The tests were performed in NeuroForest system and the networks were evaluated using the mean and standard deviation. Different combinations showed satisfactory results for estimating of the height and it was observed that ANNs with simple structure can be used to estimate height.

Keywords: Neuroforest, hypsometric relation, learning algorithms.

INTRODUÇÃO

Para o planejamento adequado dos plantios florestais é necessário obter informações qualitativas e quantitativas dos plantios. Algumas dessas informações, muitas vezes são obtidas por meio de procedimentos de estimação. Exemplo disso, é a obtenção da altura das árvores, uma vez que a medição da altura de todas as árvores é operacionalmente inviável e aumentaria o custo dos inventários florestais. Nesse contexto, o setor florestal busca por procedimentos de estimação cada vez mais exatos e precisos, ou seja, que se aproximem ao máximo da realidade.

A altura total é uma variável imprescindível nos levantamentos florestais e serve como entrada para equações de volume e de *taper* em povoamentos equiâneos. Dessa forma, quanto mais precisas forem tais estimativas, menor será o erro acrescido na determinação da produção florestal.

A predição da altura das árvores por relações hipsométricas geralmente se dá por meio de modelos de regressão linear e não linear, tendo o diâmetro a 1,30 m do solo e outras variáveis, como a altura dominante, idade e densidade, como variáveis independentes. O ajuste dos modelos lineares é geralmente mais simples. Entretanto, Batista *et al.* (2001) ponderaram que os modelos não lineares apresentam superioridade em termos de estabilidade devido a fundamentação biológica dos mesmos, sendo também menos suscetíveis a presença de viés.

Alternativa interessante para a estimativa de altura de árvores em povoamentos florestais é a abordagem por Redes Neurais Artificiais (RNAs). A habilidade de extrair relações não lineares entre os dados durante o processo de aprendizagem torna essa técnica muito atraente na modelagem de relações hipsométricas. Além disso, essa abordagem permite a inclusão de variáveis categóricas no ajuste com facilidade, sendo uma das vantagens

diante da dificuldade de inserir variáveis binárias em modelos de regressão, por aumentar a complexidade dos mesmos.

No campo da mensuração e manejo florestal, as RNAs tem se mostrado muito eficientes. Vários trabalhos demonstraram que a abordagem por RNAs constitui uma técnica extremamente promissora, pois em muitos casos apresentam qualidade superior nas estimativas e vantagens operacionais em relação aos métodos tradicionais (DIAMANTOPOULOU, 2005; GORGENS *et al.*, 2009; SILVA *et al.*, 2009; BINOTI, 2010; LEITE *et al.*, 2010; ÖZÇELİK *et al.*, 2010; RODRIGUES *et al.*, 2010; SOARES, 2012). Binoti (2012) aplicou RNAs para prever a altura de árvores e demonstrou que esse método é eficiente e pode ser utilizado em substituição aos modelos tradicionais de relação hipsométrica, com vantagens operacionais e proporcionando redução de custos nos inventários florestais.

Os excelentes resultados alcançados por meio de redes neurais artificiais se devem as suas características intrínsecas que as tornam adequadas para solucionar diferentes problemas. As RNAs possuem a habilidade para detectar implicitamente relações não-lineares entre a variável de saída e as variáveis de entrada, sendo essa uma característica interessante para muitas das estimativas florestais. Entretanto, a definição de uma configuração de RNA apropriada para solucionar um determinado problema geralmente é empírica e pode demandar muito tempo para encontrar a rede ideal, devido ao número elevado de combinações possíveis dos atributos das redes, tais como número de neurônios, função de ativação, algoritmos de aprendizagem e seus parâmetros (BRAGA *et al.*, 2007; ARTERO, 2009).

Diante do exposto, o objetivo deste trabalho foi definir as configurações adequadas de RNAs para a obtenção da altura total de árvores de povoamentos de eucalipto.

MATERIAL E MÉTODOS

Foram utilizados dados provenientes de inventários florestais contínuos de povoamentos de eucalipto localizados no Sul da Bahia, em uma área de aproximadamente 2.000 ha. As variáveis quantitativas utilizadas como entrada para as RNAs foram: diâmetro a 1,30 m da superfície do solo (DAP) (cm), altura dominante (HD) (m) e idade (meses). As variáveis categóricas foram: clone, espaçamento, projeto, tipo de solo e tipo de relevo, sendo o número de classes iguais a 6, 6, 4, 15 e 3, respectivamente.

O número total de neurônios na camada de entrada foi igual a 39, sendo um neurônio para cada variável quantitativa e para cada classe de variável categórica. Como variável de saída utilizou-se a altura total da árvore (m).

As funções de ativação utilizadas nas camadas de entrada e saída foram: linear, log, tangente hiperbólica, seno e sigmoide. Os algoritmos de treinamento foram: *Error Backpropagation*, *Resilient Propagation*, *Manhattan Update Rule*, *Scaled Conjugate Gradient*, *Levenberg Marquardt*, *Quick Propagation*, *Simulated Annealing* e Algoritmos Genéticos.

As variações da taxa de aprendizagem para o algoritmo *Error Backpropagation* foram: 0,001; 0,003; 0,005; 0,007; 0,009; 0,01; 0,03; 0,05; 0,07; 0,09; 0,1; 0,3; 0,5; 0,7; 0,9; 1; e os valores do parâmetro *momentum* foram: 0; 0,0005; 0,001; 0,05; 0,1; 0,5; 1. Para o algoritmo *Resilient Propagation* utilizou-se quatro variações básicas: RPROP+, RPROP-, iRPROP+, iPROP. O algoritmo *Manhattan Update Rule* necessita de pequenas taxas de treinamento, portanto restringiu-se a apenas uma: 0,0001. O algoritmo *Quick Propagation* é sensível a altas taxas de aprendizagem, por isso utilizou-se: 0,1; 0,3; 0,5; 0,7; 1; 2; 3; 4; 5; 6; 7; 8; 9; 10. Para o algoritmo *Simulated Annealing* o número de ciclos variou de 100 a 1000 com intervalos de 100, a temperatura mínima foi igual a 2 e a temperatura máxima igual a 10. Os parâmetros utilizados para o treinamento com Algoritmos Genéticos foram valores de população variando de 100 a 700 com intervalos de 100; valores de mutação com variações entre 0,1 e 0,4 a cada 0,1; e valores de cruzamento variando entre 0,1 a 0,6 a cada 0,2.

Foram analisadas todas as combinações possíveis entre o número de neurônios na camada oculta, função de ativação nas camadas oculta e de saída, número de ciclos de treinamento e parâmetros dos algoritmos. O critério de parada do treinamento foi o número total de ciclos, com valores variando de 500 a 2.000, ou erro quadrático médio inferior a 1%. Para cada combinação foram geradas 10 RNAs. A escolha de configurações adequadas se deu por meio da análise da média e desvio-padrão das RNAs geradas para cada configuração.

Os testes foram realizados por meio do sistema NeuroForest, disponível gratuitamente no endereço eletrônico <http://neuroforest.ucoz.com/>.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Não foram encontradas RNAs satisfatórias utilizando os algoritmos *Levenberg Marquadt*, Algoritmos Genéticos e *Simulated Annealing*. Para todos os demais algoritmos analisados, as RNAs com apenas um neurônio na camada oculta apresentaram bom desempenho. Isso demonstra que redes com estrutura simples podem ser

utilizadas para estimação da altura de árvores, pois o número de neurônios ocultos está associado à complexidade do problema e os neurônios são responsáveis por extrair características não lineares dos dados (DIAMANTOPOULOU, 2005; BINOTI, 2012). Russel e Norvig (2004), afirmaram que o número de neurônios ocultos cresce exponencialmente com o número de neurônios na camada de entrada e, segundo Artero (2009), o número de neurônios na camada oculta é comumente definido por meio da média geométrica entre os números de neurônios nas camadas de entrada e saída. Entretanto, os resultados deste estudo demonstram que relações não-lineares relativamente simples como estimação de altura de árvore ou de estimativas volumétrica, como demonstrado por Binoti (2012), podem ser solucionados com apenas um neurônio na camada oculta. Assim, é interessante que tais configurações de RNAs sejam utilizadas em detrimento de configurações com um número maior de neurônios ocultos, para que o processo de busca seja facilitado e não ocorra o “superajuste” das redes (*overfitting*), ocasionando a memorização dos dados e consequentemente, uma extrapolação inadequada (BULLINARIA, 2010).

Para os algoritmos *Error Backpropagation*, *Resilient Propagation*, *Scaled Conjugate Gradient* e *Quick Propagation* foram encontradas RNAs satisfatórias com todas as funções de ativação testadas para as camadas oculta e de saída. Entretanto, para o algoritmo *Manhattan Update Rule* as funções de ativação das redes que apresentaram bom desempenho foram a Tangente Hiperbólica na camada oculta e a Sigmoidal na camada de saída.

Apenas 500 ciclos foram suficientes para treinar as redes, com exceção do algoritmo *Manhattan Update Rule*, em que as RNAs foram treinadas com no mínimo 1.000 ciclos. O número de ciclos consiste em um dos critérios de parada para uma RNA e afeta o tempo de busca da rede. Um número elevado de ciclos pode ocasionar o *overfitting* das redes e aumentar o tempo de busca. Entretanto, um número reduzido de ciclos pode ocasionar um *underfitting*. Além disso, o número de ciclos é influenciado por parâmetros do algoritmo, como a taxa de aprendizagem do algoritmo *Error Backpropagation*. (HAYKIN, 2001).

Para o algoritmo *Error Backpropagation*, taxas de aprendizagem menores que 0,5 e o parâmetro *momentum* com valores entre 0 e 1 apresentaram resultados satisfatórios. Para estimativas de volume, Binoti (2012) encontrou resultados satisfatórios apenas para taxas de aprendizagem menores que 0,1 e *momentum* menores que 0,01. Isso demonstra que os parâmetros de redes neurais variam conforme a aplicação. Para o algoritmo *Resilient Propagation* não houve variação entre as suas quatro variações básicas: RPROP+, RPROP-, iRPROP+, iPROP.

O algoritmo *Quick Propagation* apresentou resultados satisfatórios com taxas de aprendizagem pequenas e grandes. Esse resultado foi obtido porque o *Quick Propagation* permite, em algumas aplicações, altas taxas de aprendizagem sem ocasionar instabilidade na rede (HAYKIN, 2001).

Foram selecionadas duas configurações para a demonstração gráfica (Figura 1).

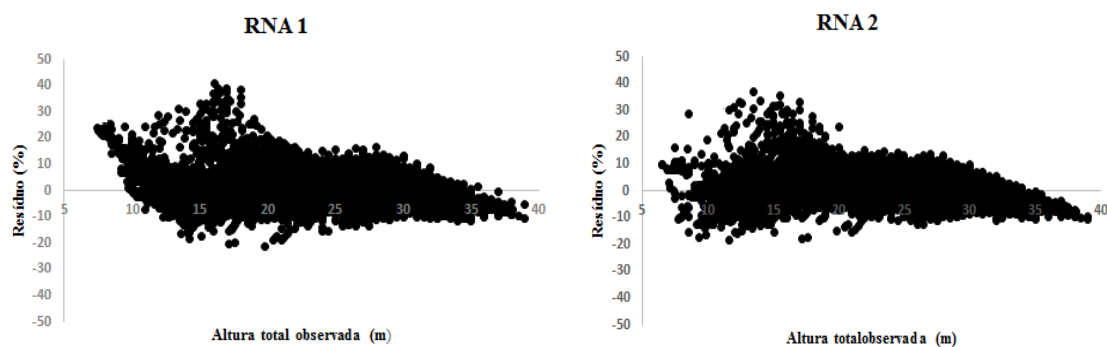


Figura 1 - Gráfico de resíduos obtidos pelas estimativas realizadas pelas RNAs treinadas. RNA 1: um neurônio na camada oculta, função seno na camada oculta e função sigmoideal na camada de saída, treino com o algoritmo *Resilient Propagation* (iPROP). RNA 2: três neurônio na camada oculta, função tangente hiperbólica na camada oculta e função seno na camada de saída, treino com o algoritmo *Quick Propagation* com taxa de aprendizagem 7.

Percebe-se que a estimativa obtida por meio da RNA 2 é mais adequada, uma vez que a estimativa obtida por meio da RNA 1 para as árvores menores apresentou tendenciosidade. Entretanto, a RNA 2 também apresenta uma configuração simples, o que justifica a utilização de RNAs com poucos neurônios na camada oculta, pois um menor número de neurônios ocultos diminui o risco de memorização dos dados.

CONCLUSÕES

A estimação da altura das árvores de povoamentos de eucalipto pode ser realizada por meio de diversas configurações de redes neurais artificiais.

As configurações simples de redes neurais artificiais são eficientes para a estimação da altura de árvores.

REFERÊNCIAS

- ARTERO, A. O. **Inteligência Artificial: teórica e prática**. 1 ed. São Paulo: Editora Livraria da Física, 2009. 230 p.
- BATISTA, J. L. F.; COUTO, H. T. Z.; MARQUESINI, M. Desempenho de modelos de relações hipsométricas: estudo em três tipos de florestas. **Scientia Forestalis**, n. 60, p. 149-163, 2001.
- BINOTI, M. L. M. da SILVA. **Emprego de Redes Neurais Artificiais em Mensuração e Manejo Florestal**. 130 f. Tese (Doutorado em Ciência Florestal) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG, 2012.
- BINOTI, M. L. M. da SILVA. **Redes Neurais Artificiais para Prognose da Produção de Povoamentos não Desbastados de Eucalipto**. 54 f. Dissertação (Mestrado em Ciência Florestal) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG, 2010.
- BRAGA, A. de P.; CARVALHO, A. C. P. de L. F. de; LUDEMIR, T. B. **Redes Neurais Artificiais: teoria e aplicações**. 2. ed. Rio de Janeiro: LTC, 2007. 226 p.
- BULLINARIA, J. A. **Introduction to Neural Computation**. Notas de aula. 2008. Disponível em: <<http://www.cs.bham.ac.uk/~jxb/inc.html>> Acesso em: 01 de maio 2014.
- DIAMANTOPOULOU, M. J. Artificial neural networks as an alternative tool in pine bark volume estimation. **Computers and Electronics in Agriculture**, v. 48, n. 3, p. 235-244, 2005.
- GORGENS, E. B.; LEITE, H. G.; SANTOS, H. N.; GLERIANI, J. M. Estimação do volume de árvores utilizando redes neurais artificiais. **Revista Árvore**, Viçosa-MG, v. 33, n. 6, p. 1141-1147, 2009.
- HAYKIN, S. **Redes Neurais: princípios e prática**. 2. ed. Porto Alegre: Bookman, 2001. 900 p.
- LEITE, H. G.; SILVA, M. L. M.; BINOTI, D. H. B.; FARDIN, L.; TAKIZAWA, F. H. Estimation of inside-bark diameter and heartwood diameter for *Tectona grandis* Linn. trees using artificial neural networks. **European Journal of Forest Research**, v. 130, n. 2, p. 263-269, 2010.
- ÖZÇELİK, R.; DIAMANTOPOULOU, M. J. BROOKS, J. R.; WIAANT JR, H. Estimating tree bole volume using artificial neural network models for four species in Turkey. **Journal of Environmental Management**, v. 91, p. 742-753, 2010.
- RODRIGUES, E. F.; OLIVEIRA, T. R.; MADRUGA, M. R.; SILVEIRA, A. M. Um Método para determinar o Volume Comercial do *Schizolobium Amazonicum* (Huber) Ducke Utilizando Redes Neurais Artificiais. **Rev. Bras. Biom.**, São Paulo, v.28, n.1, p.16-23, 2010.
- RUSSEL, S. J.; NORVIG, P. **Inteligência Artificial**. 2 ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2004. 1021 p.
- SILVA, M. L. M.; BINOTI, D. H. B.; GLERIANI, J. M.; LEITE, H. G. Ajuste do modelo de Schumacher e Hall e aplicação de redes neurais artificiais para estimar volume de árvores de eucalipto. **Revista Árvore**, Viçosa, v. 33, n. 6, p. 1133-1139, 2009.
- SOARES, F. A. A. de M. N. **Predição Recursiva de Diâmetros de Clones de Eucalipto Utilizando Rede Perceptron de Múltiplas Camadas para o Cálculo de Volume**. 111 p. Tese (Doutorado em Engenharia Elétrica) – Universidade Federal de Uberlândia, Uberlândia, MG, 2012.

REDES NEURAIS ARTIFICIAIS E REGRESSÃO LINEAR PARA A ESTIMATIVA DO VOLUME INDIVIDUAL DE *Toona ciliata* M. Roem.

Marcos Antonio Isaac Júnior¹; Natalino Calegario²; Ernani Lopes Possato³; Joyce de Almeida Alves⁴

¹Engenheiro Florestal, Doutorando em Engenharia Florestal, Universidade Federal de Lavras – UFLA; maisaacjr@yahoo.com.br;

²Engenheiro Florestal, PhD, Universidade Federal de Lavras – UFLA; calegari@dcf.ufla.br;

³Engenheiro Florestal, Doutorando em Engenharia Florestal, Universidade Federal de Lavras – UFLA; epossato@yahoo.com.br;

⁴Engenheira Florestal, Doutoranda em Engenharia Florestal, Universidade Federal de Lavras – UFLA; joyce_a.alves@yahoo.com.br

Resumo

Nos últimos anos novos métodos que visam permitir a estimativa do volume de árvores têm sido propostos, um desses métodos que se mostra bastante promissor é o uso das Redes neurais Artificiais (RNAs). O presente estudo objetivou comparar o uso do método das RNAs com o modelo de Schumacher e Hall para estimativa volumétrica de *Toona ciliata*. Os dados utilizados são provenientes de 72 árvores pertencentes a empresa Bela Vista Florestal, localizada no município de Campo Belo – MG. De acordo com as análises estatísticas, as RNAs apresentaram melhores resultados em relação a função de Schumacher e Hall. Ao analisar os gráficos dos resíduos e dos volumes estimados *versus* observados, observou-se uma melhor distribuição para o método de RNAs. Desta forma, considera-se, que o uso de RNAs pode ser útil para a estimativa do volume individual das árvores de cedro australiano.

Palavras Chaves: Inteligência artificial, Schumacher e Hall e cedro australiano.

Abstract

Artificial neural networks and linear regression estimates for the volume of individual Toona ciliata M. Roem. In recent years new statistical methods to allow the estimation of the volume of trees have been proposed, one of these methods which is rather promising is the use of Artificial Neural Networks (ANNs). This study aimed to compare the ANNs method with the Schumacher and Hall model for volume estimation of individual trees. The data used in this study were collected from 72 trees belonging to company Bela Vista Forest, located in the city of Campo Belo - MG. According to statistical analysis, the ANNs showed better results regarding the function of Schumacher and Hall. By analyzing the graphs of the residuals and the estimated versus observed volumes was noted a better distribution using the method ANNs. Thus, it's considered that the ANNs method can be useful to estimate the volume of individual Australian cedar trees.

Keywords: Artificial intelligence, Schumacher and Hall and australian cedar.

INTRODUÇÃO

O cedro australiano possui diversas aplicações desde o uso na fabricação de móveis até a produção de compensados e outros fins. A produção em larga escala favorece investimentos e desenvolvimento de tecnologias específicas para esta espécie, no entanto a elaboração de seus produtos madeireiros é incipiente e carece de informações quanto ao seu manejo florestal.

Para a realização de um manejo florestal adequado é necessária a realização do inventário florestal adequado, que permite a obtenção de informações, qualitativas e quantitativas, do plantio florestal. Com as inovações tecnológicas, o inventário torna-se cada vez mais criterioso e permite, além da obtenção do volume, a extração de mais informações para que se possa trabalhar com multiprodutos (PÉLLICO NETO; BRENA, 1997).

Devido à árvore apresentar variações nas formas ao longo do fuste, dificulta a definição do ponto de transição entre os sólidos existentes na árvore (LOUREIRO *et al.*, 2012), isto é, determinar o volume da árvore, pois a forma da árvore é influenciada pelos seguintes fatores: espécie, sítio, tratamentos silviculturais, idade, aspectos genéticos, etc (AVERY; BURKHART, 1994; MACHADO; FIGUEIREDO FILHO, 2009).

Trabalhos realizados com Redes Neurais Artificiais (RNAs) mostram-se eficientes na estimativa de volumes para plantações florestais e tem sido utilizados para estimar variáveis de árvores: como altura, diâmetro do peito a 1,30 metros do solo(DAP), entre outras (DIAMANTOPOULOU, 2005; HANEWINKEL, 2005; SILVA *et al.*, 2009; SOARES *et al.*, 2011). Estes são modelos matemáticos baseado em redes biológicas e têm demonstrado que são mais precisos que os modelos de regressão (LEITE *et al.*, 2011). Modelos estatísticos precisam de uma grande quantidade de variáveis de entrada para realizarem as análises sobre o povoamento florestal e com isso gerar informações.

Soares *et al.* (2012) verificaram que a redução do erro de mensuração da altura total (HT) e do DAP, permite a redução do custo e tempo para conclusão do inventário florestal de forma significativa, além de ser menos suscetível a erro humano.

Como principal objetivo, o presente trabalho visa comparar o método tradicional de regressão com o método de RNAs, a fim de se obter a estimativa do volume individual de árvores de cedro australiano.

Material e métodos

A área de estudo está localizada na fazenda Bela Vista, rodovia Fernão Dias (BR 381), município de Campo Belo, Minas Gerais, latitude 20°53'58.89"S e longitude 45°17'33.04"W. A fazenda Bela Vista encontra-se em uma região de acordo com a classificação de Köppen, Cwa, temperado úmido com inverno seco e verão chuvoso, temperatura para o mês mais quente de 22 °C, precipitação pluviométrica média de 1.250 mm e altitude máxima de 1.146 m.

Os plantios de cedro australiano (*Toona ciliata* M. Roem.) existentes na fazenda são oriundos de sementes, progênies e clones. Atualmente, existe um estudo com 5 progênies que são originárias de três regiões distintas do estado de *Queensland*, sendo duas delas com altitude de 40 m e precipitação de 2.091 mm e a outra com altitude de 300 m e precipitação de 1.873 mm. Para a realização do estudo foram coletados discos de 72 árvores, com idade de 5 anos. O experimento está dividido em três blocos casualizados e cada bloco possui três unidades amostrais. A unidade amostral está disposta em 4 linhas x 4 plantas (16 plantas), com espaçamento de 3 x 3 m.

A seleção das árvores foi feita conforme o conceito de Hart:100 árvores mais altas por hectare. Assim, selecionaram e mensuraram, DAP e HT, nos 3 blocos. Posteriormente, com auxílio de uma motosserra retiraram discos com 4 cm de espessura nas seguintes posições: 0,15m; 0,7m; 1,3m; 50%, 70% e 85% total da árvore. Os discos foram levados à marcenaria para serem aplainados e lixados. Os volumes do cedro australiano foram obtidos das árvores cubadas em campo pelo método de Smalian.

As árvores foram separadas em classes diamétricas com amplitude de 5 cm (Tabela 1) e em seguida foram selecionadas 75% das árvores para a realização do treinamento e 25% para o teste.

Tabela 1 - Frequência de árvores por classe diamétrica

Intervalos de classe				
Classe	LI	Valor central	LS	Frequência
I	8	10,5	13	3
II	10,5	13	15,5	7
III	13	15,5	18	24
IV	15,5	18	20,5	26
V	18	20,5	23	10
VI	20,5	23	25,5	2

Em que: LI – Limite Inferior; LS – Limite Superior.

O ajuste do volume individual pelas RNAs foi comparado com o modelo linearizado de Schumacher e Hall, equação 1.

$$\ln V_i = \beta_0 + \beta_1 \ln DAP_i + \beta_2 \ln HT_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

Em que: β – parâmetros a serem estimados; DAP – diâmetro a altura do peito; HT – altura total; ε_i – erro associado a *i*-ésima estimativa do volume.

Para o processamento dos dados empregando ao método de RNAs realizou-se o pré-processamento dos dados, isto é, a normalização das informações das árvores: DAP, HT e volume (VOL). Após o processamento para a estimativa do volume individual da árvore de cedro australiano, utilizou-se a mesma equação, mas para obtenção dos valores estimados de volume.

A arquitetura definida para a realização do trabalho é composta de dois neurônios na camada de entrada DAP e HT; dez neurônios na camada oculta; e um neurônio na camada de saída, volume. Para a determinação do ajuste do volume neste trabalho utilizou-se a rede neural Perceptron de Múltiplas Camadas (MLP). Para o ajuste das RNAs fez-se o uso do *software* Scilab 5.4.1, onde realizou-se o treinamento por meio do algoritmo *backpropagation* com 500 épocas. A função de ativação foi a sigmoideal e considerou-se uma taxa de aprendizagem de 0,1 e o termo de momentum de 0,8.

Para a comparação dos métodos foi utilizado o *software* R 2.20.1 onde foram analisados os volumes estimados por meio da Raiz do Erro Quadrado Médio (RMSE%) e correlação linear (R) de ambos os métodos. Além de realizar a análise gráfica dos resíduos e dos valores estimados *versus* valores observados dos volumes.

$$RMSE\% = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (y_i^a - y_i^e)^2}{n}} \cdot \frac{100}{\bar{y}} \quad R = \frac{n(\sum_{i=1}^n \hat{Y}_i Y_i) - (\sum_{i=1}^n \hat{Y}_i)(\sum_{i=1}^n Y_i)}{(n(\sum_{i=1}^n Y_i^2) - (\sum_{i=1}^n Y_i)^2)^{1/2}}$$

Em que: y_a – vetor de volumes reais; y_e – vetor de volumes estimados; Sendo: $\hat{Y}_i$ – volumes preditos; Y_i – volumes medidos; n – números de medidas de diâmetros de entrada e altura.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os valores ajustados para os parâmetros do modelo de Shumacher e Hall foram de -9.02276, 1.62475 e 0.95900 para os betas zero, um e dois, respectivamente. O valor do $RMSE\%$ foi 65% inferior para os dados de teste das RNAs, 10,20%, quando comparado ao método de regressão, 29,11% (Tabela 2). Quanto à correlação linear para os dados de teste, as RNAs foi ligeiramente superior, 0,95 ao método da regressão, 0,93.

Tabela 2 - Comparação entre as RNAs e a função de Shumacher e Hall para estimativa do volume de cedro australiano.

	RNAs	Schumacher e Hall
RMSE%	10,20	29,11
R	0,95	0,93

Ao avaliar os gráficos dos resíduos e os volumes estimados *versus* volumes observados (Figura 2) observou a subestimativas dos valores de volumes para a função de Schumacher e Hall, para toda base de dados, sendo mais acentuados para os maiores que 0,12 m³. A distribuição dos resíduos para estimativa do volume por meio das RNAs, por outro lado, foram heterocedásticos, com distribuição em forma de funil do menor para o maior volume, com tendência de superestimativa de volume próximos a 0,15 m³.

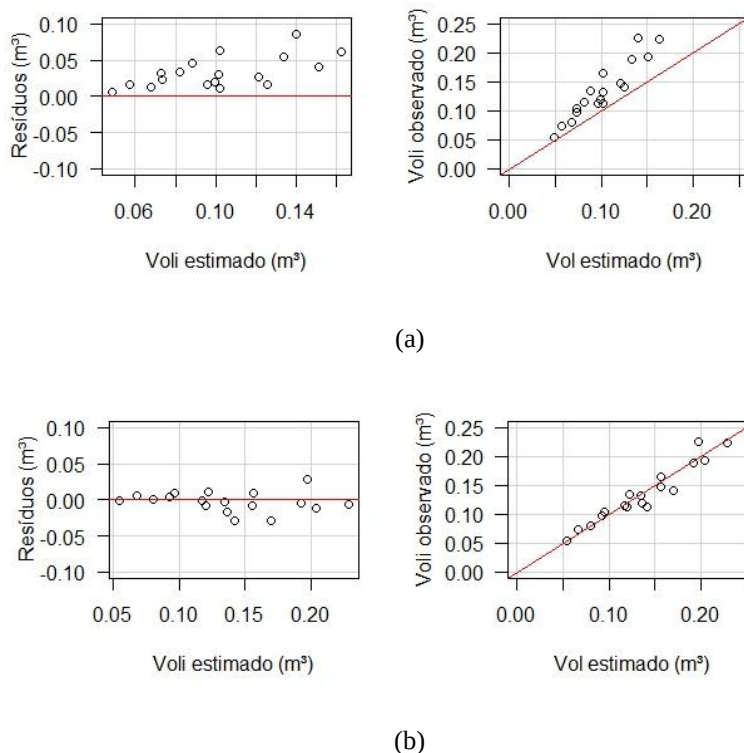


Figura 2 - Gráfico da distribuição de resíduos: a e b – resíduo e valores estimados versus valores observados.

Ao estimar o volume para duas espécies, teca e eucalipto, para cinco locais por meio das RNAs, Gorgens *et al.* (2009) verificaram a capacidade de generalização das mesmas quando comparado a função de Schumacher e Hall. Silva *et al.* (2009) ao estimar o volume com a função de Schumacher e Hall obteve bons resultados ao estimar o volume, considerando os algoritmos Gauss-Newton, Quasi-Newton e Levenberg-Marquardt. Os mesmos pesquisadores relatam que as RNAs apresentaram boa precisão para as estimativas dos volumes, sendo possível usar os dois métodos. Diamantopoulou (2005) ao comparar as RNAs com o modelo de regressão linear, as RNAs obtiveram melhores resultados.

CONCLUSÕES

O método de RNAs pode ser utilizado para a estimativa do volume para a árvore individual de cedro australiano em substituição ao método de regressão linear, com significativos ganhos de qualidade do ajuste.

REFERÊNCIAS

AVERY, T. E.; BURKHART, H. E. **Forest measurements**. 4. ed. New York: McGraw-Hill, 1994 408 p. (McGraw-Hill Series in Forest Resources).

DIAMANTOPOULOU, M. J. Artificial neural networks as an alternative tool in pine bark volume estimation. **Computers and Electronics in Agriculture**, Oxon, v. 48, p. 235–244, 2005.

GORGENS, E. B.; LEITE, H. G.; SANTOS, H. N.; GLERIANI, J. M. Estimação do volume de árvores utilizando redes neurais artificiais. **Revista Árvore**, Viçosa, v. 33, n. 6, p. 1141-1147, 2009.

HANEWINKEL, M. Neural networks for assessing the risk of windthrow on the forest division level: a case study in southwest Germany, **European Journal of Forest Research**, New York, v. 124, n. 3, p. 243-249, out. 2005.

LEITE, H. G.; SILVA, M. L. M.; BINOTI, D. H. B.; FARDIN, L.; TAKIZAWA, F. H. Estimation of inside-bark diameter and heartwood diameter for *Tectona grandis* Linn. trees using artificial neural networks. **European Journal of Forest Research**, New York, v. 130, n. 2, p. 263-269, Mar. 2011.

LOUREIRO, G. H. *et al.* Avaliação de equações de afilamento em um plantio de *araucaria angustifolia* (bert.) O, Ktze utilizando o diâmetro como variável dependente. In: CONGRESSO FLORESTAL PARANAENSE, 4., Paraná. **Anais...** Paraná: Associação Paranaense de Empresas de Base Florestal, 2012.

MACHADO, S. A.; FIGUEIREDO FILHO, A. **Dendrometria**. 2. ed. Paraná: Editora da Fupef, 2009.

PÉLLICO NETO, S.; BRENA, D. A. **Inventário Florestal**. Curitiba, 1997. 316 p.

SILVA, M. L. M.; BINOTI, D. H. B.; GLERIANI, J. M.; LEITE, H. G.; Ajuste do modelo de Schumacher e Hall e aplicação de redes Neurais artificiais para estimar volume de árvores de Eucalipto. **Revista Árvore**, Viçosa, v. 33, n. 6, p. 1133-1139, 2009.

SOARES, F. A. A. M. N.; FLÔRES, E. L.; CABACINHA; C. D.; CARRIJO, G. A.; VEIGA, A. C. P. Recursive diameter prediction and volume calculation of eucalyptus trees using Multilayer Perceptron Networks. **Computers and Electronics in Agriculture**, Oxford, v. 78, n. 1, p. 19-27, 2011.

SOARES, F. A. A. M. N.; FLÔRES, E. L.; CABACINHA; C. D.; CARRIJO, G. A.; VEIGA, A. C. P. Recursive diameter prediction for calculating merchantable volume of Eucalyptus clones without previous knowledge of total tree height using artificial neural networks. **Applied Soft Computing**, Amsterdam, v. 12, n. 8, p. 2030-2039, aug. 2012.

REDES NEURAIS ARTIFICIAIS PARA ESTIMAR O VOLUME DE ESPÉCIES DE CERRADO *STRICTO SENSU*

Talles Hudson Souza Lacerda¹, Renan Bispo de Jesus¹, Inkamauta Valeda Cerda Plazas¹, Klaus Wesley de Souza Lacerda², Christian Dias Cabacinha³, Adriana Leandra de Assis³

¹ Graduando Eng. Florestal do Instituto de Ciências Agrárias da UFMG

² Graduando Eng. Florestal do Instituto de Ciências Agrárias da UFVJM

³ Professor Doutor Adjunto Instituto de Ciências Agrárias da UFMG; christian.cabacinha@gmail.com

Resumo

O Cerrado é o segundo maior bioma brasileiro com alta biodiversidade, caracterizado por espécies arbóreas de fustes tortuosos. Esse bioma possui poucos estudos sobre volumetria de espécies. A maioria dos trabalhos existentes utiliza técnicas convencionais para obtenção do volume, embora existam outras técnicas computacionais sendo aplicadas especialmente para florestas plantadas, como as Redes Neurais Artificiais. O objetivo deste trabalho foi construir sistemas de redes neurais para espécies do Cerrado *stricto sensu* na região de Montes Claros-MG, confrontando as arquiteturas *Perceptron* de Múltiplas Camadas, Função de Base Radial e equações volumétricas, tendo como resposta o volume. As redes e as equações foram elaboradas no *software Statistica 12*. A avaliação foi a partir de histogramas de frequências de erro, correlação entre volume real e estimado, gráfico da relação do volume real e estimado e raiz do erro quadrado médio. A MLP foi a técnica que melhor captou a variabilidade das variáveis.

Palavras-chave: inteligência artificial, modelos volumétricos, volumetria.

Abstract

Artificial neural networks to estimate the volume of species of cerrado sensu stricto. The Cerrado is the second largest Brazilian biome with high biodiversity, characterized by tree species tortuous stems. This biome has few species studied on volumetrics. Most existing work uses conventional techniques to obtain the volume, although there are other computational techniques being applied especially for planted forests, such as Artificial Neural Networks. The aim of this work was to construct neural network systems for species of the Cerrado *stricto sensu* in the region of Montes Claros-MG, confronting the Multilayer Perceptron, Radial Basis Function and volumetric equations architectures, with the volume response. Networks and equations were developed in Statistica 12 software. Evaluation was from frequency histograms of error correlation between actual and estimated volume graph of the relationship between real and estimated volume and root mean square error. The MLP was the technique that best captured the variability of variables.

Keywords: artificial intelligence, volume models, volume.

INTRODUÇÃO

O Bioma Cerrado tem grande diversidade de espécies vegetais, tendo como estrato predominante o arbóreo-arbustivo. As espécies arbóreas apresentam fustes tortuosos com cascas espessas e de alturas medianas. Apesar dessa grande diversidade, esse bioma apresenta poucos estudos voltados à volumetria de espécies.

As técnicas mais utilizadas para a obtenção da volumetria são os modelos volumétricos, que, em alguns casos, não estimam com grande precisão as variáveis para florestas nativas.

As RNAs são compostas por sistemas massivos e paralelos, que possuem unidades de processamento simples que são determinadas por funções matemáticas (BRAGA *et al.*, 2000). Essas técnicas computacionais apresentam diversas arquiteturas, como por exemplo, a MLP e RBF.

Neste contexto, este trabalho teve como objetivo confrontar redes neurais, de arquiteturas *Perceptron* de Múltiplas Camadas (MLP) e Função de Base Radial (RBF), com equações volumétricas para a obtenção de volume em espécies do Cerrado *stricto sensu*.

MATERIAL E MÉTODOS

A área de coleta de dados deste estudo, situa-se no Campus do Instituto de Ciências Agrárias da Universidade Federal de Minas Gerais –ICA/UFMG, no município de Montes Claros-MG, onde a vegetação predominante é o Cerrado *stricto sensu*.

O banco de dados consistiu em 32 espécies, totalizando 345 indivíduos, distribuídos em 15 parcelas de 400 metros quadrados.

O processamento dos dados foi feito no *software Statistica 12*, a fim de obter a equação volumétrica $V_t = b_0 * DAP^{b_1} * H_t^{b_2} * (1 - ((t * H_c) / DAP)^{b_3})$ (CAMPOS; LEITE, 2009), sendo V_t = volume total ou comercial; b_0 , b_1 , b_2 e b_3 = coeficientes de correlação; DAP = diâmetro na altura do peito; H_t = altura total; $t = 0$ para volume total e 1 para volume comercial; H_c = altura comercial.

A rede foi constituída por dois neurônios de entrada (diâmetro e altura), camada oculta e dois neurônios de saída (volume total e comercial), utilizando o *software Statistica 12*.

A avaliação do desempenho das técnicas foi realizada por meio da análise da raiz do erro quadrado médio (RMSE%), correlação entre os volumes real e estimado (r) (BINOTI, 2010), gráfico do histograma de frequência dos erros e gráfico da relação do volume real e estimado.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

A equação teve os seguintes parâmetros ajustados:

$$V_t = 0,000093 * DAP^{1,617409} * H_t^{1,234738} * (1 - ((t * H_c) / DAP)^{1,260772})$$

A arquitetura MLP apresentou dois neurônios na camada de entrada (DAP e H_t), cinco na camada oculta e dois na saída (volume comercial e total), tendo como função de ativação a exponencial.

Segundo Görgens (2006), a MLP que se mostrou similar estatisticamente aos valores da equação de Schumacher e Hall e aos valores observados, para predição de volume para eucalipto e teca, foi a função de ativação exponencial.

A RBF apresentou dois neurônios na camada de entrada, cinco na oculta e dois na saída, como função de ativação a gaussiana.

As técnicas utilizadas, a equação volumétrica e as redes MLP e RBF, apresentaram bons resultados para as raízes dos erros quadrados médio e correlações, considerando se tratar de estimativas de volume de árvores de Cerrado que apresentam grande variação de formas, fato este que reduz as correlações entre DAP, altura total e volume (Tabela 1).

Tabela 1 - RMSE e correlações das técnicas

Técnicas	Volume	RMSE (%)	r (%)
Equação volumétrica	Total	47,49	96,70
	Comercial	56,21	91,40
MLP	Total	38,76	97,61
	Comercial	36,73	96,86
RBF	Total	53,56	95,70
	Comercial	44,74	95,44

A rede MLP apresentou menores erros para ambos os volumes, indicando uma menor diferença entre os volumes estimados e observados, comparados com a equação volumétrica e RBF.

A equação se mostrou mais precisa que a RBF, para o volume total, mas para o volume comercial a RBF apresentou menores erros.

Soares (2012), quando comparou o volume de eucalipto, utilizando os diâmetros estimados pela MLP e RBF, e estimativas de volume, com o modelo de Schumacher e Hall, verificou que a RMSE (%) da equação foi em média 2% menor que a da MLP, já a RBF proporcionou RMSE (%) maiores que as demais técnicas.

As correlações (r) se mostraram altas para todas as técnicas e volumes, tendo como o menor valor 91,4% (volume comercial – equação volumétrica) e o maior de 97,61% (volume total – rede MLP). Essas altas correlações indicam que as variações em volume total e comercial dos dados, estão sendo bem explicadas pelas variáveis DAP e H_t .

O histograma de frequência de erros das técnicas (Figura 1) teve como finalidade representar a ocorrência de erros em intervalo de -100% a +100%. Os intervalos negativos indicam que houve superestimação dos volumes e os positivos, uma subestimação.

O histograma para volume total para a equação volumétrica apresentou uma frequência de erros mais dispersa no intervalo de -100% a +68%, verificando-se ainda uma grande frequência de erros negativos indicando uma superestimativa de volumes. A MLP proporcionou uma frequência de erros mais concentrada em menores intervalos (-44% a +44%), mas também mais concentrada em erros negativos. A RBF se mostrou com menor desempenho que as demais técnicas devido as frequências estarem acumuladas nos extremos do histograma e dispersa em todo intervalo (-100% a +100%).

Para o volume comercial a MLP continuou apresentando melhores resultados que as demais técnicas, com uma maior concentração de erros no intervalo de -44% a +44%, mas com uma tendência a superestimação. A RBF também proporcionou maiores frequências em menores intervalos, mas, no entanto houve uma ocorrência de aproximadamente 5% de erros nos intervalos -100% a -98%.

Binoti (2010) relata que os histogramas de frequência de erros percentuais de volumes de eucalipto, utilizando como técnica de estimação as redes neurais (lineares, MLPs e RBFs), a maior frequência de erros se encontrou no intervalo de -12,5% a +12,5%. Neste trabalho os erros se concentraram em intervalos superiores (-44% a 44%) para a melhor situação (rede MLP), o que já era esperado devido a base de dados se tratar de árvores de Cerrado. Embora os valores sejam superiores ao encontrado pelo autor supracitado, este resultado foi considerado satisfatório.

Os gráficos da Figura 1, mostram as relações entre volume observado e estimado. Quanto mais próxima a dispersão dos dados estiverem da linha de 45° maior precisão das estimativas volumétricas.

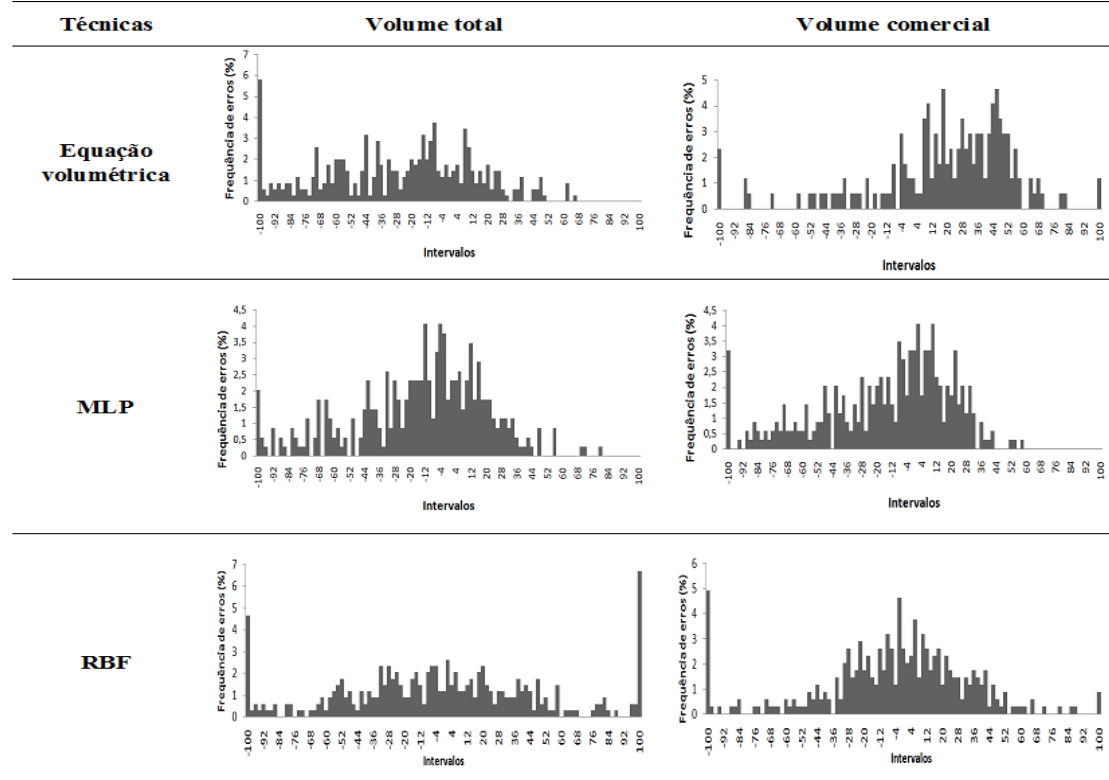


Figura 1. Histogramas de frequências de erros (%) do volume total e comercial

A dispersão dos volumes totais está muito similar para todas as técnicas trabalhadas, estando muito próximo da linha de 45°. Mesmo com essa grande similaridade, notou-se que a rede MLP apresentou melhores resultados que as outras técnicas.

O comportamento dos dados do volume comercial, para rede MLP, se mostrou semelhante ao da RBF. A equação volumétrica apresentou maior dispersão dos dados, comparando-a com as redes.

Soares (2012) também não observou diferenças entre os gráficos de dispersão de volume observado e estimado, para as redes MLP e RBF e a equação de Schumacher e Hall, apresentando dispersões próximas a linha de 45°.

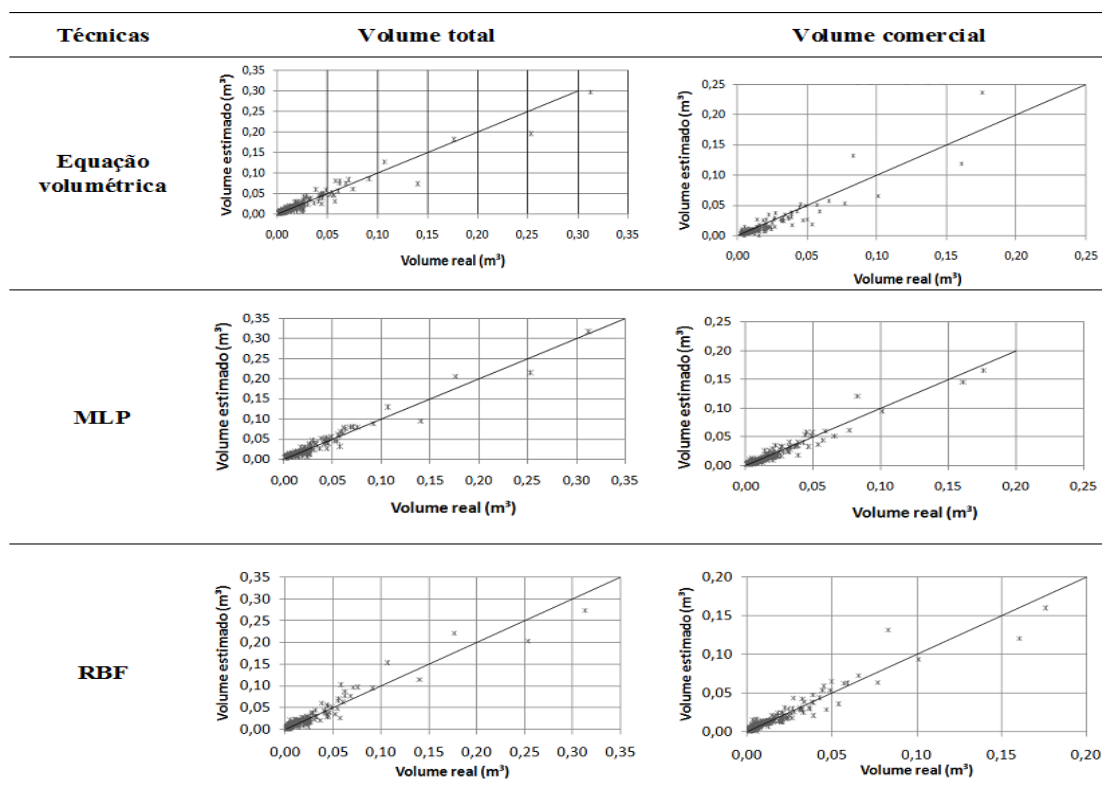


Figura 1 - Relação do volume real e estimado.

De acordo com os resultados, pode-se inferir que todas as técnicas apresentaram resultados confiáveis para estimativa de volume comercial e total, sendo que a rede MLP apresentou maior precisão que as demais técnicas. Görgens (2006), também concluiu que a rede MLP foi eficiente para predição de volumes para as espécies eucalipto e teca, apresentando-se estatisticamente igual ($\alpha > 0,05$) a equação de Schumacher e Hall.

CONCLUSÕES

A predição volumétrica pode ser feita utilizando todas as técnicas (equação volumétrica, MLP e RBF) gerando resultados confiáveis. A MLP é o estimador que gerou resultados mais precisos, apresentando menor erro na estimativa de volumes totais e comerciais para árvores de Cerrado. Portanto, a arquitetura MLP se destaca como a mais eficaz em virtude de seus bons resultados e praticidade.

REFERÊNCIAS

- BRAGA, A. P.; CARVALHO, A. C. P. L. F.; LUDERMIR, T. B. **Redes Neurais Artificiais: teoria e aplicações**. Rio de Janeiro: Livros técnicos e científicos editora S.A, 2000. 262 p.
- GÖRGENS, E.B. **Estimação do volume de árvores utilizando redes neurais artificiais**. 2006. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2006.
- CAMPOS, J. C. C; LEITE, H. G. **Mensuração Florestal**. 3. ed.. Viçosa: Editora UFV, 2009. 548 p.
- BINOTI, M. L. M. S. **Redes neurais artificiais para prognose da produção de povoamentos não desbastados de eucalipto**. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2010.
- SOARES, F.A.A.M.N. **Predição recursiva de diâmetro de clones de eucalipto utilizando rede perceptron de múltiplas camadas para o cálculo de volume**. 2012. Tese (Processamento da informação) – Faculdade de Engenharia Elétrica, Universidade Federal de Uberlândia, Uberlândia, 2012.

REDES NEURAIIS DE MULTICAMADAS PARA ESTIMAR DENSIDADE BÁSICA DE ESPÉCIES DO CERRADO *STRICTO SENSU*

Jeferson Pereira Martins Silva¹, Natielle Gomes Cordeiro¹, Daisy Celestina Souza¹, Adriana Leandra de Assis², Christian Dias Cabacinha²

¹ Graduando em Eng. Florestal do Instituto de Ciências Agrárias da UFMG

² Professor Doutor Adjunto Instituto de Ciências Agrárias da UFMG; christian.cabacinha@gmail.com

Resumo

O entendimento das variações da densidade básica em função das espécies e ambientes vem sendo um instrumento chave para a transformação de dados de volume de madeira em biomassa. A densidade básica é empregada na avaliação da qualidade da madeira, porém sua determinação muitas vezes requer o abate das árvores, o que pode ser um problema, principalmente em espécies nativas. Considerando que o Pilodyn é um equipamento de uso simples, que permite a medição da dureza da madeira de forma não destrutiva, o presente trabalho teve por objetivo avaliar o uso do Pilodyn para estimativa da densidade de espécies do cerrado, viabilizando assim uma alternativa não destrutiva, principalmente se associado às técnicas computacionais como as redes neurais artificiais. Processou-se os dados utilizando redes neurais artificiais. A correlação da densidade básica real e a estimada pela rede mostrou-se alta, apresentando uma linearidade crescente entre seus valores. Portanto, a utilização da rede neural artificial para estimativa de densidade básica de espécies do cerrado com o uso do Pilodyn e variáveis dendrométricas foi eficaz.

Palavras chave: Técnicas computacionais; correlação; mensuração; Pilodyn

Abstract

Estimating basic density of cerrado stricto sensu species with multilayer neural networks. Understanding the variations of the wood density for different species and environments is a very important tool to calculate wood biomass from volume data. Basic density is a the most useful information to evaluate wood quality, but its determination often requires destructive methodologies, which sometimes is not possible, especially dealing with native species. Whereas Pilodyn is an equipment which allows the measurement of wood hardness, the present study aimed to evaluate the use of Pilodyn for wood density estimates of Brazilian Cerrado species, enabling a non-destructive alternative, associated with computational techniques of Artificial Neural Networks. The correlation between real and predicted values of basic density was high, with an increasing linearity between their values. Therefore, the use of Artificial Neural Networks to estimate basic density of Cerrado species using the Pilodyn and dendrometric variables was effective.

Keywords: Computational techniques; correlation; measurement; Pilodyn

INTRODUÇÃO

As espécies nativas do cerrado apresentam importância ecológica e econômica reconhecida pelas populações rurais, bem como pelas pesquisas (PEREIRA *et al.*, 2012). Em relação às pesquisas, o conhecimento da densidade básica assume grande importância, por ser uma variável relacionada com a volumetria, peso seco e por servir de parâmetro para caracterização das propriedades físicas e mecânicas da madeira.

O entendimento das variações da densidade básica em função das espécies e ambientes vem sendo um instrumento chave para a transformação de dados de volume de madeira em biomassa (REYES *et al.*, 1992; FEARNside, 1997). Essa finalidade é importante, pois resulta na ampliação do conhecimento da dinâmica dos estoques de carbono presentes nas tipologias florestais do cerrado.

Para avaliar a qualidade da madeira, o emprego da densidade básica é considerado a característica mais importante. Porém, é uma atividade demorada e, às vezes, faz-se necessário o abate das árvores. Por isso, o desenvolvimento de metodologias que possibilitem determinar com precisão e rapidez a densidade da madeira é de grande interesse para o setor florestal. Algumas técnicas de determinação mais rápidas de densidade básicas já estão em uso. Entretanto, suas precisões ainda precisam ser estudadas. Como é o caso do aparelho Pilodyn.

O Pilodyn foi desenvolvido na Suíça para avaliar o grau de podridão da madeira de postes de linhas de transmissão (SCOLFORO e THIERSCH, 2004). Atualmente é utilizado para estimar densidade da madeira (VALE *et al.*, 1995). O aparelho relaciona a profundidade de penetração de uma agulha de aço injetada na árvore a uma força constante, com a sua densidade (COWN, 1978). Diante disso, o Pilodyn se mostra como uma boa alternativa de avaliação, principalmente quando seu emprego é associado a técnicas computacionais mais refinadas, como as Redes Neurais Artificiais (RNAs).

As Redes Neurais são sistemas de processamento paralelo e distribuído, baseados no sistema nervoso biológico (BRAGA *et al.*, 2000), capazes de generalizar o conhecimento por meio de um exemplo aprendido, aplicado a um conjunto de dados desconhecido (GORGENS, 2006).

O presente trabalho visa testar preliminarmente, estimativas de densidade básica utilizando redes neurais artificiais de multicamadas a partir da profundidade de penetração do pino do Pilodyn e variáveis dendrométricas (DAP, altura total) para duas espécies de cerrado *sensu stricto*.

MATERIAL E MÉTODOS

A área de coleta de dados está situada no campus do Instituto de Ciências Agrárias da Universidade Federal de Minas Gerais localizada no município de Montes Claros, Minas Gerais. Mensurou-se, o diâmetro a 1,30 m do solo (DAP), a altura total e do fuste comercial da árvore e a profundidade de penetração do pino do pilodyn (PIL) na posição do DAP, de 37 árvores, das espécies *Heteropterys byrsonimifolia* A.Juss. (22 árvores) e *Machaerium opacum* Vog. *Linnaea* (15 árvores).

Posteriormente, as árvores foram abatidas para a retirada de discos a 0%, 25%, 50%, 75% e 100% da altura do fuste comercial com casca para determinação da densidade básica em laboratório.

Realizou-se o processamento dos dados utilizando o Toolbox redes neurais no *Software* Matlab R2013b CYGiSO.

A arquitetura da rede foi a Perceptron de Múltiplas Camadas (MLP), constituída por três neurônios de entrada (DAP, PIL, altura total), camada oculta e um neurônio na camada de saída (densidade básica). Os dados foram separados em 50% para treinamento, 25% validação e 25% para teste. O algoritmo de aprendizagem foi o Backpropagation Levenberg-Marquardt e função de ativação Tangente Hiperbólica. O número de épocas para o treinamento foi igual a 1.000, com tempo máximo de 5 minutos.

A avaliação da rede foi realizada por meio da análise gráfica do histograma de frequência dos erros, do erro quadrado médio (Mean Squared Error “MSE”), da correlação entre densidade básica real e estimada (r) e o gráfico da relação da densidade básica real e estimada.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os resultados observados mostraram que a utilização das redes neurais artificiais para a estimativa da densidade das espécies do Cerrado gerou resultados satisfatórios, com estatísticas compatíveis com estudos de densidade realizados em florestas plantadas, sem o uso das redes. Como mostra a Tabela 1, os dados usados para treinamento, validação e teste apresentaram um alto coeficiente de determinação entre a densidade estimada pela rede e a densidade real. Os valores de densidade básica real e a estimada pela rede apresentaram um alto coeficiente de determinação e um baixo erro quadrado médio (Tabela 2).

Tabela 1 - Correlação entre densidade estimada pelos dados usados para treinar a rede e a densidade básica real.

Dados	MSE	R
Treinamento	0,000348	0,87
Validação	0,001590	0,75
Teste	0,000800	0,87

Tabela 2 - Relação da densidade básica e a estimada

Densidade real x Densidade estimada	
MSE	0,000797
R	0,77

Como mostra o histograma da Figura 1a, a frequência de erro entre a densidade básica real e a estimada demonstra existir uma pequena tendenciosidade da rede em subestimar os valores de densidade básica (Figura 1b).

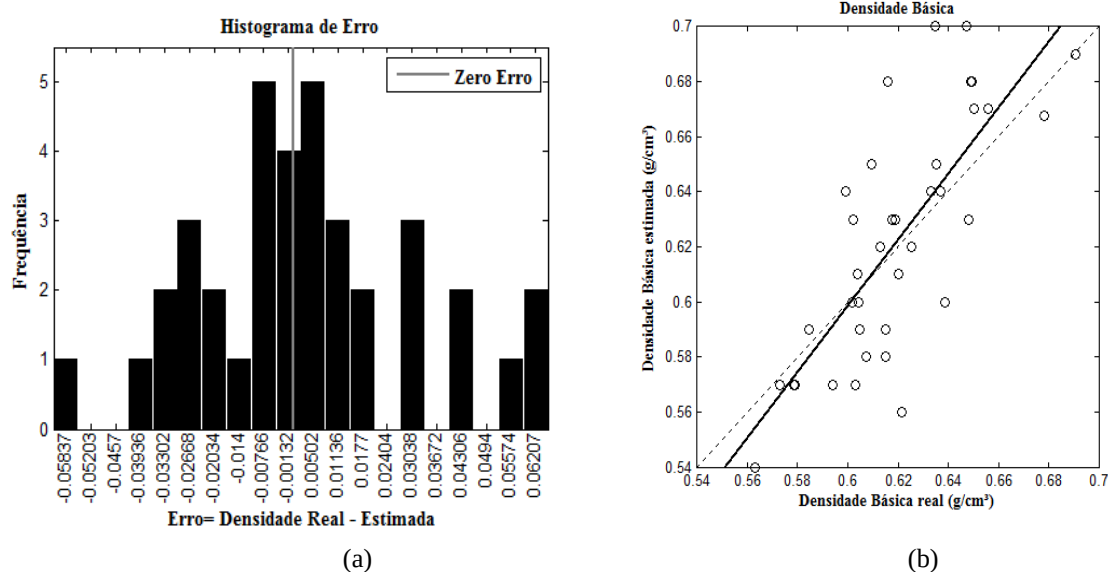


Figura 1 - Histograma de erro e relação entre densidade básica real e estimada.

LOUSADA *et al* 2005, em seus estudos de densidade básica para o *Eucalyptus nitens*, correlacionaram a profundidade da penetração do pino do Pilodyn com sua densidade básica real, encontrando coeficiente de determinação igual a 27%. Já SCOLFORO e THIERSCH (2004), em estudos realizados com dois clones de híbridos de *Eucalyptus grandis* e *Eucalyptus urophylla*, encontraram coeficiente de determinação de 89,57% para o clone 1 e 91,98% para o clone 2, acrescentando além das medidas efetuadas com o Pilodyn, a idade, altura média das árvores dominantes, DAP e altura total das árvores para correlacionar com a densidade básica real das espécies estudadas.

CONCLUSÕES

A utilização da rede neural artificial genérica para a estimativa de densidade básica da *Heteropteris byrsonimifolia* e *Machaerium opacum* com o uso do Pilodyn e variáveis dendrométricas gerou resultados estatisticamente satisfatórios, mostrando um alto coeficiente de determinação, indicando a possibilidade de seu uso para prever a densidade básica das espécies estudadas. Testes incluindo novas amostras, novas espécies, redes por espécie e com a introdução de variáveis categóricas devem ser avaliados.

REFERÊNCIAS

- BRAGA, A. P.; CARVALHO, A. P. de L. F.; LUDERNIR, T. B. **Fundamentos de Redes Neurais Artificiais**. 2nd. Ed. [S. I.]: Ed. LTC, 2000. p. 248.
- FEARNSIDE, P.M. Wood density for estimating forest biomass in Brazilian Amazonia. *Forest Ecology and Management*, Amsterdam, v. 90, p. 59 - 87, 1997.
- GORGENS, E. B. **Estimação Do Volume De Árvores Utilizando Redes Neurais Artificiais**. 84 f. Dissertação (Mestrado em Ciência Florestal) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2006.
- PEREIRA, Z. V.; FERNANDES, S. S. L.; SANGALLI, A.; MUSSURY, R. M. Usos múltiplos de espécies nativas do bioma Cerrado no Assentamento Lagoa Grande, Dourados, Mato Grosso do Sul state. *Revista Brasileira de Agroecologia*, v. 7, p. 126-136, 2012.
- REYES, G.; BROWN, S.; CHAPMAN, J.; LUGO, A. E. **Wood densities of tropical tree species (SO-88)**. New Orleans: United States Department of Agriculture, Forest Service, 1992. 15 p.
- Scolforo, J. R. S.; Thiersch, C. R. **Biometria florestal**. 285 p. Curso de pós- graduação “Latu Sensus” a distância: Manejo De Florestas Nativas. UFLA, Lavras, 2004.

COWN, D. J. **Comparasion of the pilodyn and torsionmeter methods for the rapid assessment of wood density in living trees.** New Zealand Journal of Forestry Science, Rotorua, v. 8, n. 3, p. 384-391, Nov. 1978.

VALE, A. T.; MOURA, V. P. G.; MARTINS, I. S.; RESZENDE, D. C. A. **Densidade básica média em função da profundidade de penetração do pino do Pilodyn e da classe diamétrica e variação axial da densidade básica em *Eucalyptus grandis* Hill ex Maiden.** Revista Árvore, Viçosa, v. 19, n. 1, p. 80- 91, jan./mar. 1995.

LOUZADA, J. L. L.; GASPAR, M. J.; BENTO, E. M. **Uso do pilodyn para a estimativa da densidade da madeira de *Eucalyptus nitens*.** In: Congresso florestal nacional, 5. Universidade de Trás-os-Montes e Alto Douro, Departamento Florestal, Vila Real, Portugal. 6p. 2005.

TÉCNICAS GEOESTATÍSTICAS PARA ESTRATIFICAÇÃO EM UM FRAGMENTO DE CERRADO *SENSU STRICTO* NA REGIÃO NORTE DE MINAS GERAIS

¹Marcel Régis Raimundo, ²José Marcio de Mello, ³Henrique Ferraço Scolforo, ⁴Aliny Aparecida dos Reis, ⁵Iasmim Louriene Gouveia Silva, ⁶Lucas Resende Gomide, ⁷Fernando de Castro Neto

¹Engenheiro Florestal, Mestrando em Ciências Florestais, Universidade Federal de Lavras - UFLA, marcelufla@gmail.com;

²Engenheiro Florestal, Doutor em Recursos Florestais, Prof. Associado II da Universidade Federal de Lavras - UFLA, josemarcio@dcf.ufla.br;

³Engenheiro Florestal, Mestrando em Ciências Florestais, Universidade Federal de Lavras - UFLA, henriquescolforo@hotmail.com;

⁴Engenheira Florestal, Mestranda em Ciências Florestais, Universidade Federal de Lavras - UFLA, alinyreis@hotmail.com;

⁵Graduanda em Engenharia Florestal, Universidade Federal de Lavras - UFLA, iasmimlouriene@gmail.com;

⁶Engenheiro Florestal, Doutor em Engenharia Florestal, Prof. Adjunto II da Universidade Federal de Lavras - UFLA, lucasgomide@dcf.ufla.br;

⁷Engenheiro Florestal, Mestrando em Ciências Florestais, Universidade Federal de Lavras - UFLA, fernandodecastro@hotmail.com.

Resumo

O objetivo deste trabalho foi: (a) avaliar a presença de dependência espacial da variável estoque de carbono (Mg.ha^{-1}) em um fragmento de cerrado *sensu stricto*; (b) realizar a estratificação com base no interpolador da krigagem ordinária; (c) comparar a precisão do inventário florestal do estoque de carbono (Mg.ha^{-1}) pelo procedimento da amostragem sistemática (AS) com o procedimento da amostragem casual estratificada (ACE). Pela análise dos resultados verificou-se dependência espacial moderada da variável em estudo, possibilitando a estratificação do fragmento de cerrado pela krigagem ordinária. Os estratos gerados propiciaram a redução no erro percentual do inventário da variável estoque de carbono (Mg.ha^{-1}) em 40,78%, comparando-se o procedimento da amostragem sistemática (AS) em relação ao processamento utilizando os estimadores da amostragem casual estratificada (ACE). O uso do interpolador geoestatístico apresentou-se eficiente na estratificação da área em estudo.

Palavras-chave: Inventário florestal, estratificação, geoestatística.

Abstract

Geostatistical techniques for stratification of a cerrado fragment in north of Minas Gerais. The aim of this study was: (a) evaluate the spatial dependence of variable carbon stock (Mg.ha^{-1}) in cerrado *sensu stricto* fragment; (b) study the stratification based on the ordinary kriging; (c) comparing the accuracy of the forest inventory of variable carbon stock (Mg.ha^{-1}) by the procedure of systematic sampling (SS) to the stratified random sampling (SRS). By analyzing the results, it was found a moderate spatial dependence of the variable studied, allowing then the stratification of the cerrado fragment by ordinary kriging. Comparing the procedure of systematic sampling (SS) regarding the processing of the estimators using random sampling stratified (SRS) to the variable carbon stock (Mg.ha^{-1}), the strata generated allowed reduction in the percentage error in the order of 40.78 %. The use of geostatistical technique was efficient for the study area.

Keywords: Forest inventory, stratification, geostatistics.

INTRODUÇÃO

O bom manejo florestal é resultante do conhecimento apurado dos recursos florestais, para tanto, há a necessidade de um inventário florestal que represente fielmente a realidade da floresta. O inventário florestal é realizado por meio de técnicas de amostragem que permitem a obtenção de uma precisão satisfatória das estimativas a custo oportuno da coleta de informações (ASSIS *et al.*, 2009).

Em se tratando de um recurso florestal nativo, a exemplo do cerrado *sensu stricto*, a variabilidade dos atributos a serem estimados pelo inventário florestal é alta, e a aplicação do procedimento da amostragem casual simples não é ideal neste caso, podendo exigir uma alta intensidade amostral para obter uma precisão adequada e aumento dos custos do inventário. Uma alternativa para minimizar o impacto da variabilidade da característica de interesse sobre a precisão, é o uso da amostragem casual estratificada, que consiste na subdivisão da área a ser inventariada em subáreas homogêneas (ALVARENGA *et al.*, 2012).

Uma maneira de estratificar uma floresta é a aplicação de interpoladores espaciais que consideram a dependência espacial existente entre as unidades amostrais. Desta forma a interpolação com base em técnicas geoestatísticas constitui um método de estratificação que propicia o aumento da precisão e/ou a redução de custo na atividade do inventário florestal (KANEGAE JÚNIOR *et al.*, 2006).

Diante do exposto, o presente trabalho teve como objetivo avaliar a existência de dependência espacial da variável estoque de carbono (Mg.ha^{-1}) em um fragmento de cerrado *sensu stricto*, realizar a estratificação com

base no interpolador da krigagem ordinária e comparar a precisão do inventário florestal da estimativa do estoque de carbono (Mg.ha^{-1}) pelo procedimento da amostragem sistemática (AS), usando os estimadores da amostragem casual simples, em relação ao procedimento da amostragem casual estratificada (ACE) utilizando os estratos gerados pelo interpolador geoestatístico.

MATERIAL E MÉTODOS

A área do presente estudo compreende um fragmento de cerrado *sensu stricto* localizado nas coordenadas geográficas $14^{\circ}55'40''\text{S}$, $44^{\circ}37'00''\text{W}$, município de Cônego Marinho, região norte do estado de Minas Gerais, com altitude de 723 metros e área equivalente a 302,34 ha. Segundo a classificação climática de Köppen, o clima é do tipo Aw, tropical úmido com inverno seco, e temperatura média anual em torno de $22,9^{\circ}\text{C}$. A precipitação anual média é de 1.022mm e o tipo de solo predominante da região é o Gleissolo (SCOLFORO *et al.*, 2008a).

Os dados analisados correspondem a 41 unidades amostrais de 1000m^2 ($10\text{m} \times 100\text{m}$) dispostas de forma sistemática na área (Figura 1). Em cada unidade amostral mediu-se a altura total, com auxílio de uma vara telescópica, e a CAP (Circunferência a Altura do Peito – 1,3 m) de todos os indivíduos com circunferência mínima de medição de 15,7 cm. Todas as unidades amostrais foram georreferenciadas.

A obtenção do estoque de carbono para cada unidade amostral foi gerado a partir do somatório dos estoques de carbono individuais, sendo estes obtidos a partir de equações ajustadas no projeto Inventário Florestal de Minas Gerais (SCOLFORO *et al.*, 2008b). Por fim, extrapolou-se o estoque de carbono de cada unidade amostral avaliada para o hectare (Mg.ha^{-1}).

Antes de avaliar a dependência espacial desta variável foi realizada a análise exploratória dos dados, que consistiu na determinação das medidas de posição e dispersão, e a análise de tendência da disposição das amostras em relação à latitude e à longitude e identificação de valores discrepantes. Posteriormente procedeu-se a construção do semivariograma experimental e o ajuste do modelo exponencial aos dados de semivariância do estoque de carbono e por fim avaliado o grau de dependência espacial (DE) que é a relação percentual entre a variação estruturada em relação ao patamar do semivariograma experimental (BIONDI *et al.*, 1994). Após a obtenção dos parâmetros do modelo exponencial foi realizada a interpolação dos valores de estoque de carbono (Mg.ha^{-1}) por meio da krigagem ordinária, que estima valores de pontos não amostrados com base nos pontos amostrados levando em consideração a estrutura de dependência espacial (YAMAMOTO; LANDIM, 2013). A krigagem da área em estudo foi realizada levando-se em consideração 3 classes de estoque de carbono (estratos I, II e III).

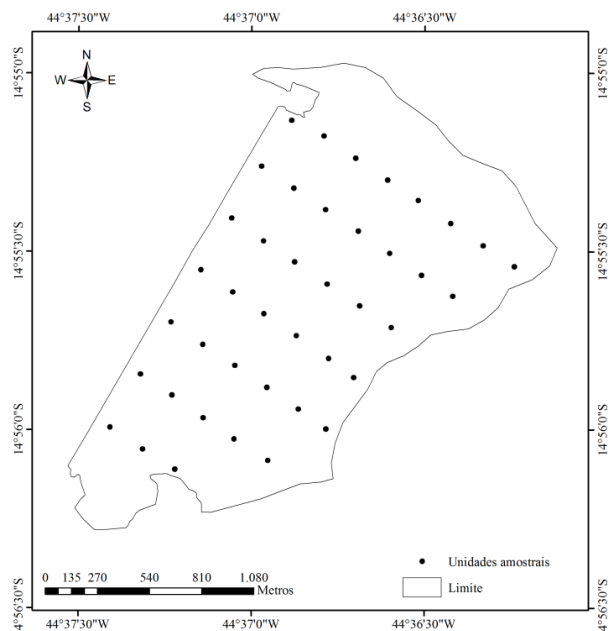


Figura 1 - Limite e delineamento das unidades amostrais do fragmento de cerrado *sensu stricto*.

Após a geração dos estratos pelo interpolador da krigagem ordinária foi realizado o processamento do inventário florestal da variável estoque de carbono (Mg.ha^{-1}) de duas formas: a) com a aplicação dos estimadores da amostragem casual simples considerando o delineamento amostral sistemático (AS); e b) aplicando-se os

estimadores da amostragem casual estratificada (ACE) considerando os estratos gerados pela interpolador geoestatístico. A precisão dos procedimentos foi avaliada pelo erro de amostragem em porcentagem. O intuito de se comparar os procedimentos de inventário florestal é avaliar o interpolador geoestatístico com a finalidade de geração de estratos. A formulação detalhada dos procedimentos de amostragem utilizados pode ser encontrada em Cochran (1963), Péllico Netto e Brena (1997) e Scolforo e Mello (2006).

RESULTADOS E DISCUSSÃO

A análise exploratória dos dados indicou um valor médio do estoque de carbono igual a $13,34 \text{ Mg.ha}^{-1}$, um desvio padrão igual a $8,13 \text{ Mg.ha}^{-1}$ e coeficiente de variação de 60,96%, correspondendo em um alto grau de variabilidade da variável estoque de carbono (Mg.ha^{-1}), o que justifica a estratificação do fragmento de cerrado *sensu stricto*. Os dados apresentaram tendência em relação a direção leste-oeste, na qual foi removida anteriormente a construção do semivariogramas experimental.

O ajuste do modelo exponencial da variável estoque de carbono (Figura 2a) resultou em um alcance igual a 933 metros, em um efeito pepita igual 20,0 e em uma contribuição igual a 21,27. O parâmetro alcance corresponde ao intervalo de distância em metros na qual as amostras apresentam correlação espacial, o efeito pepita refere-se ao parâmetro que está relacionado com a variabilidade dos dados que ocorre de forma aleatória, que não é explicada pelo modelo e a contribuição corresponde ao valor explicado pela estrutura de dependência espacial, ao qual é ajustado o modelo teórico de semivariogramas, que para presente trabalho corresponde ao modelo exponencial.

Com base nos parâmetros contribuição e efeito pepita foi possível realizar o cálculo da DE, que apresentou um valor igual a 50,88%. De acordo com a classificação de Biondi *et al.* (1994) este percentual corresponde a uma variável com moderada dependência espacial.

Com base nos parâmetros resultantes do ajuste do modelo exponencial foi aplicada a krigagem ordinária (Figura 2b) que resultou na área total do fragmento subdividida nos estratos I ($0,79\text{-}6,78 \text{ Mg.ha}^{-1}$), II ($6,78\text{-}14,11 \text{ Mg.ha}^{-1}$) e III ($14,11\text{-}40,38 \text{ Mg.ha}^{-1}$), com valores de áreas iguais a 19,22 ha, 131,64 ha e 151,48 ha respectivamente.

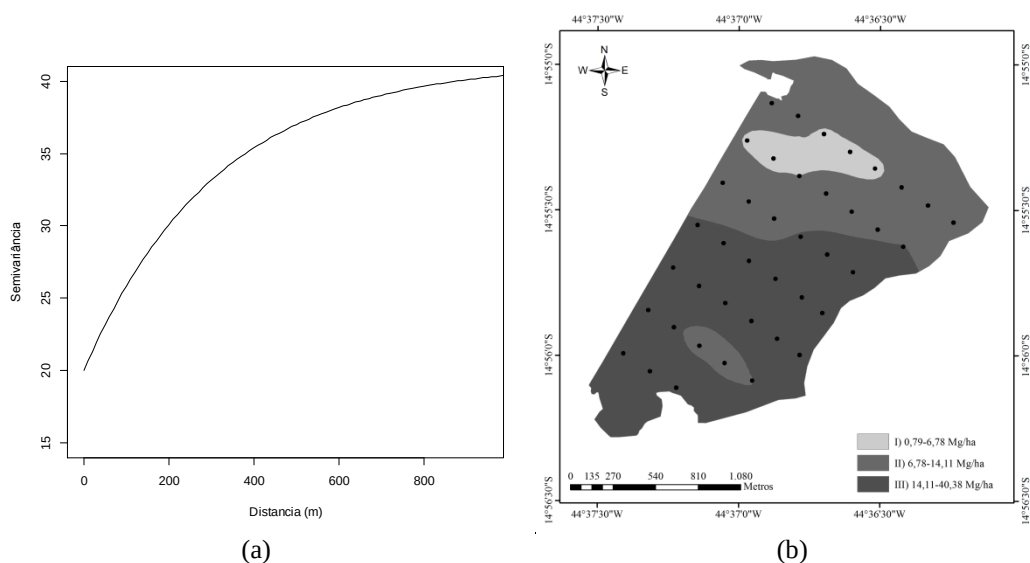


Figura 2 - Semivariograma com a curva ajustada do modelo exponencial (a) e estratos gerados pela aplicação da krigagem ordinária com base no ajuste do modelo exponencial para o estoque de carbono (Mg.ha^{-1}) (b).

Com base nas 41 unidades amostrais foi processado o inventário florestal da variável estoque de carbono (Mg.ha^{-1}) com base na disposição sistemática das parcelas (AS) (Figura 1) e com base nos estratos gerados pela krigagem ordinária (ACE) (Figura 2b). Os resultados para os dois procedimentos estão apresentados na Tabela 1. Pela análise dos resultados, verifica-se uma redução de $1,04 \text{ Mg.ha}^{-1}$ ou 40,78% no erro do inventário da variável estoque de carbono (Mg.ha^{-1}) comparando-se o procedimento da amostragem sistemática (AS), com processamento utilizando os estimadores da amostragem casual simples, que apresentou um erro igual a $2,55 \text{ Mg.ha}^{-1}$ com o processamento do inventário utilizando os estimadores da amostragem casual estratificada (ACE), o qual apresentou erro equivalente a $1,51 \text{ Mg.ha}^{-1}$.

Tabela 1 - Estatísticas do processamento da Amostragem sistemática (AS) e amostragem casual estratificada (ACE).

Estimadores	AS	ACE
Média (Mg.ha ⁻¹)	13,34	13,19
Desvio Padrão (Mg.ha ⁻¹)	8,13	4,79
Erro do inventário (Mg.ha ⁻¹)	2,55	1,51
Erro de amostragem (%)	19,11	11,44
Intervalo de Confiança (Mg.ha ⁻¹)	10,79 - 15,89	11,68 - 14,70

Resultado semelhante foi encontrado por Alvarenga *et al.* (2012) na estratificação da variável volume (m³/ha) com base no interpolador geoestatístico da krigagem em um fragmento de cerrado *sensu stricto* no município de São Romão no estado de Minas Gerais. Os autores encontraram que o erro percentual da estimativa volumétrica reduziu em 43,14% ao comparar o procedimento das estimativas da amostragem sistemática com o procedimento das estimativas da amostragem casual estratificada. Vale destacar que os intervalos de confiança se sobrepuseram, indicando que as médias estimadas são estatisticamente iguais, mas no entanto, o intervalo da ACE foi mais preciso do que o da AS.

CONCLUSÃO

Com base nos resultados gerados no presente estudo pode-se concluir que foi detectada a existência de dependência espacial da variável estoque de carbono (Mg.ha⁻¹) em um fragmento de cerrado *sensu stricto* possibilitando a estratificação com base em técnicas geoestatísticas. E que os estimadores da amostragem casual estratificada (ACE) foram mais precisos em relação aos da amostragem sistemática (AS), indicando que o uso do interpolador geoestatístico para a estratificação da população foi eficiente.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ALVARENGA, L. H. V.; MELLO, J. M.; GUEDES, I. C. L.; SCOLFORO, J. R. S. Desempenho da estratificação em um fragmento de cerrado stricto sensu utilizando interpolador geoestatístico. **Cerne**, Lavras, v. 18, p. 675-681, 2012.
- ASSIS, A. L.; MELLO, J. M.; GUEDES, I. C. L.; SCOLFORO, J. R. S.; OLIVEIRA, A. D. Development of a sampling strategy for young stands of *Eucalyptus* sp. using geostatistics. **Cerne**, Lavras, v. 15, n. 2, p. 166- 173, 2009.
- BIONDI, F.; MYERS, D. E.; AVERY, C. C. Geostatistically modelling stem size and increment in an old growth forest. **Canadian Journal of Forest Research**, Ottawa, v. 24, n. 7, p. 1354-1368, 1994.
- COCHRAN, W. G. **Técnicas de amostragem**. Rio de Janeiro: USAID, 1963. 555 p.
- KANEGAE JÚNIOR, H.; SCOLFORO, J. R. S.; MELLO, J. M.; OLIVEIRA, A. D. Avaliação de interpoladores estatísticos e determinísticos como instrumento de estratificação de povoamentos clonais de *Eucalyptus* sp. **Cerne**, Lavras, v. 12, n. 2, p. 123-136, 2006.
- PÉLLICO NETTO, S.; BRENA, D. A. **Inventário florestal**. Curitiba: [s.n.], 1997. 316 p.
- SCOLFORO, J. R. S.; MELLO, J. M. de. **Inventário florestal**. Lavras: UFLA/FAEPE, 2006. 561 p.
- SCOLFORO, J. R. S.; MELLO, J. M. de; OLIVEIRA, A. D. **Inventário florestal de Minas Gerais: Cerrado, florística, diversidade, similaridade, distribuição diamétrica e de altura, volumetria, tendências de crescimento e áreas aptas para manejo florestal**. Lavras: UFLA, 2008a. 216 p.
- SCOLFORO, J. R. S.; OLIVEIRA, A. D. de; ACERBI JUNIOR, F. W. **Inventário Florestal de Minas Gerais: Equações de Volume, Peso de Matéria Seca e Carbono para diferentes Fitofisionomias da Flora Nativa**. 1.ed. Lavras: Editora UFLA, v. 1, 2008b. 216 p.
- YAMAMOTO, J. K; LANDIM, P. M. P. **Geoestatística: conceitos e aplicações**. São Paulo: Oficina de Texto, 1.Ed; 2013. 215 p.

UMA REVISÃO DAS HIPÓTESES DO MODELO CLÁSSICO DE REGRESSÃO LINEAR

Hassan Camil David¹, Alexandre Behling¹, Sylvio Péllico Netto²

¹Engenheiro Florestal, Doutorado, Universidade Federal do Paraná, Av. Pref. Lothário Meissner, 900, Jardim Botânico, Campus III, 80210-170, Curitiba, Paraná, Brasil. E-mail: hassancamil@gmail.com; alexandre.behling@yahoo.com.br.

²Engenheiro Florestal, Doutor, Universidade Federal do Paraná, Av. Pref. Lothário Meissner, 900, Jardim Botânico, Campus III, 80210-170, Curitiba, Paraná, Brasil. E-mail: sylviopelliconetto@gmail.com

Resumo

A inferência estatística na análise de regressão linear demanda que algumas condições sejam atendidas. Diante da importância da modelagem na mensuração florestal, o objetivo deste trabalho foi apresentar as hipóteses do modelo clássico de regressão linear. A pesquisa foi baseada em consultas aos principais livros econométricos que tratam minuciosamente do assunto. Foram elencadas as dez hipóteses implícitas ao ajustamento de modelos lineares, como a exogeneidade na geração de X , a média do erro aleatório ser zero, homoscedasticidade dos erros, ausência de autocorrelação entre erros, dentre outras.

Palavras-chave: Inferência estatística, Homoscedasticidade, Correlação de erros, Variabilidade de variáveis.

Abstract

Hypotheses of the classical linear regression model: a theoretical review. The statistical inference on linear regression implies that some conditions are met on the analysis. Given the importance of modeling in forest measurement, the objective of this study was to present the assumptions of the classical linear regression model. The research was based on consults at econometric key books that treat the subject thoroughly. Ten assumptions implied to adjustment of linear models were listed, as the exogeneity of the generation of X , the average of the random error must be zero, homoscedasticity of errors, absence of autocorrelation between errors, among others. Keywords: Statistical inference, Homoscedasticity, Error correlation, Variability of variables.

INTRODUÇÃO

Na aplicação da análise de regressão, fundamentalmente existem dois conceitos paralelos de modelos. O primeiro deles refere-se à função da regressão populacional (FRP), com média verdadeira de Y igual a $E(Y_i | X_{ip})$ e estimadores obtidos de uma população. Esse conceito restringe-se a uma condição empírica, pois na maioria dos casos a população inteira não está disponível para medição, embora isso possa vir a acontecer em situações isoladas. O segundo conceito corresponde à função de regressão amostral (FRA), a qual se enquadra na maioria das situações práticas, em que dados são coletados em unidades amostrais de uma população. Nesse caso, os estimadores são obtidos por amostragem, sendo desejável que seus valores sejam próximos aos parâmetros populacionais (GREENE, 2011; GUJARATI, 2008).

Análise de regressão envolve dependência estatística entre variáveis estocásticas, também nomeadas de variáveis aleatórias, o que implica que ambas as funções, FRP e FRA, sejam condicionadas a uma geração de erros aleatórios. No caso populacional, os erros (ϵ) são observações e não podem ser calculados, ao contrário do caso amostral, os quais podem ser estimados pela expressão $\epsilon = Y - \beta X$. Foi nesse sentido que Carl F. Gauss desenvolveu o método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) de regressão linear, baseando-se assim na minimização da soma quadrática dos erros (ϵ). Tal método apresenta propriedades estatísticas atrativas na análise de regressão, tornando-o um dos mais difundidos para a obtenção de estimadores da regressão linear.

Contudo, se a análise de regressão compreendesse apenas a inferência estatística dos estimadores $\hat{\beta}_1$, o método dos MQO seria suficiente, porém a análise envolve inferências sobre a igualdade entre estimadores amostrais e populacionais. Para isso ser possível, o modelo deve atender a dez hipóteses que o torna um modelo clássico de regressão linear. No campo da mensuração florestal, os modelos lineares são largamente utilizados, além disso, as inferências estatísticas estão constantemente incluídas nos trabalhos experimentais, demandando que as hipóteses do modelo clássico sejam respeitadas, como a certificação da existência de normalidade e homoscedasticidade dos erros, dentre outras. O objetivo deste trabalho foi abordar teoricamente as hipóteses do modelo linear clássico e reforçar os princípios da regressão linear, aos mensuradores florestais.

MATERIAL E MÉTODOS

O trabalho é uma revisão de literatura, cujo assunto abordou sobre as dez hipóteses do modelo clássico de regressão linear. O trabalho foi baseado em livros de econometria, pois essa bibliografia trata minuciosamente dos preceitos da análise de regressão e dos métodos de obtenção dos estimadores.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

De acordo com Gujarati (2008), Greene (2011) e Wooldridge (2007) para o modelo clássico de regressão linear, têm-se as dez hipóteses:

Hipótese 1: O modelo de regressão é linear

Essa hipótese implica que o modelo seja linear nos parâmetros, ou seja, que os parâmetros sejam elevados à potência unitária, além de separados por soma. As variáveis aleatórias não necessariamente precisam ser lineares.

Como exemplo, o modelo (1) é linear nos parâmetros e nas variáveis, o modelo (2) é linear nos parâmetros e não linear nas variáveis e o modelo (3) é não linear nos parâmetros e nas variáveis. Assim, os modelos (1) e (2) enquadram-se no conceito do modelo clássico.

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X + \varepsilon_i \quad (1)$$

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X^2 + \varepsilon_i \quad (2)$$

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1^{X^2} + \varepsilon_i \quad (3)$$

Hipótese 2: Exogeneidade da geração de X

A mensuração de Y é feita em amostras repetidas com os valores de X fixados, implicando que a variável independente seja não estocástica. Essa condição garante que exista variação nos valores observados de Y para um mesmo valor de X. Assim, os estimadores de MQO estimam a média de Y de modo a gerar a menor soma quadrática dos erros.

Na prática da mensuração florestal, essa hipótese é vista em relações de dependência, como a relação hipsométrica, em que ocorre uma nuvem de pontos com variação da altura (variável dependente) em relação aos diâmetros (variável independente).

Hipótese 3: Média do erro aleatório igual a zero

Para dado valor de X, a média dos erros obtidos na estimativa de Y deve ser igual a zero, ou seja, $E(u_i | X_i) = 0$. O estimador de MQO estima Y de modo que a média dos erros seja igual a zero [$E(\varepsilon_i | X_i) = 0$].

A hipótese ainda garante que a linha da estimativa coincide com o centro da distribuição normal, correspondente à média dos erros e que apresentam maior frequência. Dessa forma, os erros positivos gerados anulam-se com os negativos, tornando o estimador de MQO não tendencioso, conforme Figura 1.

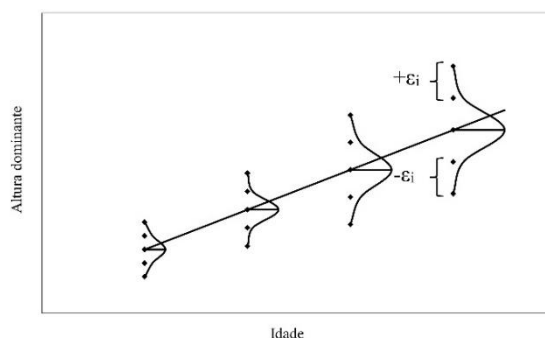


Figura 1 - Distribuição normal dos erros da estimativa da altura dominante em função da idade.

Hipótese 4: Homoscedasticidade dos erros

Essa hipótese implica que os erros gerados nas estimativas de Y tenham variâncias iguais. Sendo assim, o estimador MQO deve fornecer erros seguindo uma distribuição normal, com média igual a zero e variância constante para todo X $\{[N \sim (\mu = 0, \sigma^2)] \forall X = x\}$. O estimador da variância é então obtido por:

$$\begin{aligned} \text{var}(u_i | X_i) &= E[u_i - E(u_i) | X]^2 & (4) \\ &= E[u_i | X]^2 & \text{devido à hipótese 3} \\ &= \sigma_i^2 \end{aligned}$$

Geometricamente essa hipótese pode ser representada pela Figura 2a, a qual mostra a homogeneidade de variâncias dos erros, ao contrário da Figura 2b, cuja distribuição normal apresenta média dos erros igual à zero, mas variâncias diferentes.

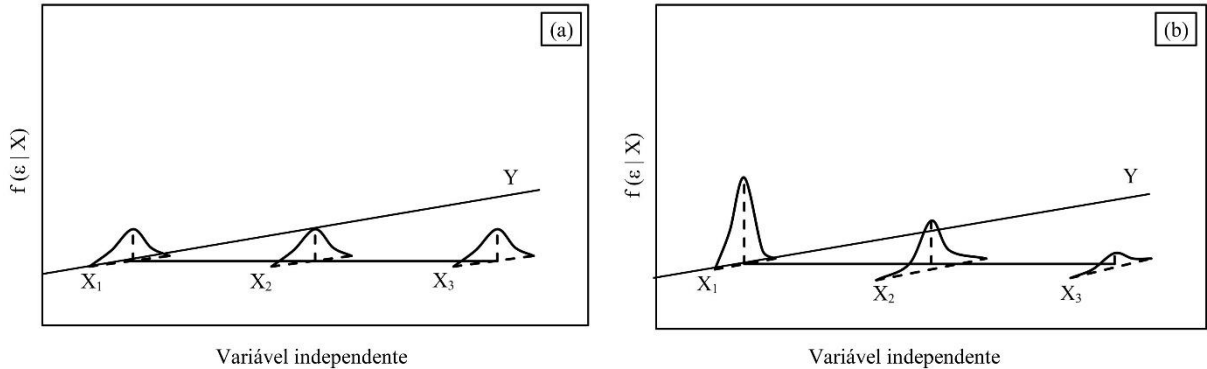


Figura 2 - Distribuição normal dos erros com variâncias homogêneas (a) e heterogêneas (b) em função de X.

A diferença entre os dois casos da Figura 2 é que, quando as variâncias dos erros em função de X são homogêneas (Figura 2a), as frequências dos erros apresentam distribuições normais equivalentes em simetria e curtose, ao passo que a ausência de homogeneidade das variâncias (Figura 2b) implica na desigualdade das distribuições, devido a diferentes variações observadas em Y.

Assim, para o caso apresentado na Figura 2a, as distribuições de frequência de erros com variâncias homogêneas, seus valores são dados por $\text{var}(\varepsilon_i | X_i) = \sigma_i^2$ e, para o caso da Figura 2b, as variâncias são $\text{var}(\varepsilon | X_1) < \text{var}(\varepsilon | X_2) < \text{var}(\varepsilon | X_3)$.

Hipótese 5: Ausência de autocorrelação entre os erros

Para quaisquer duas variáveis X_i e X_j com $i \neq j$, a covariância dos erros ε_i e ε_j gerados em função dessas variáveis deve ser zero, consequentemente a correlação de Pearson (ρ), que é dada por $\rho =$

$\frac{\text{cov}(\varepsilon_i, \varepsilon_j | X_i, X_j)}{\sqrt{\text{var}(\varepsilon_i | X_i) \text{var}(\varepsilon_j | X_j)}}$ também será zero. Algebricamente essa hipótese implica que:

$$\begin{aligned} \text{cov}(\varepsilon_i, \varepsilon_j | X_i, X_j) &= E\{[\varepsilon_i - E(\varepsilon_i)] | X_i\} \{[\varepsilon_j - E(\varepsilon_j)] | X_j\} & (5) \\ &= E(\varepsilon_i | X_i)(\varepsilon_j | X_j) & \text{devido à hipótese 3} \\ &= 0 \end{aligned}$$

Dessa forma, os resíduos podem ser positivamente correlacionados (Figura 3a), negativamente correlacionados (Figura 3b) ou apresentar correlação nula (Figura 3c), sendo essa terceira condição implícita no modelo clássico de regressão linear.

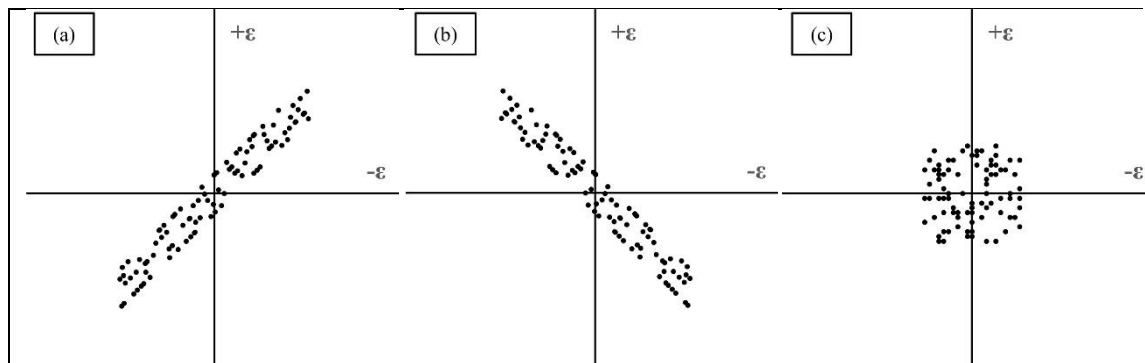


Figura 3 - Correlação positiva (a), negativa (b) e nula (c) entre os erros.

A ausência de autocorrelação entre os erros garante que a variação de Y_i no modelo $Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + \varepsilon_i$ dependa apenas de X_i . Por outro lado, a dependência positiva ou negativa dos erros mostra que ε_i influencia ε_{i-1} e Y_i tem dependência de X_i e ε_i .

Hipótese 6: Covariância nula entre erro e variável independente

Essa hipótese difere da anterior, pois aqui, a ausência de correlação é entre erros e a variável explicativa. Para ser atendida essa condição, a variável independente deve ser não-estocástica e a hipótese 3 deve ser válida. Algebricamente a hipótese é comprovada por:

$$\begin{aligned}
 \text{cov}(\varepsilon_i, X_i) &= E[\varepsilon_i - E(\varepsilon_i)][X_i - E(X_i)] \\
 &= E[\varepsilon_i (X_i - E(X_i))] \\
 &= E(\varepsilon_i X_i) - E(X_i)E(\varepsilon_i) \\
 &= E(\varepsilon_i X_i) \\
 &= 0
 \end{aligned}
 \tag{6}$$

devido à hipótese 3
 devido a $E(X_i)$ ser não-estocástico
 devido à hipótese 3

Embora essa hipótese seja do modelo clássico de regressão linear, ela não é muito decisiva, visto que na análise de regressão também é válida com as variáveis independentes sendo não-estocásticas, contudo, a não-correlação com os erros deve ser assegurada.

Hipótese 7: O número de observações deve ser maior que o de parâmetros

Essa hipótese faz sentido nas aplicações algébricas da regressão linear. Em outras palavras, o número de observações da regressão deve ser maior que o número de variáveis (dependentes mais independentes). Por exemplo, a estimativa dos dois parâmetros de um modelo simples só é possível com duas ou mais observações.

Hipótese 8: Variabilidade das variáveis independentes

Para quaisquer conjuntos de observações, a variância de X deve ser um número positivo finito, ou seja, os valores da variável independente não pode ser todos iguais, implicando variabilidade da variável.

Hipótese 9: Especificação adequada do modelo de regressão

Essa hipótese é importante para que não haja viés de especificação do modelo da análise empírica. Com isso, para realizar a formulação do modelo, devem ser levantadas algumas questões tais como: Quais variáveis incluir no modelo? Qual a forma funcional do modelo? O modelo é linear nos parâmetros, nas variáveis ou em ambos?

Hipótese 10: Ausência de multicolinearidade das variáveis independentes

Implica que duas ou mais variáveis independentes não devem correlacionarem-se linearmente, como, por exemplo, a variável raio a 1,3 m do solo e a variável diâmetro a 1,3 m do solo, pois a segunda variável é obtida pela multiplicação de uma constante com a primeira variável. Contudo, variáveis obtidas

com a elevação de uma a outra, a qualquer potência, não viola tal hipótese, visto que essa relação é não-linear.

REFERÊNCIAS

GREENE, W. H. **Econometric Analysis**. Prentice Hall International; 7ª ed., 2011, 1232p.

GUJARATI, D. **Basic Econometrics**. McGraw-Hill/Irwin; 5ª ed., 2008, 944p.

WOOLDRIDGE, J. M. **Introdução à Econometria: Uma abordagem moderna**. Thomson, 1ª ed., 2007, 725p.

USO DE CRITÉRIOS ESTATÍSTICOS DE SELEÇÃO DE MODELOS ALOMÉTRICOS PARA ESTIMAR BIOMASSA INDIVIDUAL DE ESPÉCIES FLORESTAIS

Carlos Roberto Sanquetta¹, Ana Paula Dalla Corte¹, Alexandre Behling¹, Luani Rosa de Oliveira Piva²,
Mateus Niroh Inoue Sanquetta²

¹ Engenheiro Florestal, Depto. de Ciências Florestais; UFPR, sanquetta@ufpr.br; anapaulacorte@gmail.com;
alexandre.behling@yahoo.com.br

² Graduando em Engenharia florestal-UFPR. E-mail: luanipiva@yahoo.com.br; mateus.sanquetta@hotmail.com

Resumo

Modelos de biomassa são úteis para vários fins, destacando-se a estimação do estoque e a dinâmica de carbono em florestas. Atualmente critica-se o uso de alguns critérios tradicionais de seleção de modelos e defendem-se outros tidos como mais apropriados. Este estudo analisa seis critérios de seleção de modelos ajustados para seis conjuntos de dados de biomassa individual de espécies florestais nativas da Mata Atlântica, Brasil. Seis modelos foram testados e as equações avaliadas pela soma de quadrados dos resíduos, coeficiente de determinação ajustado, erro padrão da estimativa absoluto e percentual, e pelos critérios de informação de Akaike e Bayesiano, bem como a análise gráfica de resíduos. Conclui-se que os critérios de seleção de modelos se assemelham e conduzem a um resultado comum e os critérios podem eventualmente falhar na seleção de modelos se não for feita uma cuidadosa análise gráfica de resíduos.

Palavras-chave: Acurácia, Ajuste, Alometria, Modelagem, Regressão.

Abstract

On the use of statistical criteria to select allometric models for individual biomass estimation in tree species. Biomass models are useful for many purposes including estimating the dynamics of carbon stock in forests. Currently there is much criticism of the use of some traditional criteria for model selection and defense of others considered more appropriate. This study examines six criteria for selecting individual biomass equations fitted to six sets of actual biomass data of native forest species of the Atlantic Forest, Brazil. Six models were tested and their equations evaluated by the residual sum of squares, adjusted coefficient of determination, absolute and relative standard error of estimate, the Akaike and Bayesian information criteria, as well as the graphical analysis of residuals. It was concluded that the criteria for selection of models are similar and lead to a common result and the criteria may eventually fail in the model selection if a careful graphical analysis of residuals is not carried out.

Keywords: Accuracy, Fitting, Allometry, Modeling, Regression.

INTRODUÇÃO

Equações de biomassa, também chamadas de equações alométricas, permitem obter estimativas indiretas da variável de interesse, com base em dados dendrométricos (como dap, altura das árvores, entre outras) e são amplamente utilizadas para esse fim. A construção dessas equações implica no teste de diferentes modelos, que são normalmente ajustados por regressão. Muitas ferramentas para a escolha do "melhor modelo" têm sido sugeridas na literatura (KADANE; LAZAR, 2004). Todavia, diferentes objetivos na modelagem além da predição podem existir, o que requer visões diferentes de selecionar um modelo apenas pela qualidade do ajuste e habilidade preditiva. O R^2 (coeficiente de determinação) talvez seja a medida de qualidade de ajuste mais amplamente utilizada em modelos de regressão, mas, segundo alguns autores, vem sendo usado de forma indevida (KVALSETH, 1985). Outras análises estatísticas tradicionalmente empregadas são a dimensão do erro padrão da estimativa (Syx) absoluto e percentual (Syx%) e a análise gráfica de resíduos.

Embora o tema seja de grande relevância para a modelagem de biomassa e carbono em espécies florestais, não existem na literatura trabalhos devotados à análise comparativa entre os resultados dos diferentes critérios de seleção de modelos aplicados a uma variedade de dados. Este trabalho tem por objetivo avaliar o comportamento dos critérios de ajuste em seis modelos alométricos testados para estimar biomassa individual, considerando seis séries reais de dados de diferentes espécies florestais nativas da Mata Atlântica no Brasil, visando averiguar se o porte e o número de observações afetam os mesmos, bem como a dispersão dos dados.

MATERIAL E MÉTODOS

Para este estudo foram empregadas seis séries de dados de biomassa seca individual, totalizando 330 indivíduos de várias espécies lenhosas nativas da Mata Atlântica. São elas: série 1 - *Merostachys skvortzovii* Sendulsky (biomassa em kg); série 2 - *M. skvortzovii* Sendulsky (biomassa em g); série 3 - Nativas mistas em floresta natural; série 4 - Nativas mistas em plantios de restauração (série completa); série 5 - Nativas mistas em plantios de restauração (série reduzida sem outliers); e série 6 - Nativas mistas em plantios de restauração (série reduzida com outliers).

Para as séries 1 a 3 a biomassa considerada foi apenas a acima do solo (fuste + galhada + folhagem) e para as séries 4 a 6 a soma da acima do solo com a abaixo do solo (raízes). Os dados citados foram obtidos por determinação destrutiva da biomassa fresca em campo e análises laboratoriais para obtenção da biomassa seca. Todos os conjuntos de dados tiveram 30 casos, exceto um deles (espécies nativas mistas em plantios de restauração – série completa) com 180 plantas. Os conjuntos de dados 5 e 6 são subconjuntos da série 4, com menor número de observações, e sem ou com presença de outliers, respectivamente.

A variável dependente nos modelos é w (biomassa seca individual, em kg) e as independentes são as seguintes: dap (diâmetro à altura do peito - a 1,3 m do solo, em cm) e h (altura total, em metros). Os modelos testados neste estudo foram os seguintes:

$$w = a + b(dap) + e_i \quad [1]$$

$$w = a + b(dap^2) + e_i \quad [2]$$

$$w = a + b(dap^2 h) + e_i \quad [3]$$

$$\ln(w) = a + b(\ln(dap)) + c(\ln(h)) + e_i \quad [4]$$

$$\ln(w) = a + b \ln(dap^2 h) + e_i \quad [5]$$

$$\ln(w) = a + b(\ln(dap)) + c(\ln(h)) + d(dap^2 h) + e_i \quad [6]$$

Onde:

a , b , c = coeficientes a serem ajustados; $\log$ = logaritmo na base neperiana; e_i = erro aleatório associado.

Os seis critérios de seleção de modelos foram os seguintes: soma de quadrados dos resíduos (SQR), coeficiente de determinação ajustado ($R^2_{aj.}$), erro padrão da estimativa absoluto (Syx), erro padrão da estimativa relativo (Syx%), critério de informação de Akaike (AIC), critério de informação de Akaike não viesado para pequenas amostras (AIC_c) e critério de informação Bayesiano ou de Schwartz (BIC). Além disso, foi também considerada a distribuição gráfica dos resíduos (em porcentagem). Para os modelos logarítmicos, os valores foram transformados novamente para a variável original para calcular os critérios de ajuste. Nesses casos também a discrepância nos valores estimados foi corrigida pelo fator de Meyer (FM).

RESULTADOS E DISCUSSÕES

De forma geral, considerando os valores de $R^2_{aj.}$ e Syx%, os ajustes para as séries 1 a 2 podem ser considerados satisfatórios. Os valores dos coeficientes de determinação ajustados e os erros padrão da estimativa em porcentagem sugerem que os modelos se ajustam satisfatoriamente. Por sua vez, os ajustes para a série 3 indicaram valores um pouco superiores de $R^2_{aj.}$ em relação às séries anteriores, mas erros padrão da estimativa mais altos, o que significa perda de qualidade das estimativas. Para as séries 4 e 5 houve queda expressiva nos valores de $R^2_{aj.}$ em comparação com as séries 1 a 3. Notadamente os valores mais altos de Syx% indicam que os ajustes foram piores particularmente para a série 4. Já os ajustes para a série de dados 6 são insatisfatórios, se considerados os baixos valores de $R^2_{aj.}$ e a magnitude dos valores de Syx% (Tabela 1).

Nas duas primeiras séries de dados o melhor ajuste foi obtido com o modelo 2, considerando todos os critérios de seleção e tomando-se por base os menores valores de SQR, Syx, Syx%, AIC e BIC e o $R^2_{aj.}$. A única diferença entre as séries 1 e 2 é unidade da variável dependente, sendo que na primeira a biomassa está expressa em quilogramas e na segunda em gramas. Os valores de AIC e BIC neste caso também são afetados pela unidade da variável dependente, mas as alterações nos valores não guardam relação direta com a magnitude da variável dependente de uma série para a outra.

Na terceira série de dados o melhor ajuste deu-se com o modelo 6, considerando todos os critérios de seleção. Esta série consiste de dados de biomassa de plantas arbóreas nativas da Mata Atlântica que atingem grande porte, com dap médio de cerca de 50 cm e altura de 18 m, valores estes muito superiores

aos das demais séries. Percebe-se que os valores de SQR, Syx, AIC e BIC aumentam em comparação com os das séries 1 e 2, à medida que os valores da variável dependente são muito mais altos

Analisando-se a série de dados 4, verifica-se que modelo 4 foi que resultou melhor grau de ajuste, considerando todos os critérios de seleção. Devido ao maior número de observações, todos os valores dos critérios absolutos de seleção (SQR, Syx, AIC e BIC) se elevam em comparação com os das outras séries, demonstrando outro efeito que influi nessas grandezas, ou seja, a quantidade de dados usada no ajuste das equações. Um paralelo pode ser feito com as séries 5 e 6, que se constituem em uma fração da série 4. Os critérios relativos (R^2_{aj} e Syx%) novamente são apenas afetados pela maior dispersão dos dados e pelo grau de ajuste das equações propriamente dito, ao contrário dos absolutos.

As séries 5 e 6 permitem uma análise do efeito de pontos fora da tendência geral dos dados (*outliers*) nos critérios de ajuste. O reflexo da presença desses pontos é sentido pela redução drástica dos valores de R^2_{aj} e aumento dos de Syx%.

Tabela 1 - Estatísticas de ajuste de modelos alométricos de biomassa para espécies florestais da Mata Atlântica

Série de dados	Modelo	SQR	R^2_{aj}	Syx	Syx%	AIC	BIC
1. <i>M. skvortzovii</i>	1	0,0488 (3)	0,8958 (3)	0,0417 (3)	16,02 (3)	-185,73 (3)	-182,45 (3)
	2	0,0382 (1)	0,9184 (1)	0,0369 (1)	14,17 (1)	-193,07 (1)	-189,79 (1)
	3	0,0551 (4)	0,8823 (4)	0,0444 (4)	17,02 (4)	-182,07 (4)	-178,79 (4)
	4	0,0575 (5)	0,8727 (5)	0,0461 (5)	17,71 (5)	-178,13 (5)	-174,12 (5)
	5	0,0631 (6)	0,8652 (6)	0,0475 (6)	18,22 (6)	-178,00 (6)	-174,72 (6)
	6	0,0399 (2)	0,9147 (2)	0,0378 (2)	14,49 (2)	-191,74 (2)	-188,46 (2)
2. <i>M. skvortzovii</i>	1	48.772,59 (3)	0,8958 (3)	41,74 (3)	16,02 (3)	228,73 (3)	232,02 (3)
	2	38.192,66 (1)	0,9184 (1)	36,93 (1)	14,17 (1)	221,40 (1)	224,68 (1)
	3	55.107,69 (4)	0,8823 (4)	44,36 (4)	17,02 (4)	232,40 (4)	235,68 (4)
	4	57.474,79 (5)	0,8727 (5)	46,14 (5)	17,71 (5)	236,34 (5)	240,34 (5)
	5	63.101,64 (6)	0,8652 (6)	47,47 (2)	18,22 (6)	236,46 (6)	239,74 (6)
	6	39.924,48 (2)	0,9147 (2)	37,76	14,49 (2)	222,73 (2)	226,01 (2)
3. Nativas mistas em floresta natural	1	5.422.069,25 (3)	0,9079 (3)	440,05 (3)	29,47 (3)	370,07 (3)	373,35 (3)
	2	4.300.629,13 (2)	0,9269 (2)	391,91 (2)	26,25 (2)	363,35 (2)	366,40 (2)
	3	6.385.976,25 (5)	0,8915 (5)	477,57 (5)	31,98 (5)	374,98 (5)	378,26 (5)
	4	6.702.675,08 (6)	0,8819 (6)	498,24 (6)	33,37 (6)	379,10 (6)	383,11 (6)
	5	6.002.299,82 (4)	0,8980 (4)	463,00 (4)	31,01 (4)	373,12 (4)	376,40 (4)
	6	3.228.136,31 (1)	0,9452 (1)	339,54 (1)	22,74 (1)	354,51 (1)	357,79 (1)
4. Nativas mistas em plantios de restauração (série completa)	1	24.955,02 (4)	0,7539 (4)	11,84 (4)	69,87 (4)	891,74 (4)	898,12 (4)
	2	25.744,57 (5)	0,7461 (5)	12,03 (5)	70,96 (5)	897,34 (5)	903,73 (5)
	3	28.006,17 (6)	0,7238 (6)	12,54 (6)	74,02 (6)	912,50 (6)	918,89 (6)
	4	19.336,73 (1)	0,8082 (1)	10,45 (1)	61,67 (1)	847,82 (1)	857,40 (1)
	5	21.009,05 (2)	0,7928 (2)	10,86 (2)	64,11 (2)	860,76 (2)	867,14 (2)
	6	24.333,01 (3)	0,7601 (3)	11,69 (3)	68,99 (3)	887,19 (3)	893,58 (3)
5. Nativas mistas em plantios de restauração (série reduzida sem outliers)	1	7.307,46 (2)	0,7778 (1)	15,25 (1)	25,58 (1)	168,35 (1)	171,63 (1)
	2	8.274,27 (3)	0,7219 (3)	17,06 (3)	28,61 (3)	175,07 (3)	178,36 (3)
	3	9.033,92 (6)	0,6912 (4)	17,98 (4)	30,15 (4)	178,22 (4)	181,50 (4)
	4	8.402,25 (4)	0,6556 (5)	19,33 (5)	32,41 (5)	178,27 (5)	182,07 (5)
	5	8.949,79 (5)	0,6492 (6)	19,51 (6)	32,70 (6)	177,19 (6)	180,33 (6)
	6	7.069,69 (1)	0,7363 (2)	16,62 (2)	27,86 (2)	173,48 (2)	176,76 (2)
6. Nativas mistas em plantios de restauração (série reduzida com outliers)	1	6.515,62 (1)	0,4590 (2)	16,15 (2)	37,22 (2)	171,79 (2)	175,07 (2)
	2	8.153,95 (3)	0,3874 (3)	17,19 (3)	39,61 (3)	175,51 (3)	178,79 (3)
	3	9.054,14 (4)	0,3312 (6)	17,96 (6)	41,38 (6)	178,15 (5)	181,43 (4)
	4	9.712,92 (5)	0,3549 (4)	17,64 (4)	40,64 (4)	178,65 (6)	182,66 (6)
	5	10.273,77 (6)	0,3374 (5)	17,88 (5)	41,19 (5)	177,87 (4)	181,15 (5)
	6	7.732,43 (2)	0,4766 (1)	15,89 (1)	36,61 (1)	170,79 (1)	174,07 (1)

É muito importante analisar cuidadosamente os valores desses critérios para não incorrer em erros de interpretação. AIC e BIC, por exemplo, são defendidos por muitos autores como melhores critérios de seleção de modelos. Entretanto, esses critérios ainda menos conhecidos dos biometristas florestais brasileiros também apresentam limitações. AIC não pode ser utilizado para comparar modelos testados para diferentes conjuntos de dados (BURNHAM; ANDERSON, 2002). O mesmo pode ser dito em relação ao BIC. Ademais, deduz-se dos resultados aqui obtidos que AIC e BIC também não podem ser utilizados para comparar modelos testados para mesmo conjunto de dados, mas com diferentes unidades de medida da variável dependente. Essas medidas também não são sensíveis para captar a existência de *outliers*. Deve-se atentar para isso no momento de realizar os ajustes.

É fundamental destacar a importância da análise de resíduos na seleção de modelos alométricos de biomassa florestal. Somente por essa análise é possível verificar a presença de vieses no ajuste. Tome-se o exemplo da série de dados 4, que demonstra maior dispersão de resíduos nos indivíduos de pequeno porte e pontos muito abaixo da linha do resíduo zero, o que demonstra viés. Fato semelhante também pode ser evidenciado na série 6 (Figura 1). As análises gráficas de resíduos realizadas nesta pesquisa sugerem que os indicadores gerais de ajuste podem falhar em detectar vieses e o efeito de *outliers* na qualidade das estimativas.

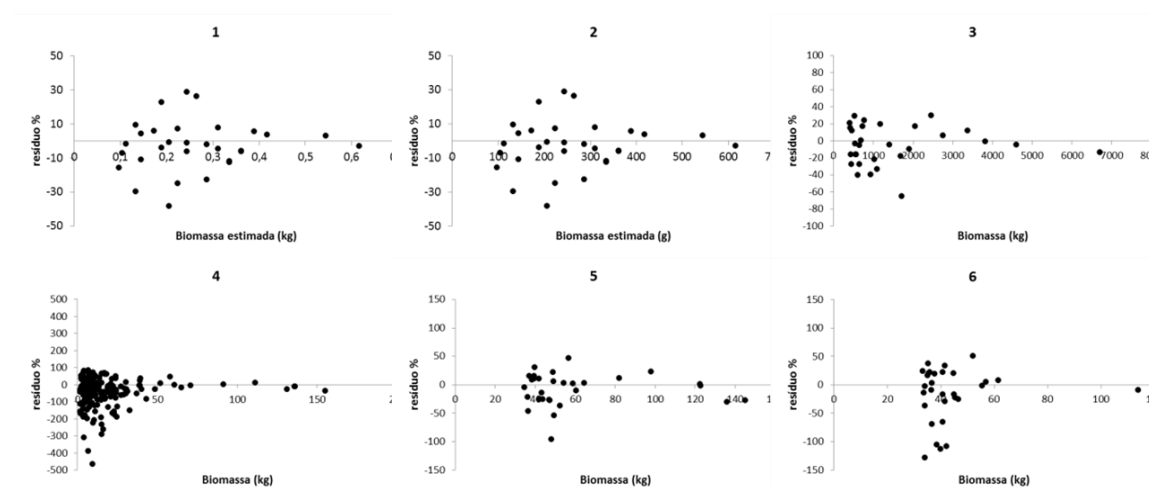


Figura 1 – Distribuição gráfica de resíduos dos modelos alométricos de biomassa para seis séries de dados para diferentes espécies da Mata Atlântica. Gráficos referem-se aos resíduos do modelo selecionado para cada série de dados

CONCLUSÕES

Os critérios de ajuste são úteis como indicativos gerais, mas podem pecar em não detectar vieses e outras especificidades que somente são possíveis mediante o exame dos resíduos. A análise gráfica de resíduos é indispensável na seleção de modelos e não há um critério geral que possa substituí-la.

Os critérios gerais de seleção de modelos (R^2_{aj} , SQR, Syx%, AIC e BIC) guardam relações entre si porque, de uma forma ou de outra, se fundamentam na diferença quadrática entre valores reais e estimados.

No presente estudo não ficou evidenciada a vantagem prática do uso de AIC e BIC em comparação ao coeficiente de determinação ajustado, em que pese à defesa eloquente desses critérios de informação por vários autores e a crítica ao tradicional R^2 .

Recomenda-se realizar uma detalhada análise exploratória dos dados, fazer a pré-escolha de modelos lógicos a testar e valer-se de todos os critérios de seleção de modelos, incluindo aí a indispensável análise de resíduos.

REFERÊNCIAS

BURNHAM, K.P; ANDERSON, D.R. **Model Selection and Multimodel Inference: A Practical Information-Theoretic Approach**. Springer, 2002. 488p.

KADANE, J.B.; LAZAR, N.A. Methods and Criteria for Model Selection. **Journal of the American Statistical Association**, v.99, n.465, p.279-290. 2004.

KVALSETH, T.O. Cautionary note on R^2 . **The American Statistician**. v.39, n.4, p.279-285. 1985.

UTILIZAÇÃO DE IMAGENS DE SENSORIAMENTO REMOTO NA ESTRATIFICAÇÃO DE CERRADO SENSU STRICTO

¹Aliny Aparecida dos Reis, ²José Marcio de Mello, ³Inácio Thomaz Bueno, ⁴Henrique Ferraço Scolforo, ⁵Marcel Regis Raimundo, ⁶Iasmim Louriene Gouveia Silva, ⁷Fausto Weimar Acerbi Junior

¹Engenheira Florestal, Mestranda em Ciências Florestais, Universidade Federal de Lavras, C.P. 3037, CEP 37200-000, Lavras – MG – Brasil, alinyreis@hotmail.com;

²Engenheiro Florestal, Doutor em Recursos Florestais, Prof. Associado II da Universidade Federal de Lavras, C.P. 3037, CEP 37200-000, Lavras – MG – Brasil, josemarcio@dcf.ufla.br;

³Guadua em Engenharia Florestal, Universidade Federal de Lavras, C.P. 3037, CEP 37200-000, Lavras – MG – Brasil, inaciobueno@gmail.com;

⁴Engenheiro Florestal, Mestrando em Ciências Florestais, Universidade Federal de Lavras, C.P. 3037, CEP 37200-000, Lavras – MG – Brasil, henriquescolforo@hotmail.com;

⁵Engenheiro Florestal, Mestrando em Ciências Florestais, Universidade Federal de Lavras, C.P. 3037, CEP 37200-000, Lavras – MG – Brasil, marcelufla@gmail.com;

⁶Guadua em Engenharia Florestal, Universidade Federal de Lavras, C.P. 3037, CEP 37200-000, Lavras – MG – Brasil, iasmimlouriene@gmail.com;

⁷Engenheiro Florestal, Mestre em Engenharia Florestal, Prof. Adjunto IV da Universidade Federal de Lavras, C.P. 3037, CEP 37200-000, Lavras – MG – Brasil, fausto@dcf.ufla.br.

Resumo

O objetivo deste estudo foi avaliar a eficiência da pré-estratificação de um fragmento de Cerrado *Sensu Stricto* com base no índice de vegetação NDVI e comparar as estimativas da amostragem casual estratificada (ACE) com as estimativas da amostragem sistemática (AS). Utilizou-se uma imagem Landsat 5 TM para obtenção do índice NDVI, que serviu de base para a estratificação da área de estudo. O NDVI e as bandas da imagem foram segmentados e os objetos resultantes desta segmentação foram classificados com base na densidade da vegetação na imagem NDVI em Estratos I, II e III. Em seguida, realizou-se o processamento do inventário considerando toda a área como um único estrato através da AS e considerando a estratificação gerada pela segmentação e classificação da imagem NDVI através da ACE. O erro de amostragem do inventário foi de 24,60% para a AS, e de 20,66% para a ACE, correspondendo a uma redução de 16,02% no erro da ACE quando comparada com a AS.

Palavras-chave: Inventário florestal; NDVI; índices de vegetação.

Abstract

Use of remote sensing images in stratification of cerrado sensu strictu. The aim of this study was evaluate the pre-stratification efficiency in a Cerrado *Sensu Stricto* fragment based on NDVI vegetation index and compare the random stratified sampling (ACE) estimates to systematic sampling (AS) estimates. The NDVI and the image's bands were segmented and the objects resulting from segmentation were classified based on the density of the vegetation in the NDVI image in Strata I, II and III. Then, it was realized the processing of inventory considering the whole area as a single stratum through the AS and considering the stratification generated by segmentation and classification of the NDVI image through the ACE. The inventory errors were 24.60% and 20.66%, for AS and ACE, respectively, corresponding to an error decrease in the order of 16.02% when compared ACE to AS.

Key-words: Forest inventory; NDVI; vegetation indices

INTRODUÇÃO

A obtenção de estimativas precisas sobre a produtividade em formações vegetais tropicais nativas é um pré-requisito importante no estabelecimento de ações de manejo (REZENDE *et al.*, 2006). Essas estimativas são obtidas através de inventários florestais, os quais são feitos com o uso de técnicas de amostragem (DRUSZCZ *et al.*, 2012). Contudo, para a vegetação do Cerrado tais estimativas são escassas, principalmente devido à grande diversidade de espécies, à alta variabilidade existente entre indivíduos de uma mesma espécie, além da grande variação na forma do tronco e copa dos indivíduos.

A amostragem Sistemática (AS) é o procedimento de amostragem normalmente utilizado durante a realização de inventários florestais em grades áreas de Cerrado, em função da AS captar ao máximo a variabilidade existente na área em relação à característica de interesse a ser avaliada. No entanto, a Amostragem Casual Estratificada (ACE) é um procedimento de amostragem adequado para se aplicar em áreas com elevada heterogeneidade, como o Cerrado, uma vez que a ACE permite a estratificação da área em porções de maior homogeneidade, reduzindo assim o erro do inventário (KANEAE JUNIOR *et al.*, 2007; ALVARENGA *et al.*, 2012; GUEDES *et al.*, 2012).

A definição de uma base para a estratificação que represente o comportamento da variável de interesse, bem como a delimitação e a definição das áreas dos estratos é a grande dificuldade da utilização

da ACE em florestas nativas. Nesse sentido, uma possibilidade para a realização da pré-estratificação em florestas nativas seria a utilização de informações obtidas em imagens de sensoriamento remoto (ALVARENGA, 2012).

Nas imagens, a vegetação do Cerrado pode ser caracterizada por sua reflectância em cada uma das bandas espectrais ou através de índices de vegetação. Segundo Ponzoni e Shimabukuru (2007), os índices de vegetação são transformações radiométricas amplamente utilizadas no estudo de vegetação.

Os índices de vegetação baseados em quocientes, como o NDVI, trabalham com as bandas espectrais do vermelho e infravermelho próximo em virtude do comportamento antagônico da vegetação nestas bandas espectrais. A vegetação vigorosa de espécies folhosas absorve radiação na zona do vermelho (0,6 a 0,7 µm) e reflete a maior parte da energia incidente na região do infravermelho próximo (0,7 a 1,1 µm) (BERRA *et al.*, 2012). Assim, os índices de vegetação podem ser associados a outras características dendrométricas para identificar produtividade, estoque de biomassa e outras variáveis de interesse da vegetação (TOMPPPO *et al.*, 2008). A existência de uma correlação linear entre o índice de vegetação NDVI e características dendrométricas foi corroborada por Pinheiro *et al.* (2009), Watzlawick *et al.* (2009) e Berra *et al.* (2012).

Diante do exposto, o objetivo deste estudo foi avaliar a eficiência da pré-estratificação de um fragmento de Cerrado *Sensu Stricto* com base no índice de vegetação NDVI e comparar as estimativas da amostragem casual estratificada (ACE) com as estimativas da amostragem sistemática (AS), por meio da variável de interesse no inventário florestal.

MATERIAL E MÉTODOS

A área de estudo corresponde a um fragmento de Cerrado *Sensu Stricto* localizado no município de Januária, na Zona do Alto Médio São Francisco, região norte do Estado de Minas Gerais, cujas coordenadas geográficas são 15°20'06" S, 45°14'14" W e altitude média de 620 metros, e uma área aproximada de 487,08 ha.

O clima da região, segundo a classificação climática de Köppen, é Aw, tropical úmido com inverno seco, e temperatura média anual em torno de 23,4°C, com uma amplitude anual de 16°C a 34°C. Outubro e novembro são os meses mais quentes e junho e julho os mais frios. A precipitação anual média é de 1.098 mm e o tipo de solo predominante da região é o Latossolo (SCOLFORO *et al.*, 2008).

Os dados do inventário florestal foram obtidos lançando-se de forma sistemática 33 unidades amostrais retangulares de 1000 m², sendo que nestas foram medidas a circunferência a 1,30 m do solo (CAP) e a altura total de todas as árvores com circunferência mínima de 15,7 cm. Todas as unidades amostrais foram georreferenciadas e as estimativas de volume de madeira foram obtidas aplicando-se as equações volumétricas por fitofisionomia desenvolvidas por Rufini *et al.* (2010).

Os dados sensoriais foram obtidos a partir de uma imagem do satélite Landsat 5 TM na data de passagem de 04/09/2010, correspondente com a coleta dos dados em campo, na órbita 219 ponto 071, com resolução espacial de 30 m, nas bandas TM1 (0,45 – 0,52 µm), TM2 (0,52 – 0,60 µm), TM3 (0,63 – 0,69 µm), TM4 (0,76 – 0,90 µm) e TM5 (1,55 – 1,75 µm), correspondente as regiões espectrais do azul, verde, vermelho, infravermelho próximo e infravermelho médio, respectivamente.

A imagem foi corrigida geometricamente, e em seguida, realizou-se o cálculo do índice de vegetação NDVI (*Normalized Difference Vegetation Index*) através da seguinte equação:

$$NDVI = \frac{IVP - V}{IVP + V}$$

Em que: IVP = região espectral do infravermelho próximo (TM4); V = região espectral do vermelho (TM3).

Para a definição dos estratos, realizou-se a segmentação da imagem e a classificação dos segmentos resultantes. Utilizou-se para a segmentação da imagem o algoritmo *Multiresolution Segmentation*. Testes de segmentação foram realizados utilizando-se pesos iguais para todas as bandas da imagem Landsat (peso 1) e peso maior (peso 2) para a imagem NDVI, de modo que em cada segmentação, diferentes parâmetros de escala, forma, cor, compacidade e suavidade foram testados e avaliados levando-se em consideração o tamanho e a forma dos objetos resultantes, de modo que estes fossem compatíveis com os objetivos da segmentação.

Os segmentos foram classificados através de classificação visual em Estrato I, Estrato II e Estrato III com base na reflectância da vegetação, que corresponde a sua respectiva densidade foliar na imagem NDVI. Em seguida, os segmentos foram agrupados de acordo com a sua classificação utilizando-se os recursos disponíveis no módulo ArcMap do programa ArcGis versão 10.1 (ESRI, 2010).

Para avaliar o desempenho dos estratificadores, utilizou-se o processamento do inventário florestal com os valores de volume coletados em campo. Efetuou-se o cálculo do erro de amostragem (E%)

considerando as seguintes situações: a) adoção de toda a área como um único estrato, com o processamento do inventário utilizando-se a amostragem sistemática (AS) com os estimadores da amostragem casual simples (ACS); b) considerando a estratificação gerada pela segmentação e classificação da imagem NDVI, com o processamento do inventário efetuado pelos estimadores da Amostragem Casual Estratificada (ACE). As parcelas do inventário florestal foram identificadas em cada estrato e o processamento da ACE foi comparado à AS. A formulação detalhada desses dois procedimentos pode ser encontrada em Péllico Netto e Brena (1997).

A comparação do desempenho da estratificação foi realizada através da sobreposição dos intervalos de confiança. Quando houver sobreposição dos mesmos, significa que as estimativas de média foram semelhantes.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Na Figura 1(a) encontra-se o resultado da segmentação da imagem do fragmento de Cerrado *Sensu Stricto*. Os parâmetros de escala, forma e cor, utilizados para a segmentação foram respectivamente iguais a 15, 0,1 e 0,9. O fator de suavidade foi igual a 0,5 e o fator de compacidade igual a 0,5. Os diversos segmentos formados foram agrupados conforme a classificação e estão apresentados na Figura 1(b). O Estrato I foi relacionado às áreas com maior cobertura vegetal e que se apresentavam em coloração mais clara na imagem NDVI. O Estrato II foi relacionado com as áreas com vegetação menos densa com aspecto acinzentado na imagem NDVI. O Estrato III foi relacionado com as áreas com baixa densidade da vegetação e com presença de solo exposto, correspondente às áreas mais escuras na imagem NDVI.

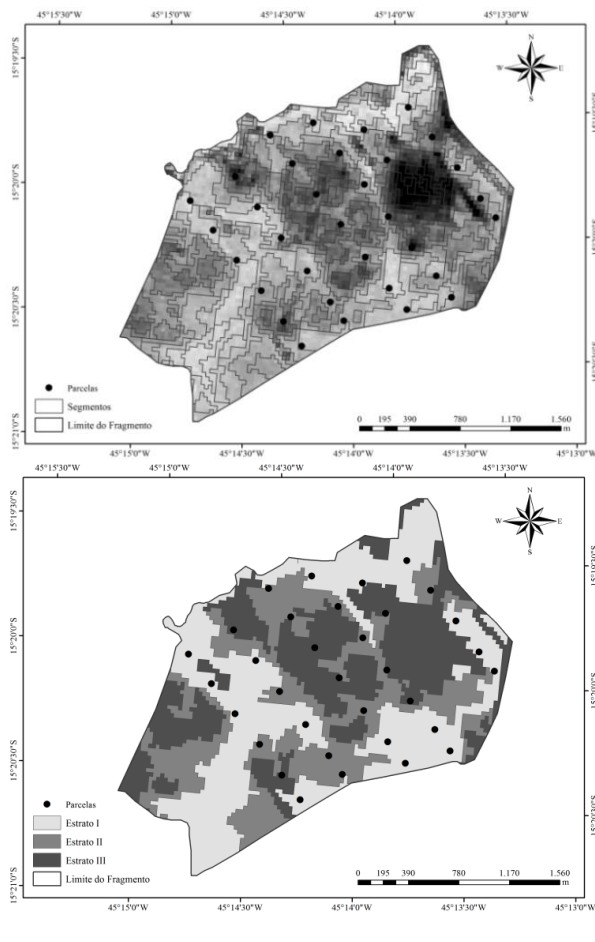


Figura 1 - Imagem NDVI e resultado da segmentação (a) e estratificação do fragmento de cerrado com base na segmentação e classificação da imagem NDVI (b).

Os resultados do processamento do inventário, considerando os dois procedimentos de amostragem estão apresentados na Tabela 1. O erro de amostragem do inventário foi de 9,37 m³/ha (24,60%) para a AS, e de 6,97 m³/ha (20,66%) para a ACE, correspondendo a uma redução de 2,40 m³/ha ou 16,02% no erro da ACE quando comparada com a AS. Observa-se que os intervalos de confiança são semelhantes entre si, fato este que evidencia que a utilização da imagem NDVI como fonte de estratificação

proporciona ganhos em precisão sem perder a eficiência na estimativa da média, uma vez que os intervalos de confiança se sobrepõem.

Alvarenga (2012) avaliou o desempenho da segmentação e classificação orientada ao objeto de uma imagem RapidEye na estratificação de um fragmento de cerrado *sensu stricto* e comparou estimativas geradas pela AS com as estimativas da ACE, encontrando uma redução de 10,38% do erro de inventário para a ACE com base em segmentação visual em relação a AS, e de 4,65% para a ACE com base em segmentação automática em relação a AS.

Tabela 1 - Volume médio (m³/ha), desvio padrão da média (m³/ha), coeficiente de variação (%), erro do inventário (m³/ha), erro de amostragem (%) e intervalo de confiança (m³/ha) para a amostragem sistemática (AS) e para a amostragem casual estratificada (ACE).

Estimadores	Média (m ³ /ha)	Desvio Padrão da Média (m ³ /ha)	Coeficiente de variação (%)	Erro do inventário (m ³ /ha)	Erro de amostragem (%)	Intervalo de confiança (m ³ /ha)
AS	38,08	4,60	69,61	9,37	24,60	28,71 – 47,45
ACE	33,73	3,42	64,38	6,97	20,66	26,76 – 40,69

CONCLUSÕES

A utilização do índice NDVI para a determinação de estratos destinados ao inventário florestal se mostrou satisfatória, permitindo uma boa análise interpretativa da densidade de cobertura vegetal existente na área de interesse.

Os estimadores da amostragem casual estratificada (ACE) foram mais precisos que da amostragem sistemática (AS), indicando que a estratificação com base em imagens de sensoriamento remoto produz resultados satisfatórios na redução do erro de amostragem do inventário, podendo ser utilizadas como ferramentas de pré-estratificação em áreas de florestas nativas a serem inventariadas.

REFERÊNCIAS

ALVARENGA, L. H. V.; MELLO, J. M.; GUEDES, I. C. L.; SCOLFORO, J. R. Desempenho da estratificação em um fragmento de cerrado *stricto sensu* utilizando interpolador geoestatístico. **Cerne**, Lavras, v. 18, p. 675-681, 2012.

ALVARENGA, L. H. V. **Imagens de alta resolução e geoestatística na estratificação da fisionomia cerrado para inventários florestais**. 2012. 92 p. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) – Universidade Federal de Lavras, Lavras, 2012.

BERRA, E. F.; BRANDELERO, C.; PEREIRA, R. S.; SEBEM, E.; GOERGEN, L. C. G.; BENEDETTI, A. C. P.; LIPPERT, D. B. Estimativa do volume total de madeira em espécies de eucalipto a partir de imagens de satélite Landsat. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 22, n. 4, p. 853-864, 2012.

DRUSZCZ, J. P.; NAKAJIMA, N. Y.; PÉLLICO NETTO, S.; MACHADO, S. A. Custos de inventário florestal com amostragem de Bitterlich (PNA) e conglomerado em cruz (CC) em plantação de *Pinus taeda* L. **Scientia Forestalis**, Piracicaba, v. 40, n. 94, p. 231-239, 2012.

ENVIRONMENTAL SYSTEMS RESEARCH INSTITUTE. **ArcGIS Desktop**: Release 10.1. Redlands, CA: ESRI, 2010.

GUEDES, I. C. de L.; MELLO, J. M.; MELLO, C. R.; OLIVEIRA, A. D.; SILVA, S. T.; SCOLFORO, J. R. S. Técnicas geoestatísticas e interpoladores espaciais na estratificação de povoamentos de *Eucalyptus* sp. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 22, n. 3, p. 541-550, 2012.

KANEGAE JÚNIOR, H.; MELLO, J. M.; SCOLFORO, J. R. S.; OLIVEIRA, A. D. Avaliação da continuidade espacial de características dendrométricas em diferentes idades de povoamentos clonais de *Eucalyptus* sp. **Revista Árvore**, Viçosa, v.31, n.5, p.859-866, set./out. 2007.

PÉLLICO NETTO, S.; BRENA, D. A. **Inventário florestal**. Curitiba, 1997. 316 p.

PINHEIRO, E. S.; DURIGAN, G.; ADAMI, M. Imagens Landsat e QuickBird são capazes de gerar estimativas precisas de biomassa aérea de Cerrado? In: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE SENSORIAMENTO REMOTO, 14., 2009, Natal. **Anais...** INPE: São José dos Campos, p. 2913- 2920, 2009.

PONZONI, F. J., SHIMABUKURU, Y. E. **Sensoriamento remoto no estudo da vegetação**. São José dos Campos: Editora Parêntese, 2007. 150 p.

REZENDE, A. V.; VALE, A. T.; SANQUETTA, C. R.; FIGUEIREDO FILHO, A.; FELFILI, J. M. Comparação de modelos matemáticos para estimativa do volume, biomassa e estoque de carbono da vegetação lenhosa de um cerrado sensu stricto em Brasília, DF. **Scientia Forestalis**, n. 71, p. 65-76, 2006.

SCOLFORO, J. R. S.; MELLO, J. M. de; OLIVEIRA, A. D. **Inventário florestal de Minas Gerais: Cerrado, florística, diversidade, similaridade, distribuição diamétrica e de altura, volumetria, tendências de crescimento e áreas aptas para manejo florestal**. Lavras: UFLA, 2008. 216 p.

RUFINI, A. L.; SCOLFORO, J. R. S.; OLIVEIRA, A. D.; MELLO, J. M. Equações volumétricas para o cerrado sensu stricto em Minas Gerais. **Cerne**, Lavras, v. 16, n. 1, p. 1-11, 2010.

TOMPPÖ, E.; OLSSON, H.; STAHL, G.; NILSSON, M.; HAGNER, O.; KATILA, M. Combining national forest inventory field plots and remote sensing data for forest databases. **Remote Sensing of Environment**, v. 112, p. 1982–1999, 2008.

WATZLAWICK, L. F.; KIRCHNER, F. F.; SANQUETTA, C. R. Estimativa de biomassa e carbono em floresta com araucária utilizando imagens do satélite IKONOS II. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 19, p.169-181, 2009.

Patrocínio:



Apoio e organização:



BIOFIX



Agência Brasileira do ISBN
ISBN 978-85-917357-0-9



9 788591 735709