

# PREDIÇÃO DA DISTRIBUIÇÃO DIAMÉTRICA DA FLORESTA ATLÂNTICA PELO EMPREGO DA MATRIZ DE TRANSIÇÃO<sup>1</sup>

Celso Paulo de Azevedo<sup>2</sup>, Agostinho Lopes de Souza<sup>3</sup>, João Carlos Chagas Campos<sup>3</sup> e Geraldo Galdino de Paula Junior<sup>4</sup>

**RESUMO** - O objetivo principal desta pesquisa foi avaliar o emprego de uma metodologia, que se baseia em matrizes de transição, para estimar, a curto e longo prazos, a projeção da distribuição de diâmetro de povoamentos naturais inequidâneos, submetidos a vários níveis de interferência, com base em dados provenientes da Reserva Florestal de Linhares (RFL) da Companhia Vale do Rio Doce (CVRD), localizada no Estado do Espírito Santo. O crescimento da floresta foi representado por um modelo de matriz, operando sobre um vetor que descreve a distribuição de diâmetro da floresta em 1980, antes da aplicação dos tratamentos. As probabilidades de transição foram estimadas por simples proporção, tendo sido a equação de ingresso, obtida por mínimos quadrados ordinários. A colheita foi representada no modelo por uma matriz diagonal, correspondendo à remoção de uma proporção fixa de árvores por classe de diâmetro. Os resultados indicam que o ingresso e a distribuição de diâmetro podem ser preditos com boa exatidão, enquanto a mortalidade está sendo subestimada para a projeção a curto prazo.

**Palavras-chave:** Floresta Atlântica, manejo florestal, distribuição diamétrica e cadeia de markov.

## PREDICTION OF THE DIAMETER DISTRIBUTIONS OF ATLANTIC FOREST BY USING THE TRANSITION MATRIX

**ABSTRACT** - The main objective of this research was to evaluate the use of a methodology based on the transition matrices to estimate short and long-term projections of diameter distribution of the uneven-aged natural stands, under various harvesting regimes or without indisturbance, based on data issued from "Reserva Florestal de Linhares-RFL", belonging to the "Cia. Vale do Rio Doce-CVRD" located in Linhares, State of Espírito Santo - Brazil. The uneven-aged forest growth was represented by a matrix model operating on a vector that describe the diameter distribution before application of the treatments, in 1980. The estimation of the transition probabilities was done by simple proportions and the ingrowth equation was estimated by ordinary least squares. Harvest was represented in the model by a diagonal matrix, which correspondes to the removal of a fixed proportion of the trees from each diameter class. The results show that ingrowth and the diameter distribution

<sup>1</sup> Recebido para publicação em 21/10/1993.

Aceito para publicação em 24/06/1994.

<sup>2</sup> Depto. de Manejo Florestal, UTAM, 69050-020 Manaus-AM. <sup>3</sup> Depto. de Engenharia Florestal da UFV. <sup>4</sup> Depto. de Matemática da UFV, 36570-000 Viçosa-MG.

could be predicted with good accuracy, while the mortality has been underestimated for the short-term projection.

Key words: Atlântic Forest, forest management, distribution diameter, markov chain.

## 1. INTRODUÇÃO

Muitos dos fenômenos, que ocorrem na natureza e na sociedade, podem ser estudados, pelo menos em primeira aproximação, como se cada um passasse por uma seqüência de estados, a partir de um estado inicial, em que a transição de um determinado estado para o seguinte ocorresse, segundo uma certa probabilidade. No caso, em que esta probabilidade de transição dependa apenas do estado, em que o fenômeno se encontra, e do estado seguinte, o processo é chamado de processo de Markov, e uma seqüência de estados, seguindo este processo, é denominada cadeia de Markov (BOLDRINI et al., 1978).

Matrizes de transição têm sido usadas na modelagem de sistemas complexos, como o desenvolvimento de povoamentos florestais (USHER, 1966; BRUNER e MOSER, 1973; PEDEN et al. 1973; BUONGIORNO e MICHIE, 1980 e HIGUCHI, 1987), na sucessão de populações animais (USHER, 1979) e, sem muito sucesso, na sucessão de plantas (BELLEFLEUR, 1981 e LIPPE et al. 1985).

Entre os modelos de matrizes de transição, a matriz de Markov, ou cadeia de Markov, é utilizada na prognose e no desenvolvimento de povoamentos inequidâneos. Este modelo utiliza o conceito de estado. Estados são situações, em que uma árvore pode ser encontrada, como, por exemplo: ingresso ("ingrowth"), classe de diâmetro, mortalidade e colheita. O ingresso representa o número de árvores que entram na menor classe de diâmetro, em um dado intervalo de tempo. Uma vez que uma árvore esteja em um estado, ela pode permanecer nele, ou mover-se para outro. Os movimentos de um estado para outro são calculados pelas probabilidades de transição. O modelo assume que a probabilidade de movimentos de árvores de um estado para outro depende somente do estado inicial e que ela é constante para todo o período de projeção.

Os objetivos do presente trabalho foram avaliar o emprego do modelo de matriz, desenvolvido por BUONGIORNO e MICHIE (1980) na predição, a curto e longo prazos, do crescimento de um povoamento natural; e obter informações básicas sobre as florestas nativas, visando ao manejo de povoamentos em regime de rendimento sustentável.

## 2. MATERIAL E MÉTODOS

O presente estudo foi desenvolvido com dados procedentes do Ensaio de Produção Sustentável da Floresta Atlântica, na Reserva Florestal de Linhares (RFL), de propriedade da Companhia Vale do Rio Doce, localizada no Estado do Espírito Santo. A reserva está situada a uma altitude que varia entre 28 e 65 metros. Segundo a classificação de Köppen, a região apresenta clima quente úmido, pertencente ao grupo

AWi (JESUS et al., 1992). Quanto à precipitação, esta atinge, em determinados locais, aproximadamente, 2.000 mm anuais, o solo é classificado como Latossolo Vermelho Amarelo distrófico e a tipologia florestal é a Floresta Densa de Tabuleiros (HEINSDIJK et al., 1965).

Na implantação do experimento, foram demarcados oito blocos, dos quais cinco foram sorteados e eleitos os blocos A, B, C, D e E. Cada bloco foi dividido em nove unidades experimentais (parcelas) de 0,5 ha cada, e, posteriormente, foram sorteados os nove tratamentos (Quadro 1).

QUADRO 1 - Descrição dos tratamentos aplicados às parcelas experimentais

Tratamento	Descrição
01	Testemunha, sem interferência
02	Redução de 15% da área basal, a partir dos maiores indivíduos e de modo seletivo.
03	Redução de 30% da área basal, a partir dos maiores indivíduos e de modo seletivo.
04	Redução de 45% da área basal, a partir dos maiores indivíduos e de modo seletivo.
05	Retirada dos indivíduos com diâmetro menor que 10 cm e maior que 80 cm. Em seguida, redução de 15% na área basal remanescente, a partir dos maiores indivíduos e de modo seletivo.
06	Retirada dos indivíduos com diâmetro menor que 10 cm e maior que 80 cm. Em seguida, redução de 30% na área basal remanescente, a partir dos maiores indivíduos e de modo seletivo.
07	Corte raso
08	Retirada dos indivíduos com diâmetro maior que 80 cm e redução de 25% na área basal remanescente, a partir dos maiores indivíduos e de modo seletivo.
09	Retirada dos indivíduos com diâmetro maior que 50 cm e redução de 25% na área basal remanescente, a partir dos maiores indivíduos e de modo seletivo.

Após a aplicação dos tratamentos, em 1980, as árvores remanescentes, com DAP, com casca, maior, ou igual a 10 cm, foram identificadas pelo nome vulgar, numeradas e etiquetadas e tiveram medido o seu DAP. Nas ocasiões de medições sucessivas, isto é, em 1983, 1986 e 1989, cada árvore da unidade experimental foi medida e considerada como sobrevivente, ingresso, ou morta.

As árvores foram agrupadas por classe de diâmetro de 10 cm. Dessa forma, obtiveram-se 11 classes, selecionadas, considerando o erro-padrão das proporções (CHACKO, 1965), que abrangeram desde o centro da classe de 15 cm, até árvores no centro da classe de 95 cm, bem como uma classe composta de árvores com DAP maior ou igual a 100 cm e a classe de mortalidade.

As matrizes de transição, M e G, para o período de 1980 a 1986, representando um intervalo ( $\theta$ ) de seis anos, foram calculadas para os oito tratamentos, excetuando-se o corte raso.

A estimação das probabilidades de transição ( $a_i$ ,  $b_j$ ,  $c_i$  e  $m_i$ ) foi obtida, dividindo-se o número de árvores, respectivamente, que permaneceram na mesma classe, mudaram uma classe, mudaram duas classes, ou morreram pelo número de árvores naquela classe no início do período de crescimento, empregando-se a seguinte fórmula:

$$P_{ij} = \frac{n_{ij}}{n_i}, \quad (1)$$

em que

$P_{ij}$  = probabilidades de transição ( $a_i$ ,  $b_j$ ,  $c_i$  e  $m_i$ );

$n_{ij}$  = número de indivíduos na classe  $j$ , no tempo  $t + 1$ , uma vez que estavam na classe  $i$ , no tempo  $t$ ;

$n_i$  = número total de indivíduos na classe  $i$ , no tempo  $t$ .

A melhor regressão para o ingresso foi dada pela seguinte relação linear, sugerida por CAMPOS<sup>1</sup>:

$$I_t = \beta_0 + \beta_1 (N_{t+\theta} - N_t) + E_i, \quad (2)$$

em que

$I_t$  = ingresso, em número de árvores, por hectare, no intervalo de crescimento;

$N_{t+\theta}$  = número total de árvores, por hectare, no final do período de crescimento;

$N_t$  = número total de árvores remanescentes, por hectare, no início do período de crescimento;

$\beta_0$  e  $\beta_1$  = coeficientes a serem estimados;

$E_i$  = erro aleatório,  $E \sim \text{NID}(0, \sigma^2)$ .

Para se obter uma única equação para representar os ingressos estimados, aplicou-se o teste de identidade de modelos (GRAYBILL, 1976).

O autovalor dominante,  $\lambda_1 = 1$ , e o módulo do próximo maior,  $\lambda_2$ , da matriz  $M$  de cada tratamento, foram calculados.

<sup>1</sup> CAMPOS, J.C.C. (Comunicação pessoal).

A matriz G e o vetor c, ficaram assim representados:

$$G = \begin{vmatrix} a_1 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ b_2 & a_2 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ c_3 & b_3 & a_3 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & c_4 & b_4 & a_4 & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & c_n \ b_n \ a_n \end{vmatrix} ; \quad \underset{\sim}{c}_i = \begin{vmatrix} \hat{I}_t \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ \dots \\ \dots \\ 0 \end{vmatrix}$$

O número de árvores na primeira classe, no final do período de crescimento ( $y_{1t+\theta}$ ), é dado por:

$$Y_{1t+\theta} = a_1 (y_{1t-h_{1t}}) + I_t = a_1 (y_{1t-h_{1t}}) + \beta_0 + \beta_1 (N_{t+\theta} - N_t) . \tag{3}$$

Assim, o modelo pode ser escrito na nova forma de matriz:

$$\underset{\sim}{Y}_{t+\theta} = G(\underset{\sim}{Y}_{it} - \underset{\sim}{h}_{it}) + \underset{\sim}{c}_1 . \tag{4}$$

$$\begin{vmatrix} Y_{1t+\theta} \\ Y_{2t+\theta} \\ Y_{3t+\theta} \\ Y_{4t+\theta} \\ \dots \\ \dots \\ Y_{nt+\theta} \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} a_1 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ b_2 & a_2 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ c_3 & b_3 & a_3 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & c_4 & b_4 & a_4 & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & c_n \ b_n \ a_n \end{vmatrix} \cdot \begin{vmatrix} Y_{1t-h_{1t}} \\ Y_{2t-h_{2t}} \\ Y_{3t-h_{3t}} \\ Y_{4t-h_{4t}} \\ \dots \\ \dots \\ Y_{nt-h_{nt}} \end{vmatrix} + \begin{vmatrix} \hat{I}_t \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ \dots \\ \dots \\ 0 \end{vmatrix}$$

As matrizes de projeção de duas etapas, para cada tratamento, foram obtidas a partir de (4), aplicando as equações de Chapman-Kolmogorov (PARZEN, 1962) para:

- Situação do povoamento em 1986:

$$\underset{\sim}{Y}_{1\theta} = G\underset{\sim}{Y}_0 + \underset{\sim}{c}_1 . \tag{5}$$

- Situação do povoamento em 1992:

$$\underline{y}_{2\theta} = G^2 \underline{y}_0 + G \underline{c}_1 + \underline{c}_2 \quad (6)$$

- Situação do povoamento após  $n$  períodos de duração (Matriz de  $n$  etapas):

$$\underline{y}_{n\theta} = G^n \cdot \underline{y}_0 + \sum_{i=0}^{n-1} G^i \cdot \underline{c}_{(n-i)} \quad (7)$$

$\underline{y}_0 = (\underline{y}_{it} - h_{it})$  representa a situação do povoamento em 1980.

No povoamento não-manejado (BUONGIORNO e MICHIE, 1980), o estado estável da floresta é determinado, a partir de (4), em que:

$$\underline{y}_{t+\theta} = \underline{y}_t = \underline{y}^* \quad \text{e} \quad \underline{c} = \underline{c}^* ,$$

sendo  $\underline{y}^*$  o equilíbrio da distribuição. Esta condição e a equação (4) conduzem para:

$$\underline{y}^* = (I - G)^{-1} \cdot \underline{c}^* , \quad (8)$$

em que  $I$  é a matriz-identidade de ordem  $n$ .

Como o Tratamento 01 apresentou estados absorventes, determinaram-se apenas a situação do povoamento em 1992 e o número médio de períodos, em que as árvores permanecem em cada classe (estado), antes de serem absorvidas (PARZEN, 1962).

Nos Tratamentos 02, 03, 04, 05, 06, 08 e 09, uma predeterminada fração de árvores ( $x_i$ ) foi colhida e representada no modelo pela diagonal da matriz  $H$ . Nesta matriz,  $x_i$  é a fração de árvores na  $i$ -ésima classe de diâmetro e que foi colhida no intervalo  $\theta$ . O vetor colheita é ( $h_t$ ).

$$H = \begin{vmatrix} x_1 & & & & \\ & x_2 & & & \\ & & \dots & & \\ & & & \dots & \\ & & & & x_n \end{vmatrix} \quad \text{e} \quad \underline{h}_t = H \underline{y}_t \quad (9)$$

O número de árvores resultante do crescimento e da colheita foi calculado, substituindo (9) no modelo de crescimento (4):

$$\underline{y}_{t+\theta} = G(I - H)\underline{y}_t + \underline{c}_1 \quad (10)$$

Para os Tratamentos 02, 03, 04, 06 e 08, em que a relação  $\lambda_1/\lambda_2$  é igual a 1, isto é, o povoamento está em equilíbrio, foi determinada somente a situação do povoamento em 1992 ( $n = 2$ ), pela seguinte expressão:

$$\underline{y}_{t+n\theta} = G^n (I - H)\underline{y}_0 + \sum_{i=0}^{n-1} G^i \underline{c}_{(n-i)} \quad (11)$$

Nos Tratamentos 05 e 09, além da situação do povoamento em 1992, como  $\lambda_1/\lambda_2$  foi maior que 1 e, em geral, como a colheita só é aplicada a cada  $n$  anos, correspondendo a um ciclo de corte de  $n \theta$  anos, determinou-se a situação do povoamento aos 18, 24, 30, 60 e 120 anos, após a colheita. Simulando ciclos de corte de 18, 24, 30, 60 e 120 anos, para  $n$  igual a 3, 4, 5, 10 e 20, determinou-se, também, a situação de equilíbrio do povoamento para os ciclos de corte fixos. Este estado de equilíbrio assume que o povoamento cresça e restaure as condições  $y^*$  antes da colheita, em um único ciclo de corte. O vetor  $y^*$  foi determinado diretamente de (11), fixando  $y^* = \underline{y}_{t+n\theta} = \underline{y}_t$ . Assim:

$$\underline{y}^* = (I - G^n + G^n H)^{-1} \cdot \sum_{i=0}^{n-1} G^i \underline{c}_{(n-i)} \quad (12)$$

As projeções, feitas para um período de tempo superior a  $t+2$  (1992), tiveram por objetivo mostrar a aplicabilidade do modelo, uma vez que todos os tratamentos apresentam estados absorventes e, ou, não-comunicados ( $p_{ij} = 0$ ).

### 3. RESULTADOS E DISCUSSÃO

A variável  $N_{t+\theta} - N_t$  ( $r=0,988$ ,  $p=0,000$ ) é a mais fortemente correlacionada com o ingresso, seguida da área basal ( $r=-0,562$ ;  $p=0,0002$ ). Observou-se, também, de acordo com os modelos propostos por MOSER (1967), EK (1974) e DAVIDSON et al. (1989), que a relação entre estas duas variáveis é não-linear, ao contrário da proposição defendida por BUONGIORNO e MICHIE (1980).

A homogeneidade de variâncias, obtida pelo teste de Cochran (C) foi não-significativa, em nível de 1% de probabilidade. Mediante este resultado, procedeu-se ao teste para identidade de modelos (GRAYBILL, 1976). A hipótese da nulidade não foi rejeitada, concluindo-se pela igualdade das oito equações, e, neste caso, a equação comum (Quadro 2) foi usada como uma estimativa das oito equações envolvidas.

QUADRO 2 - Equações de Ingresso, por Tratamento, Estimativas dos Parâmetros e suas Estatísticas

Trat.	Coeficientes		Qualidade do Ajustamento			
	$\hat{\beta}_0$	$\hat{\beta}_1$	$\bar{R}^2$	$S_{y.x}$	CV(%)	$\hat{t}$
1	12,963134	1,426267	0,9236	7,56	17,51	6,33**
2	16,955116	0,898256	0,9362	3,86	6,34	7,73**
3	11,058266	1,044631	0,9832	9,37	8,67	14,31**
4	18,585209	0,954984	0,9688	10,08	11,15	11,85**
5	14,409150	1,203280	0,9242	10,39	25,71	6,77**
6	8,646801	1,051271	0,9820	8,03	11,61	16,71**
8	6,257574	1,069484	0,9915	6,25	6,21	22,62**
9	24,696204	0,971117	0,9260	13,98	10,85	8,61**
Comum	14,932729	1,018210	0,9652	9,17	11,43	39,47**

\*\* - Significativo em nível de 1% de probabilidade.

As razões  $|\lambda_1/\lambda_2|$  para as matrizes de transição mostram para os Tratamentos 01, 02, 03, 04, 06, 08 (1,000), que o sistema está no estado clímax, enquanto nos Tratamentos 05 e 09 (1,2047 e 1,6667), a população está crescendo (USHER, 1979).

As probabilidades de transição ( $a_i$ ,  $b_i$ ,  $c_i$  e  $m_i$ ) são mostradas no Quadro 3, para o tratamento 01. Os números entre parênteses são os erros-padrão proporcionais médios.

A matriz G está representada em itálico no Quadro 3. Observou-se em todos os tratamentos que as matrizes ou apresentam estados absorventes, ou não é possível mover-se de determinado estado para qualquer outro ( $p_{ij} = 0$ ), não são irredutíveis. O vetor c foi estimado pela equação (2).

O número de árvores mortas foi estimado para todas as previsões (Quadro 4). Comparando estes resultados com os obtidos por JESUS et al. (1992), nota-se que eles estão subestimados. Isso pode ser explicado pelas matrizes de transição M, nas quais se observa que o período de crescimento não foi suficiente para registrar a mortalidade em todas as classes de diâmetro. Há evidências, em todos os tratamentos, de que a mortalidade aumenta com o decréscimo em diâmetro. SILVA (1989) encontrou correlação negativa entre mortalidade e tamanho das árvores (-0,67), o que indica que, com o desenvolvimento das florestas remanescentes, após uma exploração seletiva, a taxa de mortalidade nas menores classes tende a ser maior que nas maiores classes. GRAAF (1986) também registrou que a taxa de mortalidade foi maior nas menores classes de diâmetro.

QUADRO 3 - Matriz de probabilidade de transição (M) de uma etapa, com os respectivos erros-padrão proporcionais médios, para o tratamento 01

Estado	15	25	35	45	55	65	75	85	95	100	M
15	0,8889 (0,0108)	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
25	0,0702 (0,0087)	0,7902 (0,0273)	0	0	0	0	0	0	0	0	0
35	0	0,1563 (0,0243)	0,7292 (0,0456)	0	0	0	0	0	0	0	0
45	0	0	0,2292 (0,0431)	0,8043 (0,0591)	0	0	0	0	0	0	0
55	0	0	0	0,1304 (0,0502)	0,7333 (0,0821)	0	0	0	0	0	0
65	0	0	0	0,0217 (0,0217)	0,2333 (0,0785)	0,9474 (0,0526)	0	0	0	0	0
75	0	0	0	0	0	0	0,8000 (0,1333)	0	0	0	0
85	0	0	0	0	0	0	0,1000 (0,1000)	0,5455 (0,1575)	0	0	0
95	0	0	0	0	0	0	0,1000 (0,1000)	0,4545 (0,1575)	1,0000	0	0
≥100	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1,0000	0
M	0,0409 (0,0068)	0,0536 (0,0151)	0,0417 (0,0205)	0,0435 (0,0304)	0,0333 (0,0333)	0,0526 (0,0526)	0	0	0	0	1,0000

QUADRO 4 - Número de árvores mortas (n/ha), observado em 1986 (O) e projetado para 1986 e 1992 (P), por tratamento e por classe de diâmetro

Classe de Diâmetro	Tratamento 01			Tratamento 02			Tratamento 03			Tratamento 04		
	1986(O)	1986(P)	1992(P)									
15	14,0	14,0	27,7	9,2	9,2	17,8	9,2	9,2	18,0	9,2	9,2	18,7
25	4,8	4,8	9,2	2,0	2,0	4,0	2,0	2,0	4,3	4,4	4,4	8,3
35	1,6	1,6	3,1	0,8	0,8	1,4	1,6	1,6	3,3	1,2	1,2	2,5
45	0,8	0,8	1,5	0,0	0,0	0,0	1,2	1,2	2,2	0,8	0,8	1,4
55	0,4	0,4	0,8	0,0	0,0	0,0	0,8	0,8	1,4	0,0	0,0	0,0
65	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,1	0,0	0,0	0,0
75	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,4	0,4	0,6	0,0	0,0	0,0
85	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
95	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
≥100	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Total	22,0	22,0	43,2	12,0	12,0	23,2	15,2	15,2	29,9	15,6	15,6	31,0

Continua...

QUADRO 4, Cont.

Classe de Diâmetro	Tratamento 01			Tratamento 02			Tratamento 03			Tratamento 04		
	1986 (O)	1986 (P)	1992 (P)	1986 (O)	1986 (P)	1992 (P)	1986 (O)	1986 (P)	1992 (P)	1986 (O)	1986 (P)	1992 (P)
15	11,6	11,6	22,8	9,6	9,6	18,1	7,6	7,6	15,4	15,6	15,6	30,4
25	3,6	3,6	7,2	1,2	1,2	2,4	2,8	2,8	5,3	4,4	4,4	9,0
35	1,6	1,6	3,1	0,4	0,4	0,7	0,4	0,4	1,1	2,0	2,0	3,5
45	0,8	0,8	1,5	0,0	0,0	0,1	0,8	0,8	1,5	0,4	0,4	0,7
55	0,4	0,4	0,8	0,4	0,4	0,7	0,4	0,4	0,6	0,0	0,0	0,4
65	0,4	0,4	0,9	0,0	0,0	0,1	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
75	0,4	0,4	0,6	0,4	0,4	0,7	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
85	0,0	0,0	0,4	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
95	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
≥100	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Total	18,8	18,8	37,3	12,0	12,0	22,8	12,0	12,0	24,0	22,4	22,4	44,1

Para floresta sem interferência (Tratamento 01), dada a condição inicial do povoamento, isto é, em 1980 (I), mediante a aplicação das equações (5) e (6), obteve-se a situação do povoamento aos seis e aos 12 anos após aquela condição, bem como o tempo médio necessário para que as árvores atinjam o estado de absorção. Como se observa no Quadro 5, o número de árvores por hectare, para cada período de observação e para as projeções, segue a forma de "J" invertido, não diferindo a frequência uma da outra, exceto na menor classe de diâmetro. Segundo BUONGIORNO e MICHIE (1980), o aumento na área basal força o ingresso a declinar a níveis abaixo da taxa de mortalidade. Já GUTIERREZ (1970) acredita que as árvores cessam seu crescimento nas classes menores, em virtude talvez de uma intensa competição pelos fatores ambientais, que influenciam o crescimento. Acredita-se que, além do aumento na área basal e da competição, parte da redução no número de árvores na menor classe de diâmetro deve-se à grande dificuldade de quantificar o ingresso (AZEVEDO, 1993).

Na floresta com interferência, primeiramente, considerando-se o grupo de tratamentos, em que a relação  $|\lambda_1|/|\lambda_2|$  é igual a 1, observa-se que a frequência, para cada período, segue a forma de "J" invertido, não diferindo, substancialmente, uma da outra, exceto na menor classe de diâmetro, em que declina em número, à exceção do Tratamento 06, onde espera-se, decorridos 12 anos, que o ingresso seja novamente estimulado (Quadro 6).

Nos Tratamentos 05 e 09, em que a referida relação é maior que 1, os cálculos do número de árvores no tempo  $t+1$  foram feitos, como indicado pela equação de Lotka (AZEVEDO, 1993), considerando como o valor da razão entre  $|\lambda_1|/|\lambda_2|$ .

QUADRO 5 - Projeção para 1992 e tempo médio de absorção, em anos, para floresta sem interferência, em que: O = observado; e P = projetado

Estado	Distribuição de Diâmetro (n/ha)				Tempo Médio de Absorção (anos)
	1980 (I)	1986 (O)	1986 (P)	1992 (P)	
15	342,0	346,4	340,5	307,3	132,16
25	89,6	95,6	94,8	98,8	123,75
35	38,4	42,0	42,0	45,4	127,78
45	18,4	23,6	23,6	28,6	124,83
55	12,0	11,2	11,2	11,3	122,25
65	7,6	10,4	10,4	13,0	114,00
75	4,0	3,2	3,2	2,6	36,60
85	4,4	2,8	2,8	1,9	13,20
95	1,2	3,2	3,6	5,2	-
≥100	2,8	3,2	2,8	2,8	-
Total	520,4	541,6	534,9	516,2	-

QUADRO 6 - Distribuição de diâmetro, observada e projetada, após 6 e 12 anos, para povoamentos manejados com diferentes densidades residuais

Estado	Distribuição de Diâmetro (n/ha)																			
	Observada		Projetada		Observada		Projetada		Observada		Projetada		Observada		Projetada					
	1980	1986	1986	1992	1980	1986	1986	1992	1980	1986	1986	1992	1980	1986	1986	1992				
	-----Tratamento 02-----		-----Tratamento 03-----				-----Tratamento 04-----				-----Tratamento 06-----				-----Tratamento 08-----					
15	344,8	357,2	361,0	316,2	340,0	394,8	397,0	349,0	347,6	370,4	372,3	325,5	287,6	276,8	281,6	344,1	342,4	382,0	388,2	339,6
25	123,6	126,4	126,4	131,7	90,4	100,8	100,0	117,8	102,0	104,0	103,2	116,6	90,8	96,0	95,6	113,2	84,0	99,2	97,6	120,5
35	48,0	61,6	61,6	73,5	34,4	38,8	38,8	45,3	45,6	48,4	48,0	56,7	34,8	30,8	30,8	42,1	43,6	28,8	28,8	33,4
45	20,4	27,2	27,2	37,0	17,2	18,0	18,0	19,9	19,2	16,8	16,8	20,6	25,6	12,4	12,4	17,4	20,0	17,2	17,2	21,4
55	10,0	10,8	11,1	13,7	15,6	16,0	16,0	20,0	12,0	5,6	5,6	6,7	15,6	8,0	8,0	14,4	8,8	8,8	8,9	
65	5,2	4,8	4,9	5,3	4,0	6,0	6,0	8,0	6,8	1,6	1,6	1,9	7,2	7,2	7,2	8,5	11,6	6,4	6,4	6,2
75	5,2	5,6	5,6	7,1	5,2	2,8	2,8	2,9	5,6	1,2	1,2	2,8	6,4	4,4	4,4	3,5	4,4	3,6	3,6	3,8
85	2,8	1,6	1,6	2,2	3,2	2,0	2,0	2,9	4,4	0,4	0,4	0,4	3,2	1,2	1,2	1,9	3,2	2,8	2,8	5,0
95	2,4	0,8	0,8	0,5	2,8	0,4	0,4	0,4	1,2	0,0	0,0	0,0	2,8	0,0	0,0	0,0	3,6	0,0	0,0	0,0
≥100	4,0	1,6	1,2	1,5	8,0	0,0	0,0	0,0	4,0	0,0	0,0	0,0	3,2	0,0	0,0	0,0	7,6	0,4	0,4	0,4
Total	566,4	597,6	601,4	588,5	520,8	579,6	581,0	563,2	548,4	548,4	549,1	531,1	477,2	436,8	440,8	538,6	534,8	549,2	553,8	539,2

No Tratamento 05 (Quadro 7), o número de árvores por classe de diâmetro (n/ha) segue uma tendência de "J" invertido, característica de povoamentos inequidêneos e que se mantém para todos os intervalos de projeção. Entretanto, verifica-se que a projeção da situação, constatada em 1980(I), tem menos árvores na classe de 15 cm

de DAP. Esta tendência pode ser explicada pela redução no ingresso, com o decorrer do tempo, e pelas altas taxas de mortalidade registradas, principalmente, nas menores classes de diâmetro.

QUADRO 7 - Situação do povoamento, observada em 1980(I) e 1986 e projetada para os períodos de 6, 12, 18, 30, 60 e 120 anos após o corte, nos tratamentos 05 e 09

Centro de Classe	Situação do Povoamento (n/ha)																			
	Observada		Projetada								Observada		Projetada							
	1980(I)	1986	1986	1992	1998	2004	2010	2040	2100	1980(I)	1986	1986	1992	1998	2004	2010	2040	2100		
	Tratamento 05										Tratamento 09									
15	303,2	276,4	265,3	247,2	230,5	215,1	200,9	147,2	101,4	334,4	376,8	278,7	258,3	240,1	223,8	209,1	154,3	105,5		
25	94,8	106,0	105,6	117,7	125,0	128,7	129,6	113,9	74,7	100,8	100,8	98,4	107,2	111,4	112,4	111,2	92,3	58,7		
35	39,2	37,6	37,6	43,6	49,8	55,1	59,4	64,6	45,4	40,8	32,8	32,4	40,4	47,3	52,7	56,5	57,6	37,8		
45	23,6	19,6	19,6	23,2	27,2	31,6	35,9	50,2	41,8	22,0	18,8	18,8	24,1	30,6	37,9	45,3	73,8	72,8		
55	15,2	10,4	10,4	11,6	13,4	15,5	18,0	30,4	31,3	16,4	4,8	4,4	6,3	8,7	11,6	15,0	37,6	65,7		
65	10,4	8,0	8,0	7,9	8,3	9,2	10,4	19,4	24,9	10,0	0,4	0,4	0,6	0,9	1,2	1,7	4,7	9,3		
75	5,2	5,6	5,6	6,1	6,4	6,6	7,1	12,9	21,3	6,8	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0		
85	4,8	2,4	2,4	3,6	4,4	4,9	5,3	8,9	17,7	5,2	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0		
95	4,0	0,4	0,4	1,2	1,8	2,2	2,5	3,9	8,7	1,6	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0		
≥100	3,2	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	1,2	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0		
Total	503,6	466,4	454,9	462,3	466,8	468,9	469,1	451,4	367,0	539,2	534,4	433,1	436,9	439,0	439,6	438,8	420,2	349,8		

Em geral, os resultados das projeções (Quadro 7) evidenciam que nem os períodos de projeções mais longos serão suficientes para restaurar todas as condições iniciais do povoamento. Isso indica que aplicações de cortes, por si sós, conduzem o povoamento para alguma situação diferente da situação inicial. GRAAF (1986), no Suriname, observou que uma floresta, após interferência e, regenerando-se sem uma assistência silvicultural, apresentou uma alta competição e um baixo valor econômico e que a taxa de mortalidade não foi afetada pela colheita. Por outro lado, se a colheita for sucedida por aplicação de tratamentos silviculturais apropriados, a estrutura da floresta manejada pode ser conduzida para uma determinada situação desejável, tal como estrutura florística e distribuição diamétrica balanceadas.

Na simulação dos ciclos de cortes, por meio da equação (12), observa-se no Tratamento 05 (Quadro 8) que o número de árvores, a serem colhidas por hectare, mantendo-se os mesmos percentuais colhidos em 1980, por classe de diâmetro, decrescerá de 58,8 (condição inicial - 1980) para 41,3, 46,7, 50,1, 54,9 e 52,7, respectivamente, nos ciclos de corte de 18, 24, 30, 60 e 120 anos. Já a área basal de 12,83 m<sup>2</sup>/ha (colheita inicial - 1980) decresce para 7,27, 9,35 e 10,83 m<sup>2</sup>/ha, para os ciclos de corte de 18, 24 e 30 anos, respectivamente, e aumenta para 13,85 e 14,18 m<sup>2</sup>/ha, para os ciclos de corte de 60 e 120 anos, respectivamente.

Para o Tratamento 09 (Quadro 9), o número de árvores e a área basal, projetados para colheita, nos diferentes ciclos de corte, são menores que na situação inicial. As árvores, a serem colhidas por classe de diâmetro, mantendo-se os mesmos percentuais colhidos em 1980, que produziram 18,67 m<sup>2</sup>/ha, produzirão, aproximadamente, 0,81, 0,97, 1,09, 11,57 e 14,29 m<sup>2</sup>/ha, nos cinco ciclos de corte, respectivamente.

**QUADRO 8 - Condição inicial e de equilíbrio a longo prazo do povoamento, condicionada por uma colheita média proporcional fixa por hectare e por ciclos de corte de 18(1), 24(2), 30(3), 60(4) e 120(5) anos, para o tratamento 05**

Classe de Diâmetro	Condição Inicial			Projeções a Longo Prazo									
	Estoque de Crescim.	Colheita	Estoque de Crescim.	Colheita 1	Estoque de Crescim.	Colheita 2	Estoque de Crescim.	Colheita 3	Estoque de Crescim.	Colheita 4	Estoque de Crescim.	Colheita 5	
	n/ha	%	n/ha	n/ha	n/ha	n/ha	n/ha	n/ha	n/ha	n/ha	n/ha	n/ha	
15	303,2	6,07	18,4	146,2	8,9	144,2	8,8	140,8	8,5	120,6	7,3	96,7	5,9
25	94,8	8,02	7,6	81,7	6,6	83,8	6,7	84,1	6,7	78,6	6,3	64,7	5,2
35	39,2	15,31	6,0	38,8	5,9	41,2	6,3	42,2	6,5	41,7	6,4	36,2	5,5
45	23,6	32,20	7,6	25,4	8,2	28,8	9,3	30,7	9,9	32,7	10,5	30,4	9,8
55	15,2	34,21	5,2	13,3	4,5	16,3	5,6	18,3	6,3	21,4	7,3	21,1	7,2
65	10,4	19,23	2,0	7,8	1,5	10,2	2,0	11,9	2,3	15,3	2,9	15,8	3,0
75	5,2	15,38	0,8	5,5	0,8	7,3	1,1	8,6	1,3	11,9	1,8	13,0	2,0
85	4,8	83,33	4,0	3,8	3,2	5,4	4,5	6,6	5,5	9,4	7,8	10,6	8,9
95	4,0	100,00	4,0	1,6	1,6	2,5	2,5	3,1	3,1	4,5	4,5	5,2	5,2
≥100	3,2	100,00	3,2	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Total	503,6	11,68	58,8	324,2	41,3	339,6	46,7	346,3	50,1	335,9	54,9	293,8	52,7
G (m²/ha)	34,07		12,83	25,87*	7,27*	30,49*	9,35*	33,60*	10,83*	39,07*	13,85*	38,94*	14,78*

G - Área basal.

\* Área basal, calculada com os centros de classes de diâmetros.

**QUADRO 9 - Condição inicial e de equilíbrio a longo prazo do povoamento, condicionada por uma colheita média proporcional fixa por hectare e por ciclos de corte de 18(1), 24(2), 30(3), 60(4) e 120(5) anos, para o tratamento 09**

Classe de Diâmetro	Condição Inicial			Projeções a Longo Prazo									
	Estoque de Crescim.	Colheita	Estoque de Crescim.	Colheita 1	Estoque de Crescim.	Colheita 2	Estoque de Crescim.	Colheita 3	Estoque de Crescim.	Colheita 4	Estoque de Crescim.	Colheita 5	
	n/ha	%	n/ha	n/ha	n/ha	n/ha	n/ha	n/ha	n/ha	n/ha	n/ha	n/ha	
15	334,4	9,81	32,8	139,6	13,7	140,9	13,8	139,9	13,7	124,8	12,2	100,4	9,8
25	100,8	17,46	17,6	56,6	9,9	60,5	10,6	62,5	10,9	62,1	10,8	51,8	9,0
35	40,8	39,22	16,0	25,0	9,8	28,8	11,3	31,2	12,2	34,4	13,5	30,8	12,1
45	22,0	32,73	7,2	20,8	6,8	27,8	9,1	33,2	10,8	45,6	14,9	49,2	16,1
55	16,4	82,93	13,6	6,3	5,2	10,5	8,7	14,7	12,2	29,7	24,6	40,9	33,9
65	10,0	100,00	10,0	0,7	0,7	1,2	1,2	1,8	1,8	4,0	4,0	5,7	5,7
75	6,8	100,00	6,8	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
85	5,2	100,00	5,2	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
95	1,6	100,00	1,6	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
≥100	1,2	100,00	1,2	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Total	539,2	20,77	112,0	248,9	46,1	269,7	54,7	283,2	61,7	300,6	80,1	278,7	86,7
G (m²/ha)	31,69		18,67	4,40*	0,81*	4,77*	0,97*	5,00*	1,09*	24,17*	11,57*	26,71*	14,23*

G - Área basal.

\* Área basal, calculada com os centros de classes de diâmetros.

Genericamente, pode-se afirmar que se uma floresta for verdadeiramente manejada, isto é, se além das prescrições e da aplicação dos cortes de colheita, houver prescrições e aplicações de tratamentos silviculturais, sua estrutura florística e diamétrica pode ser conduzida para uma situação futura desejável.

#### 4. CONCLUSÕES

Nas condições do presente trabalho, pelos resultados analisados, obtiveram-se as seguintes conclusões:

- 1) O modelo estima bem o ingresso em curtos períodos de projeção. Entretanto, mais estudos são necessários para predizer o comportamento do ingresso por longos períodos de tempo.
- 2) A razão entre o autovalor dominante e o módulo do segundo maior autovalor parecem refletir, adequadamente, o estágio sucessional do povoamento.
- 3) O modelo é apropriado para estudar, a curto prazo, as mudanças na distribuição de diâmetro.
- 4) Para que o processo promova razoável correspondência com o processo real, cada uma das probabilidades de transição deverá ser estimada com um pequeno erro-padrão proporcional, o que implica grande número de dados.
- 5) Foi notado que a mortalidade tende a ser subestimada para o período de projeção.
- 6) O modelo é útil para estudar o efeito de diferentes tratamentos, ou opções de manejo nas taxas de crescimento do povoamento.

#### 5. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AZEVEDO, C. P. *Predição da distribuição diamétrica de povoamentos florestais inequívocos pelo emprego da matriz de transição*. Viçosa: UFV, 1993. 118p. (Tese - M.S.)
- BELLEFLUR, P. Markov models of forest - type secondary succession in Coastal British Columbia. *Canadian Journal of Forest Research*, v.11, p.18-29, 1981.
- BOLDRINI, J.L., COSTA, S.I.R., RIBEIRO, V.L.F.F., WETZLER, H.G. *Álgebra linear*. São Paulo: Harper & Row do Brasil, 1978. 805p.
- BRUNER, H.D., MOSER JR., J.W. A Markov chain approach to the prediction of diameter distributions in uneven-aged forest stands. *Canadian Journal of Forest Research*, v.3, p.409-17, 1973.
- BUONGIORNO, J., MICHIE, B.R. A matrix model of uneven-aged forest management. *Forest Science*, v.26, p.609-25, 1980.
- CHACKO, V. J. *A manual on sampling techniques for forest surveys*. Dehra Dun: India, P.Z.O., 1965. 172p.
- DAVIDSON, C.B., HAFLEY, W.L., FREDERICK, D.J., MENGEL, D.L. Prediction of total stand ingrowth in southeastern mixed species bottomland hardwoods. In: BIENNIAL SOUTHERN SILVICULTURAL RESEARCH CONFERENCE, 1989. New Orleans. *Proceedings...* New Orleans: Southern Forest Experiment Station, 1989. p.435-9.

- EK, A. R. Nonlinear models for stand table projection in northern hardwood. *Canadian Journal of Forest Research*, v.4, p.23-7, 1974.
- GRAAF, N. R. *A silvicultural system for natural regeneration of tropical rain forest in Suriname*. Wageningen: Agricultural University, 1986. 250p.
- GRAYBILL, F. A. *Theory and application of the linear model*. Massachusetts: Duxbury Press, 1976. 704p.
- GUTIERREZ, A.M.R. *Efecto del raleo sobre el crecimiento en area basal de un bosque secundario en el tropico humedo*. Turrialba, Costa Rica, Instituto Interamericano de Ciencias Agrícolas de la OEA, 1970. 79p. (Tese M.S.).
- HEINSDIJK, D., MACEDO, J.G., ANDEL, S., ASCOLY, R.B. A floresta do norte do Espírito Santo. *Rio de Janeiro, Ministério da Agricultura, Departamento de Recursos Naturais Renováveis, Setor de Inventário Florestal*, 1965. 69p. (Boletim, 7).
- HIGUCHI, N. Short-term growth of an undisturbed tropical moist forest in the Brazilian Amazon. *Michigan, Michigan State University*, 1987. 129p. (Tese - Ph.D.).
- JESUS, R.M., SOUZA, A.L., GARCIA, A. Produção sustentável de floresta atlântica. *Viçosa: SIF*, 1992. 128p. (Documentos SIF, 7).
- LIPPE, E., SMIDT, J.T., GLENN-LEWIN, D.C. Markov models and succession: A test from a heathland in the Netherlands. *Journal of Ecology*, v.73, p.775-91, 1985.
- MOSER JR., J. W. Growth and yield models for uneven-aged stands. *Lafayette: Purdue University*, 1967. 149p. (Tese Ph.D.).
- PARZEN, E. *Stochastic processes*. San Francisco: Holden-Day, 1962. 324p.
- PEDEN, L.M., WILLIAMS, J.S., FRAYER, W.E. A Markov model for stand projection. *Forest Science*, v.19, p.303-14, 1973.
- SILVA, J. N. M. The behaviour of the tropical rain forest of Brazilian Amazon after longging. *Oxford, University of Oxford*, 1989. 325p. (Tese Ph.D.).
- USHER, M. B. A matrix approach to the management of renewable resources, with special reference to selection forests. *Journal Applied Ecology*, v.3, p.355-65, 1966.
- USHER, M. B. Markovian approaches to ecological succession. *Journal of Animal Ecology*, v.48, p.413-26, 1979.