

Alternativas de Análises em Dados de Medidas Repetidas de Bovinos de Corte

Alfredo Ribeiro de Freitas¹, Cátia Valéria Presotti², Fábio Luiz Buranelo Toral³

RESUMO - Objetivou-se estudar duas alternativas de análises de variâncias e covariâncias para dados de pesagens de bovinos. Foram utilizados dados de animais Nelore, Guzerá, Gir e Indubrasil, machos e fêmeas, pertencentes à Associação Brasileira de Criadores de Zebu - ABCZ. De cada indivíduo, foram obtidas, em intervalos trimestrais, nove medidas repetidas de pesos, do nascimento aos dois anos de idade. Na primeira análise, a variável resposta y_i foi transformada por meio da família de transformação de Box-Cox $y_i^\lambda = (y_i^\lambda - \lambda)/\lambda$, ($\lambda \neq 0$) ou $y_i = \log y_i$, ($\lambda = 0$). Essa transformação foi efetiva na redução dos coeficientes de assimetria e da heterogeneidade de variância para todas as pesagens e raças. Na segunda análise, foi selecionada a estrutura de covariâncias mais adequada para representar a variabilidade dentro de indivíduo, considerando-se um modelo misto usual para medidas repetidas. Utilizando-se os critérios fornecidos pelo procedimento MIXED do SAS: distribuição de χ^2 , AIC ("Akaike's Information Criterion") e SBC ("Schwarz's Bayesian Criterion"), a estrutura de covariância mais adequada para todas as raças foi a Não-Estruturada, seguida da estrutura Fator-Analítico para Nelore, Gir e Indubrasil e Simetria Composta Heterogênea para Guzerá.

Palavras-chave: Critério bayesiano de Schwarz, critério de informação de Akaike, estruturas de covariâncias, heterogeneidade de variâncias, transformação de Box-Cox

Alternative Analyses of Repeated Weight Measurements of Beef Cattle

ABSTRACT - Data consisting of individual records of male and female animals of purebred Bos Indicus beef cattle (Nelore, Guzerá, Gir and Indubrasil) weighted every three months from birth to 24 months of age available from National Archive of Brazilian Zebu Breeders Association (ABCZ) were used to evaluate two alternatives (co)variance analyses for body weight. In the first analysis the Box-Cox family transformation $y_i^\lambda = (y_i^\lambda - \lambda)/\lambda$ ($\lambda \neq 0$) or $y_i = \log y_i$, for $\lambda = 0$ was effective in reducing the asymmetry of the coefficients and variance heterogeneity for all weights and breeds. In the second analysis a usual standard mixed model for repeated measures was used to evaluate covariance structures which accounted for the within-individual variances using the goodness of fit criteria provided by PROC MIXED: χ^2 distribution for the null hypothesis, Akaike's Information Criterion and Schwarz's Bayesian Criterion. The best covariance structure for all breeds was the Unstructured followed by the Factor-Analytic for Nelore, Gir and Indubrasil breeds and the Heterogeneous Composed Symmetry for the Guzera breed.

Key Words: Akaike's Information Criterion, beef cattle, Box-Cox transformation, covariance structures selection, Schwarz's Bayesian Criterion

Introdução

No estudo do desenvolvimento ponderal de bovinos de corte, a análise das pesagens realizadas no indivíduo, dentro de determinado período, pode compreender três aplicações:

1) produzir testes estatísticos para efeitos fixos em regressão e análises de variância (ANAVA), univariada e multivariada e estimar variâncias e covariâncias de efeitos aleatórios; o procedimento tradicionalmente adotado é o GLM do SAS (SAS, 1999-2001), que utiliza o método de quadrados mínimos (Azzalini, 1994; Littell et al., 1998; Troxel et al., 1998, SAS, 1999-2001).

2) estimar parâmetros genéticos de dados de pesos e de ganhos de peso padronizados à determinada idade e, mais recentemente, utilizando-se todos os pesos em análise de regressão aleatória (Nobre, 2001; El Faro, 2002; Cyrillo, 2003; Dias, 2004). Nesse caso, para a estimação de componentes de variâncias e covariâncias, utilizam-se programas em linguagem FORTRAN TROXEL e os métodos da Máxima Verossimilhança Restrita (Boldman et al., 1995) e Inferência Bayesiana (Van Tassel & Van Vleck, 1995).

3) analisar de medidas repetidas (Azzalini, 1994; Troxel et al., 1998; Reiezigel, 1999) quando as respostas ou condições de avaliação são avaliadas na mes-

¹ Pesquisador da Embrapa Pecuária Sudeste, Caixa Postal 339, CEP: 13560-970 - São Carlos, SP. Bolsista do CNPq. E-mail: ribeiro@cpps.eembrapa.br

² Pós-graduanda do curso de Estatística da UFSCar - São Carlos, SP. Email: catia_v_p@hotmail.com

³ Zootecnista - Doutorando em Melhoramento Genético Animal - UFV.

ma unidade experimental ou no mesmo indivíduo, que são classificados dentro de subpopulações ou tratamentos. O modelo misto comumente utilizado é: $y_{ijk} = \mu + \alpha_i + d_{ij} + \gamma_k + (\alpha\gamma)_{ik} + \varepsilon_{ijk}$, em que y_{ijk} é a resposta no tempo k do indivíduo j no grupo de tratamento i ; μ , o efeito médio geral; α_i , o efeito fixo do tratamento i ; d_{ij} , o efeito aleatório do indivíduo j no grupo de tratamento i ; γ_k , o efeito fixo do tempo k ; $(\alpha\gamma)_{ik}$, o efeito da interação fixa do tratamento i com o tempo k ; ε_{ijk} , o erro aleatório (Littel et al., 1998). Essas análises são importantes para comparar tratamentos ou grupos de tratamentos entre si considerando-se tempos específicos, médias dos tempos, todas as medidas repetidas (*profile analysis*), como os estudos de curvas de crescimento, entre outros (Lambert, 1996; Paz, 2004).

Nas aplicações 1, 2 e 3 a dados de desenvolvimento ponderal de bovinos, devem-se considerar algumas características inerentes aos dados e que interferem nas análises: a) são irregulares no tempo; b) possuem estrutura incompleta; c) as avaliações adjacentes são mais estreitamente correlacionadas que as demais; d) a variabilidade da resposta dos indivíduos em função do tempo é crescente.

O uso do GLM nas aplicações em 1 proporciona resultados incorretos e limitados, principalmente porque não permite modelar a estrutura de covariância dos dados. O GLM é válido somente para os testes univariados e no caso de medidas repetidas quando a matriz de variância covariância dentro de indivíduos é do tipo Simetria Composta ou *Huynh-Feldt* (Littel et al., 1998).

Nas aplicações 1 e 2, para minimizar os problemas supracitados, recomenda-se transformar a variável resposta y por meio da família de transformação de Box-Cox (Peltier et al., 1998), que utiliza o parâmetro de transformação λ , de modo que $y_i^\lambda = (y_i^\lambda - 1)/\lambda$ ($\lambda \neq 0$) ou $y_i^\lambda = \log y_i$ ($\lambda = 0$). Segundo Freitas et al. (2002), esta transformação foi eficiente para reduzir os coeficientes de assimetria e de curtose de dados de nove pesagens, do nascimento até os dois anos de idade, de bovinos da raça Gir, machos e fêmeas, pertencentes ao arquivo da ABCZ.

Uma das formas de se utilizar todos os recursos da análise de medidas repetidas (aplicação 3) é o procedimento MIXED do SAS, que possibilita selecionar a estrutura de covariância mais adequada da variação de medidas dentro de indivíduos.

Objetivou-se neste estudo propor alternativas de análises para as aplicações 1, 2 e 3 em dados de

pesagens de bovinos, considerando-se dois tipos de análises: a) estimar λ por máxima verossimilhança, de modo que $y^\lambda = (y^\lambda - 1)/\lambda$, para $\lambda \neq 0$, seja aproximadamente normal; avaliar a eficiência desta transformação na estabilização das variâncias e na redução dos coeficientes de assimetria e de curtose; e b) selecionar, por meio do procedimento MIXED, as estruturas de covariâncias mais adequadas para representar a variabilidade dentro de indivíduo.

Material e Métodos

Foram analisados dados de nove pesagens (uma ao nascimento [P0] e oito [P₁ a P₈] realizadas em intervalos trimestrais, até os dois anos de idade) de bovinos Nelore, Guzerá, Gir e Indubrasil, machos e fêmeas, pertencentes à Associação Brasileira de Criadores de Zebu – ABCZ.

Na primeira análise, a variável resposta y_i foi analisada na escala y_i^λ , em que λ é obtido da família de transformação de Box-Cox, em que $y_i^\lambda = (y_i^\lambda - 1)/\lambda$, ($\lambda \neq 0$). Para cada raça foi obtida uma estimativa de λ para os dados de pesagens do animal, independentemente de medidas repetidas. Para a estimativa de λ , utilizou-se uma adaptação da macro BOXGLM.SAS, disponível no SAS (2004).

Na segunda análise, utilizando-se dados de pesos para cada raça bovina, foram avaliadas as estruturas de covariâncias descritas na Tabela 1 (Bozdogan, 1987; Wolfinger, 1993; Littell et al., 1996), por meio do procedimento MIXED do SAS. Nas estruturas citadas, em dimensão 4×4 , q é a dimensão da matriz; t , o número de parâmetros diferentes; γ , o componente de média móvel; ρ , o parâmetro autorregressivo; σ^2 , a variância residual; σ^2_i , a i -ésima variância; e d^{ij} , a distância euclidiana entre a i -ésima e a j -ésima medida repetida no indivíduo. Foram selecionadas, para cada raça, as duas estruturas mais adequadas para representar a variabilidade dentro de indivíduo. Foi adotado o modelo misto usual para análises de medidas repetidas (Littell et al., 1998):

$$y_{ijk} = \mu + \alpha_i + d_{ij} + t_k + (\alpha t)_{ik} + \varepsilon_{ijk}$$

em que y_{ijk} é a resposta da avaliação k no indivíduo j no sexo i ; μ , a média global; α_i , o efeito fixo de sexo i ; d_{ij} , o efeito aleatório do animal j no sexo i ; t_k , o efeito fixo do tempo k ; $(\alpha t)_{ik}$, o efeito de interação; e ε_{ijk} , o erro aleatório. O efeito fixo α_i foi considerado fator de variação entre os animais e as medidas repetidas dentro do animal foram consideradas condições de avaliação (CA), as quais refletem a estrutura de

correlação dentro dos animais. Os efeitos d_{ij} são considerados independentes e com variância σ_d^2 .

Sob enfoque matricial, o modelo misto acima é descrito por $y = Xb + Zu + e$, atribuindo-se o número de observações, de efeitos fixos e aleatórios por n , p e q , respectivamente, em que y_{nx1} é o vetor de dados observados; $X_{n \times p}$, a matriz de incidência para os efeitos fixos; $b_{n \times 1}$, o vetor que contém os efeitos fixos μ, α_i, t_k e $(\alpha t)_{ik}$; $Z_{n \times q}$, a matriz de incidência dos efeitos aleatórios; $u_{q \times 1}$, o vetor que contém os efeitos aleatórios d_{ij} ; e $e_{n \times 1}$, o vetor que contém os erros aleatórios (variação

dentro do animal). Os vetores u e e são assumidos por terem distribuição normal, com média zero e variância $V(u) = G$ e $V(e) = R$, respectivamente, ao passo que o vetor y é assumido por ter distribuição normal com variância $V = V(y) = V(Zu + e) = ZGZ' + R$.

Na estrutura de medidas repetidas deste trabalho, os dados do animal j e do grupo contemporâneo i são dados por $y_{ij1}, y_{ij2}, \dots, y_{ij9}$, em que a covariância entre a k -ésima e a l -ésima pesagem ($k \neq l$) do mesmo animal é dada por $\sigma_d^2 + cov(e_{ijk}, e_{ijl})$. Para os dados de pesagens dos animais de cada raça, foram testadas

Tabela 1 - Estruturas de covariâncias: VC = componentes de variância; CS = simétrica composta; UN = não-estruturada; UN(q) = não-estruturada com q bandas; AR(1) = auto-regressiva de primeira ordem; TOEP = Toeplitz; SP(POW) = estrutura de potência espacial; ARH1= auto-regressiva heterogênea de primeira ordem; CSH = simetria composta heterogênea; FA(1) = fator analítico de primeira ordem; HF = Huynh-Feldt; e FA(1) = auto-regressiva de primeira ordem com média móvel

Table 1 - Covariance structures: VC: variance components; CS: compound symmetry; UN: unstructured; UN(q): unstructured with first q bands; AR(1): first-order autoregressive; TOEP: Toeplitz; SP(POW): spatial power structure, ARH1: heterogeneous ARH1, CSH: compound symmetry heterogeneous, FA(1): first-order factor analytic, HF: Huynh-Feldt, and FA(1): first-order autoregressive moving average structure

VC	CS	UN
$ \begin{matrix} \begin{matrix} e \\ e \\ e \\ e \\ e \\ e \\ e \\ e \\ e \\ e \end{matrix} \\ \begin{matrix} S_1^2 & & & \\ S_1 & 0 & & \\ & S_2^2 & 0 & \\ & & S_3^2 & 0 \\ & & & S_4^2 \\ & & & & Sim. \end{matrix} \end{matrix} $	$ \begin{matrix} \begin{matrix} e \\ e \\ e \\ e \\ e \\ e \\ e \\ e \\ e \\ e \end{matrix} \\ \begin{matrix} (\sigma^2 + s_1) & & & \\ s_1 & (\sigma^2 + s_1) & & \\ & s_1 & (\sigma^2 + s_1) & \\ & & s_1 & (\sigma^2 + s_1) \\ & & & s_1 \\ & & & & Sim \end{matrix} \end{matrix} $	$ \begin{matrix} \begin{matrix} e \\ e \\ e \\ e \\ e \\ e \\ e \\ e \\ e \\ e \end{matrix} \\ \begin{matrix} S_{11} & S_{12} & S_{13} & S_{14} \\ & S_{22} & S_{23} & S_{24} \\ & & S_{33} & S_{34} \\ & & & S_{44} \\ & & & & Sim. \end{matrix} \end{matrix} $
UNq	AR(1)	TOEP
$ \begin{matrix} \begin{matrix} e \\ e \\ e \\ e \\ e \\ e \\ e \\ e \\ e \\ e \end{matrix} \\ \begin{matrix} S_1 & S_5 & S_8 & 0 \\ & S_2 & S_6 & S_9 \\ & & S_3 & S_7 \\ & & & S_4 \end{matrix} \end{matrix} $	$ \begin{matrix} \begin{matrix} e \\ e \\ e \\ e \\ e \\ e \\ e \\ e \\ e \\ e \end{matrix} \\ \begin{matrix} 1 & r & r^2 & r^3 \\ & 1 & r & r^2 \\ & & 1 & r \\ & & & 1 \\ & & & & Sim. \end{matrix} \end{matrix} $	$ \begin{matrix} \begin{matrix} e \\ e \\ e \\ e \\ e \\ e \\ e \\ e \\ e \\ e \end{matrix} \\ \begin{matrix} S_1 & S_2 & S_3 & S_4 \\ & S_1 & S_2 & S_3 \\ & & S_1 & S_2 \\ & & & S_1 \end{matrix} \end{matrix} $
SP(POW)	ARH1	CSH
$ \begin{matrix} \begin{matrix} e \\ e \\ e \\ e \\ e \\ e \\ e \\ e \\ e \\ e \end{matrix} \\ \begin{matrix} 1 & r^{d_{12}} & r^{d_{13}} & r^{d_{14}} \\ & 1 & r^{d_{23}} & r^{d_{24}} \\ & & 1 & r^{d_{34}} \\ & & & 1 \end{matrix} \end{matrix} $	$ \begin{matrix} \begin{matrix} e \\ e \\ e \\ e \\ e \\ e \\ e \\ e \\ e \\ e \end{matrix} \\ \begin{matrix} S^2 & SSR & SSR & SSR \\ & S^2 & SSR & SSR \\ & & S^2 & SSR \\ & & & S^2 \\ & & & & Sim \end{matrix} \end{matrix} $	$ \begin{matrix} \begin{matrix} e \\ e \\ e \\ e \\ e \\ e \\ e \\ e \\ e \\ e \end{matrix} \\ \begin{matrix} S^2 & SSR & SSR & SSR \\ & S^2 & SSR & SSR \\ & & S^2 & SSR \\ & & & S^2 \\ & & & & Sim \end{matrix} \end{matrix} $
FA(1)	HF	ARMA (1,1)
$ \begin{matrix} \begin{matrix} e \\ e \\ e \\ e \\ e \\ e \\ e \\ e \\ e \\ e \end{matrix} \\ \begin{matrix} I_1^2 + d_1 & I_1 I_2 & I_1 I_3 & I_1 I_4 \\ & I_2 + d_2 & I_2 I_3 & I_2 I_4 \\ & & I_3 + d_3 & I_3 I_4 \\ & & & I_4 + d_4 \\ & & & & Sim \end{matrix} \end{matrix} $	$ \begin{matrix} \begin{matrix} e \\ e \\ e \\ e \\ e \\ e \\ e \\ e \\ e \\ e \end{matrix} \\ \begin{matrix} S_1 & \frac{S_1+S_2}{2-I} & \frac{S_1+S_2}{2-I} & \frac{S_1+S_2}{2-I} \\ & S_2 & \frac{S_2+S_3}{2-I} & \frac{S_2+S_3}{2-I} \\ & & S_3 & \frac{S_3+S_4}{2-I} \\ & & & \frac{S_3+S_4}{2-I} \\ & & & & Sim. \end{matrix} \end{matrix} $	$ \begin{matrix} \begin{matrix} e \\ e \\ e \\ e \\ e \\ e \\ e \\ e \\ e \\ e \end{matrix} \\ \begin{matrix} 1 & g & gr & gr^3 \\ & 1 & g & gr^2 \\ & & 1 & gr \\ & & & 1 \end{matrix} \end{matrix} $

as estruturas de covariâncias da Tabela 1, por meio do procedimento MIXED do SAS (SAS, 1999-2001), resultando na estimativa da matriz $R = cov(e_{ijk}, e_{ijl})$.

As estruturas de covariâncias foram selecionadas por três critérios: distribuição de χ^2 , que compara o modelo associado à estrutura de covariância, em particular, com a estrutura do erro do modelo misto clássico ($R = \sigma^2I$), em que σ^2 é a estimativa da variância residual e I a matriz de identidade de ordem n; AIC (“Akaike’s Information Criterion”, $AIC = -2L_R + 2q$; e SBC (“Schwarz’s Bayesian Criterion” e $SBC = -L_R(q/y) + q \log(n - p)$; q é o vetor de parâmetros em V; e L_R é Log da função de Máxima Verossimilhança Restrita avaliada no ponto de máximo (Wolfinger, 1993), dada por: $-2L_R(\theta/y) = \log|V(\theta)| + [y - Xb(\theta)]' V^{-1}(\theta)[y - Xb(\theta)] + \log|X'V^{-1}(\theta)X| + (n - p)\log 2\pi$.

Resultados e Discussão

Constam na Tabela 2 a média e o número de observações correspondentes às nove pesagens, do nascimento até dois anos de idade, das raças Nelore, Guzerá, Gir e Indubrasil, que foram utilizados para montagem da Figura 1. O número de observações ilustra o comportamento típico de pesagem em bovinos, ou seja, a grande redução de animais em pesagens subsequentes, implicando em estrutura incompleta dos dados.

Na Tabela 3 encontram-se os coeficientes de assimetria e de curtose: à esquerda, constam os valores obtidos dos pesos observados y e, à direita, os valores obtidos dos pesos transformados por meio da família de transformação de Box-Cox $y^\lambda = (y^\lambda - \lambda)/\lambda$, ($\lambda \neq 0$) ou $y^\lambda = \log y$, ($\lambda = 0$). As estimativas de l obtidas

Tabela 2 - Média e número de observações correspondentes a cada peso das raças Nelore, Guzerá, Gir e Indubrasil
 Table 2 - Mean and number of observations associated to each cattle: Nelore, Guzerá, Gir and Indubrasil

Peso Weight	Nelore Nellore		Guzerá Guzera		Gir Gir		Indubrasil Indubrasil	
	Média Mean	N	Média Mean	N	Média Mean	N	Média Mean	N
P0	29,4	49984	31,9	41514	25,0	35731	32,4	15172
P1	72,0	47476	67,8	40936	59,4	35504	75,0	14833
P2	130,7	45644	121,8	38918	109,0	31720	132,8	14027
P3	179,6	45046	166,5	38523	151,2	31960	184,1	13907
P4	211,3	37856	195,7	33235	182,1	27210	225,0	12210
P5	242,0	31508	223,8	27884	210,8	22277	262,9	10276
P6	276,9	26345	255,6	23034	239,3	18196	297,3	8387
P7	306,1	17799	286,8	15521	263,5	13312	325,6	6065
P8	342,1	3916	312,7	3962	291,6	3055	358,5	1710

Tabela 3 - Valores de assimetria (A) e curtose (C), obtidos dos pesos y (esquerda) e yI (direita). Pi (i = 0, ..., 8) refere-se aos pesos ao nascimento (P0) e até 24 meses de idade

Table 3 - Values of asymmetry (A) and kurtosis (C) obtained from weights y (out of parenthesis) and yI (within parenthesis). Pi refers to body weight from birth (P0) to 24 months of age

Peso Weight	Nelore Nellore				Guzerá Guzera				Gir Gir				Indubrasil Indubrasil			
	A		C		A		C		A		C		A		C	
0	0,53	-0,04	2,27	2,39	0,63	1,63	2,65	2,63	0,39	-0,12	1,10	0,84	0,38	-0,19	0,87	1,59
P1	0,43	-0,09	-0,48	-0,74	0,61	-0,09	-0,01	-0,58	0,94	0,00	1,08	-0,35	0,71	0,05	0,22	-0,58
P2	0,39	0,02	-0,54	-0,74	0,43	-0,13	-0,27	-0,48	0,84	0,22	0,64	-0,42	0,42	-0,11	-0,31	-0,48
P3	0,40	0,05	-0,30	-0,54	0,31	-0,22	-0,28	-0,35	0,71	0,16	0,49	-0,42	0,30	-0,19	-0,35	-0,39
P4	0,62	0,24	-0,01	-0,45	0,53	-0,06	0,06	-0,29	0,88	0,33	0,79	-0,28	0,33	-0,14	-0,34	-0,38
P5	0,79	0,39	0,17	-0,42	0,69	0,09	0,19	-0,37	0,97	0,42	0,93	-0,26	0,39	-0,08	-0,31	-0,43
P6	0,79	0,40	0,09	-0,49	0,72	0,14	0,18	-0,40	1,08	0,49	1,25	0,18	0,42	-0,06	-0,30	-0,46
P7	0,87	0,46	0,25	-0,37	0,70	0,12	0,17	-0,42	1,10	0,47	1,41	-0,11	0,45	-0,05	-0,22	-0,38
P8	0,93	0,55	0,30	-0,32	0,76	0,15	0,39	-0,32	1,01	0,34	0,99	-0,21	0,54	-0,03	-0,08	-0,22

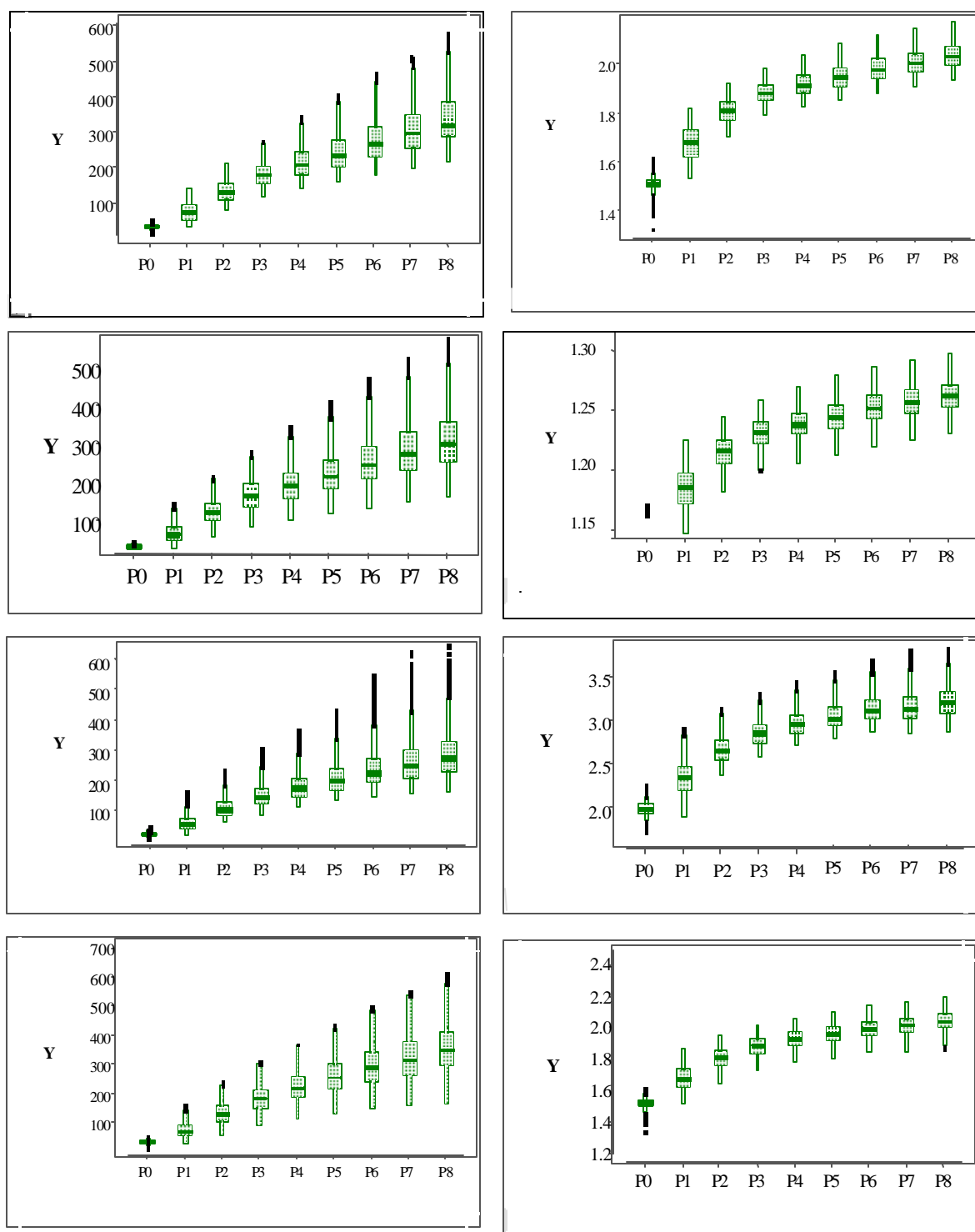


Figura 1 - Gráfico de caixa para dados de pesos de bovinos na escala original y (esquerda) e transformados y1 (direita). Os gráficos de cima para baixo estão associados às raças Nelore, Guzará, Gir e Indubrasil, respectivamente. Pi referem-se aos pesos ao nascimento (P0) e até dois anos de idade.

Figure 1 - Box-plot for beef cattle weight data in the original scale y (left) and transformed (right). From the top to down box-plots are associated to Nelore, Guzará, Gir and Indubrasil breeds. P_i refers to body weight from birth (P_0) to two years of age.

por máxima verossimilhança foram: 0,12302 (Nelore), 0,15201 (Guzerá), 0,04082 (Gir) e 0,12245 (Indubrasil), indicando que a transformação logarítmica, normalmente utilizada para dados de pesos, não é adequada, pois, nesse caso, ter-se-ia $\lambda = 0$. Observa-se que a transformação y^λ foi efetiva na redução dos coeficientes de assimetria para todas as pesagens e raças.

Informações valiosas sobre os dados originais e transformados podem ser obtidas também por meio dos gráficos *Box-Plot* (Figura 1), como, por exemplo, a evolução do crescimento de animais segundo a idade e a existência de heterogeneidade de variâncias, denominada “inflação de variância” (Davidian & Giltinan, 1996). No gráfico de caixa (*Box-Plot*), a linha horizontal no meio da caixa representa a mediana, enquanto as partes inferior e superior indicam, respectivamente, o primeiro (Q_1) e terceiro (Q_3) quartis, correspondendo aos elementos das posições 25^o e 75^o da amostra de dados em ordem crescente. As caixas estreitas (*whiskers*) acima e abaixo da caixa central possuem distância não superior a 1,5 vezes a distância interquartilica ($Q_3 - Q_1$), sendo que os valores mais extremos isolados são considerados *outliers*.

Observando-se os dados analisados na escala original (Figura 1, esquerda), verifica-se para todas as pesagens das quatro raças bovinas, que a caixa estreita é mais alongada na parte acima da caixa central e com comprimento superior a $1,5(Q_3 - Q_1)$. Esse aspecto da Figura comprova que os dados de pesagens possuem assimetria positiva e que a variância é crescente na resposta dos animais com a idade. Verificam-se também alguns valores extremos e isolados nos dados de pesos da raça Gir, indicando a presença de *outliers*. Utilizando-se raciocínio análogo com os dados transformados por meio dos valores de l (Figura 1, direita), observa-se redução acentuada da assimetria e com homogeneidade de variâncias entre as pesagens.

Analisando-se a Tabela 3 e a Figura 1, nota-se que a utilização dos valores de λ para analisar dados em uma nova escala foi efetiva para a melhoria da qualidade dos dados de pesagens de bovinos, com reflexo positivo na ANAVA. Na análise de variância, houve evidências de que os valores da assimetria e da curtose, assim como os desvios de normalidade dos dados e a heterogeneidade da variância, influenciam as inferências obtidas (Brownie et al., 1990). Desse modo, é possível a obtenção de inferências mais precisas de efeitos fixos em análises de variâncias e a estimação de parâmetros genéticos mais eficientes de efeitos aleatórios.

Teoricamente, essa melhoria na qualidade dos dados de pesagens após o uso desta transformação já era esperada, pois, em uma ANAVA com os dados na escala y^λ , o valor de λ obtido por máxima verossimilhança representa o valor máximo para a estatística F e o valor mínimo para o quadrado mínimo residual.

Na Tabela 4 são apresentados os resultados das estruturas de covariâncias sob três critérios de ajuste proporcionados pelo procedimento MIXED: distribuição de χ^2 , para o teste da razão de verossimilhança para a hipótese nula de AIC e SBC. Para todas as situações, o teste de esfericidade, o qual testa se a matriz de variância-covariância dentro de sujeito tem estrutura de covariância do tipo HF (*Huynh-Feldt*), foi altamente significativo ($Pr > \chi^2 < 0,0001$), indicando para esses conjuntos de dados que a análise univariada, normalmente feita pelo procedimento GLM, considerando-se medidas repetidas como subparcelas, não é apropriada. Na forma fornecida pelo PROC MIXED (Littell et al., 1998), se os valores são negativos para AIC e SBC, quanto maior o valor, mais apropriada é a estrutura de covariâncias; se são positivos, os menores são os melhores. Assim, a estrutura de covariâncias mais adequada (Tabela 4) para todas as raças foi a Não-Estruturada, seguida da estrutura Fator-Analítico para Nelore, Gir e Indubrasil e da Simetria Composta Heterogênea para Guzerá.

Nas Tabelas 5 a 8 são apresentadas, respectivamente, para Nelore, Guzerá, Gir e Indubrasil, as duas estruturas de covariâncias, conforme descritas na Tabela 4. A partir da estrutura UN, foi possível modelar as tendências de variâncias e covariâncias observadas em dados de pesos de bovinos como medidas repetidas, ou seja, variâncias crescentes com o tempo. Embora a UN tenha sido adequada nesse trabalho, vale ressaltar que essa estrutura, conforme citam Littell et al. (1998), requer estimativas de grande número de variâncias e covariâncias implicando em dificuldades computacionais principalmente com dados desbalanceados e arquivos grandes, como neste caso.

Na estrutura FA(1), para Nelore, as variâncias tenderam a crescer na diagonal, com as covariâncias associadas aos últimos pesos tendendo a ser maiores; as variâncias foram iguais na diagonal e as pesagens mais próximas, mais estreitamente correlacionadas na FA(1). Para Guzerá, em ambas as estruturas (UN e CSH), as variâncias foram crescentes na diagonal, as covariâncias com os últimos pesos tenderam a ser maiores e as pesagens mais próximas foram mais

Tabela 4 - Estruturas de covariâncias e critérios de ajuste proporcionados pelo procedimento MIXED: χ^2 para testar a hipótese nula da razão de verossimilhança, Critério de Informação de Akaike (AIC) e Critério Bayesiano de Schwarz (SBC)

Table 4 - Covariance structures and three goodness of fit criteria provided by PROC MIXED: χ^2 -distribution, Akaike's Information Criterion (AIC) and Schwarz's Bayesian Criterion (SBC)

Raça <i>Breed</i>	Covariâncias <i>Covariance</i>	Nº de parâmetros <i>N. of parameters</i>	χ^2	Pr>c ²	AIC	SBC
Nelore	UN	45	7880	<0,0001	330179	330179
	FA(1)	10	7185	<0,0001	362014	367523
Guzera	UN	45	80215	<0,0001	206428	206582
	CSH	10	62511	<0,0001	215245	215279
Gir	UN	45	59498	<0,0001	497196	497484
	FA(1)	18	8200	<0,0001	548422	548479
Indubrasil	UN	45	39995	<0,0001	247622	247913
	FA(1)	18	23367	<0,0001	264181	264245

Tabela 5 - Estruturas de covariâncias para Nelore: FA (1) no triângulo superior e UN no triângulo inferior. Pi referem-se aos pesos ao nascimento (P₀) e até dois anos de idade

Table 5 - Covariance structure for Nelore: FA(1) in the upper triangle and UN in the lower triangle. P_i refers to body weight from birth (P₀) to two years of age

	P ₀	P ₁	P ₂	P ₃	P ₄	P ₅	P ₆	P ₇	P ₈
P ₀	19342	0	0	0	0	0	0	0	0
P ₁	9	19347	48	43	76	114	23	54	41
P ₂	6	471	19822	428	768	1146	232	5424	4128
P ₃	13	266	28285	19722	683	1020	206	4823	3669
P ₄	-12	697	-698	32337	20569	1833	369	8673	6598
P ₅	5	288	5311	-383	27359	22082	552	12957	9859
P ₆	-5	474	5988	9138	107	34574	19454	261	1986
P ₇	27	416	2783	226	5646	1401	20819	80636	46638
P ₈	-31	529	5055	3377	7333	12434	762	79148	54827
P ₈	-7	385	1408	2327	6858	5943	2818	49282	52798

Tabela 6 - Estruturas de covariâncias para Guzerá: CHS no triângulo superior e UN no triângulo inferior. Pi referem-se aos pesos ao nascimento (P₀) e até dois anos de idade

Table 6 - Covariance structure for Guzerá: CHS in the upper triangle and UN in the lower triangle. P_i refers to body weight from birth (P₀) to two years of age

	P ₀	P ₁	P ₂	P ₃	P ₄	P ₅	P ₆	P ₇	P ₈
P ₀	38573	0	0	0	0	0	0	0	0
P ₁	9	38577	7	13	22	82	-76	528	477
P ₂	11	446	38587	28	47	173	-160	1114	1008
P ₃	27	300	50180	38628	92	339	-315	2191	1982
P ₄	-0,9	525	-3785	50464	38728	572	-532	3696	3343
P ₅	5	590	787	-3844	49984	40688	-1963	13651	12346
P ₆	-21	645	1913	4887	-6265	71521	40396	-12673	-11462
P ₇	68	558	1164	221	2010	-3858	34736	126706	79711
P ₈	-88	743	-579	4163	3212	361	-17852	33149	110667
P ₈	-11	451	2560	-985	4983	7249	-6467	71804	21061

Tabela 7 - Estruturas de covariâncias para Gir: FA(1) no triângulo superior e UN no triângulo inferior. Pi referem-se aos pesos ao nascimento (P0) e até dois anos de idade

Table 7 - Covariance structure for Gir: FA(1) in the upper triangle and UN in the lower triangle. P_i refers to body weight from birth (P_0) to two years of age

	P ₀	P ₁	P ₂	P ₃	P ₄	P ₅	P ₆	P ₇	P ₈
P ₀	38573	0	0	0	0	0	0	0	0
	9	38577	7	13	22	82	-76	528	477
P ₁	11	446	38587	28	47	173	-160	1114	1008
P ₂	27	300	50180	38628	92	339	-315	2191	1982
P ₃	-0,9	525	-3785	50464	38728	572	-532	3696	3343
P ₄	5	590	787	-3844	49984	40688	-1963	13651	12346
P ₅	-21	645	1913	4887	-6265	71521	40396	-12673	-11462
P ₆	68	558	1164	221	2010	-3858	34736	126706	79711
P ₇	-88	743	-579	4163	3212	361	-17852	33149	110667
P ₈	-11	451	2560	-985	4983	7249	-6467	71804	21061

Tabela 8 - Estruturas de covariâncias para Indubrasil: FA(1) no triângulo superior e UN no triângulo inferior. Pi referem-se aos pesos ao nascimento (P0) e até dois anos de idade

Table 8 - Covariance structure for Indubrasil: FA(1) in the upper triangle and UN in the lower triangle. P_i refers to body weight from birth (P_0) to two years of age

	P ₀	P ₁	P ₂	P ₃	P ₄	P ₅	P ₆	P ₇	P ₈
P ₀	19	17	23	23	25	25	34	39	27
	19,5	677	657	587518	530	514	462442		
P ₁	22,4	500	1299	1201	1107	1120	1197	1190	1205
P ₂	20,0	433	964	1882	1785	1722	1853	1970	2073
P ₃	13,3	460	20	1582	2662	2502	2588	2780	3098
P ₄	2,1	433	917	1572	2546	3429	3330	3272	3635
P ₅	8,6	448	943	1607	2579	3391	4507	4342	4532
P ₆	18,3	417	975	1770	2666	3479	4532	5515	5522
P ₇	19,2	408	964	1864	2815	3540	4657	5758	6974
P ₈	15,2	486	1092	2038	3171	4006	5038	6089	7525

estritamente correlacionadas. As estruturas UN e FA(1) nas raças Gir e Indubrasil, apresentaram resultados semelhantes aos obtidos para a raça Guzerá, com as estruturas UN e CSH. De modo geral, à exceção de FA(1) para Nelore, os resultados sugerem que as covariâncias são crescentes na diagonal e as correlações entre duas avaliações diminuem com o aumento do intervalo de tempo (lag), isto é, as variações elevam em função da idade, exibindo o fenômeno da inflação de variância, observado em estudos de curvas de crescimento em animais (Davidian & Giltinan, 1996).

Na Tabela 9 são apresentadas, no formato de saída do procedimento MIXED do SAS, as estimativas de covariâncias da estrutura FA(1), para as raças Nelore, Gir e Indubrasil, e de CSH, para Guzerá. Essas estimativas foram utilizadas na elaboração das matrizes constantes nas Tabelas 5 a 8. Foram omitidas as estimativas de covariâncias para a estrutura UN, uma vez que não necessitam de cálculos intermediários.

Nas Tabelas 10 a 12 são fornecidos os resultados do ajuste do procedimento MIXED para a estrutura de covariância FA(1) para o rebanho Nelore, utilizando-se os procedimentos abaixo:

Na Tabela 10 são fornecidas algumas informações do modelo e a história do processo iterativo utilizando-se a estrutura FA(1), a qual indica que seis iterações foram necessárias para a convergência na obtenção dos parâmetros, sendo produzido o valor máximo do logaritmo da verossimilhança multiplicado por -2 (-2Res Log Likelihood = 361995,95997964). Foi utilizado o critério de convergência *default* do procedimento MIXED, com número de tolerância n:

$$g'_k H^{-1}_k g_k / |f_k| \leq 1E-8,$$

em que, g_k é o gradiente (primeira derivada) e H_k , a matriz Hessiana (segunda derivada) da função objetivo, ambos na iteração k. De acordo com o

Tabela 9 - Estimativas de covariâncias da estrutura FA(1) pada dados de pesagens das raças Nelore, Gir e Indubrasil, e de CSH, para os dados da raça Guzerá

Table 9 - Estimates of covariance FA(1) sctructure for weight data of Nelore, Gir, and Indubrasil and CSH for Guzerá breeds

Covariância	Estimativa			Covariância	Estimativa
	Nelore	Gir	Indubrasil		
FA(1)	19342	38573	544,24	Var(1)	14,4267
FA(1,1)	0	0	0,5198	Var(2)	428,62
FA(1,1)	2,1763	1,7771	12,0930	Var(3)	783,34
FA(1,1)	21,9071	3,7534	24,3901	Var(4)	1147,32
FA(1,1)	19,4760	7,3799	34,9681	Var(5)	1716,72
FA(1,1)	35,0280	12,4497	45,7223	Var(6)	2598,12
FA(1,1)	52,371	45,9822	54,0086	Var(7)	3384,02
FA(1,1)	10,5442	-42,6892	63,6050	Var(8)	4031,50
FA(1,1)	247,58	296,87	71,4601	Var(9)	5072,43
FA(1,1)	188,37	268,50	81,2430	CSH	0,5163

Tabela 10 - Informação sobre o procedimento MIXED

Table 10 - MIXED procedure information

Informação do Modelo	
Parâmetros de covariância	10
Colunas em X	30
Colunas em Z	0
Sujeitos	3116
N. máximo de obs por sujeito	9
Observações usadas	28044
Observações não usadas	0
Total de observações	28044

Iteração	História da iteração		
	Avaliação	-2 Res Log likelihood	Critério
0	1	369181.16485045	
1	4	364273.19654048	0.04132504
2	1	362347.09875457	0.00295032
3	1	362103.00798169	0.00061528
4	1	361998.44867582	0.00001574
5	1	361995.96184360	0.00000001
6	1	361995.95997964	0.00000000

Critério de convergência encontrado

resultado, obteve-se, na primeira iteração, $g'_k H^{-1}_k g_k / |f_k| \leq 0,04132504$ e, na iteração número 5, $g'_k H^{-1}_k g_k / |f_k| \leq 0,00000000$, tendo-se a convergência.

Duas estimativas parciais de matrizes (de Covariância e de Correlação R são apresentadas na Tabela 11; sob o título Matriz de Covariância R Estimada para ANIMAL (SEXO) 760609 1, que significa uma submatriz de covariância para medidas repetidas do animal de número 760609 no arquivo de dados e pertencente ao tratamento 1 (sexo = 1); por hipótese, todos os outros animais possuem essa mesma estrutura; por exemplo, a covariância entre as pesagens 9 e 2 (linha 9 e coluna 3) é igual a 4126,72. Com o título Matriz de Correlação R Estimada para

ANIMAL(SEXO) 760609 1, é apresentada a submatriz de correlação do mesmo animal, com a correlação entre as pesagens 9 e 2 igual a 0,1252. Também, por hipótese, todos os outros animais possuem essa mesma estrutura de correlação.

Na Tabela 12 constam as estimativas dos oito componentes de variâncias associados à estrutura FA(1), utilizadas para construir a matriz triangular superior da Tabela 5 para a raça Nelore, destacando-se a variabilidade crescente na resposta dos indivíduos em função do tempo, denominada inflação de variância.

Com o Ajuste Estatístico, são fornecidos três critérios pelo procedimento MIXED para comparar

Tabela 11 - Estimativa da matriz de covariância de correlação R para o animal de número 760609 e sexo 1
 Table 11 - Estimated R matrix and R correlation matrix for ANIMAL(SEXO) 760609 1

Matriz de covariância R estimada para ANIMAL(SEXO) 760609 1									
Linha	Col1	Col2	Col3	Col4	Col5	Col6	Col7	Col8	Col9
1	19342	0	0	0	0	0	0	0	0
2	0	19347	47,6772	42,3863	76,2326	113,90	22,9476	538,81	409,96
3	0	47,6772	19822	426,66	767,36	1146,56	230,99	5423,66	4126,72
4	0	42,3863	426,66	19722	682,21	1019,32	205,36	4821,78	3668,76
5	0	76,2326	767,36	682,21	20569	1833,26	369,34	8672,06	6598,34
6	0	113,90	1146,56	1019,32	1833,26	22082	551,85	12957	9858,91
7	0	22,9476	230,99	205,36	369,34	551,85	19454	2610,47	1986,24
8	0	538,81	5423,66	4821,78	8672,06	12957	2610,47	80636	46637
9	0	409,96	4126,72	3668,76	6598,34	9858,91	1986,24	46637	54827

Matriz de correlação R estimada para ANIMAL(SEXO) 760609 1									
Linha	Col1	Col2	Col3	Col4	Col5	Col6	Col7	Col8	Col9
1	1,0000	0	0	0	0	0	0	0	0
2	0	1,0000	0,002435	0,002170	0,003821	0,005511	0,001183	0,01364	0,01259
3	0	0,002435	1,0000	0,02158	0,03800	0,05480	0,01176	0,1357	0,1252
4	0	0,002170	0,02158	1,0000	0,03387	0,04885	0,01048	0,1209	0,1116
5	0	0,003821	0,03800	0,03387	1,0000	0,08602	0,01846	0,2129	0,1965
6	0	0,005511	0,05480	0,04885	0,08602	1,0000	0,02663	0,3071	0,2833
7	0	0,001183	0,01176	0,01048	0,01846	0,02663	1,0000	0,06591	0,06082
8	0	0,01364	0,1357	0,1209	0,2129	0,3071	0,06591	1,0000	0,7014
9	0	0,01259	0,1252	0,1116	0,1965	0,2833	0,06082	0,7014	1,0000

Tabela 12 - Estimativa de parâmetros de covariância da estrutura FA(1), ajuste de estatísticas e testes da razão de verossimilhança do modelo nulo e dos efeitos fixos tipo 3

Table 12 - Estimate of covariance FA(1) structure, fit statistics, null model likelihood ratio test and type 3 tests

Estimativa de parâmetros de covariância		
Cov Parm	Subject	Estimate
FA(1)	ANIMAL(SEXO)	19342
FA(1,1)	ANIMAL(SEXO)	0
FA(2,1)	ANIMAL(SEXO)	2,1763
FA(3,1)	ANIMAL(SEXO)	21,9071
FA(4,1)	ANIMAL(SEXO)	19,4760
FA(5,1)	ANIMAL(SEXO)	35,0280
FA(6,1)	ANIMAL(SEXO)	52,3371
FA(7,1)	ANIMAL(SEXO)	10,5442
FA(8,1)	ANIMAL(SEXO)	247,58
FA(9,1)	ANIMAL(SEXO)	188,37
Ajuste estatísticos	-2 Res Log Likelihood	361996,0
	AIC (menor é melhor)	362014,0
	BIC (menor é melhor)	362068,4

Teste de razão de verossimilhança do modelo nulo		
DF	Chi-Square	Pr > ChiSq
8	7185,20	<,0001

Teste de efeitos fixos do tipo 3				
Effect	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
SEXO	1	3114	132,64	<,0001
ca	8	25E3	1717,92	<,0001
SEXO*ca	8	25E3	24,20	<,0001

modelos: $-2Res\ Log\ Likelihood$, AIC e SBC. Por exemplo, $-2Res\ Log\ Likelihood = 361996,0$ serve para construir testes de razão de verossimilhança restrita e comparar duas estruturas de variância. O resultado é uma distribuição de Qui-quadrado com graus de liberdade igual à diferença do número de parâmetros. Na forma fornecida pelo procedimento MIXED (Littell et al., 1998), os valores para AIC e SBC são positivos (AIC = 362014,0 e SBC = 362068,4), de modo que, na comparação de diferentes estruturas de covariâncias, as que possuem os menores valores para AIC e SBC são as mais apropriadas.

A saída Teste de Razão de Verossimilhança para o Modelo Nulo mostra a estatística de qui-quadrado com dois graus de liberdade e a probabilidade de esse valor ser maior que o tabelado ($Pr > ChiSq$). Esse resultado equivale ao teste de razão de verossimilhança restrita comparando-se o modelo associado à matriz FA(1), em uso, *versus* o modelo nulo ajustado pelo procedimento GLM do SAS ($I = I\sigma^2$). O resultado ($Pr > \chi^2 = 7185,20 < 0,0001$) comprova que o modelo que estima a matriz a FA(1) é significativamente ($P < 0,0001$) melhor que o modelo simples nulo. Finalmente, tem-se o *Teste de Efeitos Fixos do Tipo 3*. Houve significância ($P < 0,0001$) do efeito global de tratamento (SEXO), considerando-se a média das nove avaliações e do efeito das avaliações dentro do animal, independentemente de sexo. Essa significância entre avaliações ou pesagens é uma constatação de que os pesos avaliados no mesmo animal têm resposta crescente com a idade. O último resultado reflete a interação de medidas repetidas com o sexo. Os resultados das Tabelas de 10 a 12 comprovam que o procedimento MIXED atua em duas etapas: na primeira, estima as estruturas de variâncias e covariâncias; uma vez obtidas, estas estruturas são colocadas no lugar dos parâmetros verdadeiros. A segunda e a última etapas consistem no cálculo das probabilidades utilizando-se as distribuições t e F, conforme apresentadas no Teste de Efeitos Fixos do Tipo 3.

Conclusões

A transformação de dados de pesos de bovinos Nelore, Guzerá, Gir e Indubrasil por meio da família de transformação de Box-Cox foi efetiva na redução dos coeficientes de assimetria e da heterogeneidade de variância para todas as pesagens e raças.

A análise dos dados de pesos de bovinos por meio do modelo misto usual para análises de medidas repetidas foi mais eficiente que pelo modelo simples nulo ajustado pelo procedimento GLM do SAS ($R = I\sigma^2$), indicando, para esses conjuntos de dados, que a análise univariada, normalmente feita pelo procedimento GLM considerando-se medidas repetidas como subparcela, não é apropriada ou, mais comedidamente, “tem fortes competidores”.

A estrutura de covariância mais adequada para modelar dados de pesos, do nascimento até dois anos de idade, para todas as raças foi a Não-Estruturada, seguida da estrutura Fator-Analítico para Nelore, Gir e Indubrasil, e da Simetria Composta Heterogênea, para Guzerá.

Literatura Citada

- AZZALINI, A. Logistic regression for auto correlated data with application to repeated measures. *Biometrics*, v.8, p.767-775, 1994.
- BOLDMAN, K.G.; KRIESE, L.A.; Van VLECK, L.D. et al. **A manual for use of MTDFREML. A set of programs to obtain estimates of variance and covariance (DRAFT)**. Lincoln: Department of Agriculture, Agriculture Research Service, 1995. 120p.
- BOZDOGAN, H. Model selection and Akaike's information criterion (AIC): the general theory and its analytical extensions. *Psychometrika*, v.52, n.3, p.345-370, 1987.
- BROWNIE, C.; BOOS, D.D.; OLIVER, J.H. Modifying the t and ANOVA F tests when treatment is expected to increase variability relative to controls. *Biometrics*, v.46, n.1, p.259-266, 1990.
- CAMERON, N.D. **Selection indices and prediction of genetics merit in animal breeding**. Edinburgh: CAB International, 1997. 202p.
- CYRILLO, J.N.S.G. **Estimativas de funções de covariância para crescimento de animais machos Nelore utilizando modelos de regressão aleatória**. Jaboticabal: Universidade do Estado de São Paulo, 2003. 75p. Tese (Doutorado em Zootecnia) - Universidade do Estado de São Paulo, 2003.
- DAVIDIAN, M.; GILTINAN, D.M. **Nonlinear models for repeated measurement data**. 2.ed. London: Chapman Hall, 1996. 359p.
- DIAS, L.T. **Modelos de regressão aleatória para características de crescimento de bovinos da raça Tabapuã**. Jaboticabal: Universidade Estadual de São Paulo, 2004. 59p. Tese (Doutorado em Zootecnia) - Universidade do Estado de São Paulo, 2004.
- EL FARO, L. **Estimação de componentes de (co) covariâncias para produção de leite no dia do controle de primeiras lactações de vacas Caracu, aplicando-se “Test-Day Models” de dimensão finita e modelos de regressão aleatória**. Jaboticabal: Universidade do Estado de São Paulo, 102p. Tese (Doutorado em Zootecnia) - Universidade do Estado de São Paulo, 2002.

- FREITAS, A.R.; SILVA, L.O.C.; EUCLIDES FILHO, K. et al. Estudo de dados de pesagens de bovinos usando a transformação de box-cox. In: SOCIEDADE BRASILEIRA DE MELHORAMENTO ANIMAL, 4., 2002, Campo Grande. **Anais...** Campo Grande: SBMA, 2002. p.212-214.
- FRIENDLY, M. friendly@YorkU.ca. **Power transformations by Box-Cox method for GLMs**. Disponível em: <http://www.math.yorku.ca/SCS/sasmac/boxglm.html>. Acesso em: 20/03/2004.
- LAMBERT, P. Modelling of repeated series of count data measured at unequally spaced times. **Applied Statistics**, v.45, n.1, p.31-38, 1996.
- LITTELL, R.C.; HENRY, P.R.; AMMERMAN, C.B. Statistical analysis of repeated measures data using SAS procedures. **Journal of Animal Science**, v.76, 1216-1231, 1998.
- LITTELL, R.C.; MILLIKEN, G.A.; STROUP, W.W. et al. **SAS system for mixed models**. Cary: 1996. 633p.
- NOBRE, P.R. **Analysis of sequential weights of Nelore cattle using multiple trait and random regression models**. Viçosa, MG: Universidade Federal de Viçosa, 2001. 137p. Tese (Doutorado em Melhoramento Animal) - Universidade Federal de Viçosa, 2001.
- PAZ, C.C.P.; PACKER, I.U.; FREITAS, A.R. et al. Influência dos polimorfismos genéticos sobre os parâmetros da curva de crescimento em bovinos de corte. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.33, n.4, p.858-869, 2004.
- PELTIER, M.R.; WILCOX, C.J.; SHARP, D.C. Technical note: Application of the Box-Cox data transformation to animal science experiments. **Journal of Animal Science**, v.76, n.3, p.847-849, 1998.
- REIEZIGEL, J. Analysis of experimental data with repeated measurement. **Biometrics**, v.55, p.1059-1063, 1999.
- STATISTICAL ANALYSES SYSTEM-SAS. **SAS/STAT 1999-2001 User's guide**: statistics. version 8, v.2, Cary: 1999-2001.
- TROXEL, A.B.; LIPSITZ, S.R.; HARRINGTON, D.P. Marginal models for the analysis of longitudinal measurements. **Biometrika**, v.85, n.3, p.661-672, 1998.
- VAN TASSEL, C.P.; Van VLECK, L.D. **A manual for use of MTGSAM. A set of fortran programs to apply gibbs sampling to animal models for variance component estimation. (DRAFT)**. Lincoln: Department of Agriculture/ Agriculture Research Service, 1995. 86p.
- WOLFINGER, R. Covariance structure selection in general mixed models. **Communications in Statistics, Simulation and Computation**, v.22, n.4, p.1079-1106. 1993.

Recebido em: 14/10/03

Aceito em: 07/07/05