

## Estimação bayesiana de componentes de (co)variância de características ponderais na raça tabapuã

*Bayesian estimation of (co)variance components for growth traits in tabapuã cattle*

SOUSA JÚNIOR, Severino Cavalcante de\*<sup>1</sup>; ARAÚJO NETO Francisco Ribeiro de<sup>2</sup>, OLIVEIRA, Henrique Nunes de<sup>2</sup>; SANTOS, Dimas Oliveira<sup>3</sup>; ALBUQUERQUE, Lúcia Galvão de<sup>2</sup>; RUFINO, José Ernandes de Sousa<sup>1</sup>; MARTINS FILHO, Raimundo<sup>4</sup>

<sup>1</sup>Universidade Federal do Piauí, Departamento de Zootecnia, Bom Jesus, Piauí, Brasil.

<sup>2</sup>Universidade Estadual Paulista, Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias, Departamento de Melhoramento Genético Animal, Jaboticabal, São Paulo, Brasil.

<sup>3</sup>Universidade Estadual do Sudoeste da Bahia, Departamento de Zootecnia, Itapetinga, Bahia, Brasil

<sup>4</sup>Zootecnista, Autônomo, Fortaleza, Ceará, Brasil.

\* Endereço para correspondência: sevzoo@yahoo.com.br

### RESUMO

Entre as características de interesse para o melhoramento genético animal que podem ser mensuradas repetidamente ao longo da vida do indivíduo, encontram-se, entre outras, as características de crescimento, que são denominadas características repetidas ou longitudinais. Foram utilizados 8.193 registros de peso de animais da raça Tabapuã criados em 25 fazendas distribuídas nos estados da Bahia, Alagoas, Sergipe, Minas Gerais e São Paulo, nascidos entre os anos de 1975 e 2001, com o objetivo de estimar componentes de (co)variância e parâmetros genéticos para pesos aos 120 (P120), 365 (P365), 450 (P450) e 550 (P550) dias de idade. Os componentes de variância foram mensurados em um contexto bayesiano, considerando um modelo animal multi-característica com efeitos fixos de grupos de contemporâneos e as idades da mãe e do animal. Os efeitos aleatórios considerados foram o genético direto e materno e o de ambiente permanente materno e o erro. Os efeitos maternos foram incluídos no modelo somente para P120 e P365. As herdabilidades diretas foram 0,31; 0,38; 0,33 e 0,29 para P120, P365, P450 e P550, respectivamente. As frações dos efeitos genéticos e de ambiente permanente materno na variância fenotípica foram: 0,06 e 0,01; 0,03 e 0,01 para P120 e P365.

**Palavras-chaves:** amostragem de Gibbs, correlações genéticas, gado de corte

### SUMMARY

Among the features of interest to the animal breeding, that can be measured repeatedly throughout an individual's life, are among other, growth characteristics, which are characteristic features called longitudinal or repeated. It was used 8193 Tabapuã breed records of animal weight raised in 25 farms distributed in the states of Bahia, Alagoas, Sergipe, Minas Gerais and São Paulo and born between the years of 1975 and 2001. Aiming to estimate the (co) variance and genetic parameters for weights at 120 (W120), 365 (W365), 450 (W450) e 550 (W550) days old. Variance components were estimated in a Bayesian context considering a multi-trait animal model with fixed effects for contemporary groups and ages of the mother and the animal. The random effects were considered direct genetic and maternal and maternal permanent environment and error. The effects mothers were included in the model only for W120 and W365. The direct heritability were 0.31, 0.38, 0.33 and 0.29 for W120, W365, W450 and W550, respectively. The fractions of genetic and maternal permanent environment effects on phenotypic variances were 0.06 and 0.01, 0.03 and 0.01 for W120 and W365.

**Key words:** beef cattle, Gibbs sampling, genetic correlations

## INTRODUÇÃO

As características de crescimento são as principais fontes de informações para avaliações genéticas de gado de corte. Em geral, os pesos são ajustados a determinadas idades, conhecidas como idades-padrão, que são adotadas segundo princípios biológicos ou meramente cronológicos (SAKAGUTI, 2003).

Os pesos padronizados em cada idade-padrão são considerados como características diferentes. Tal conceito impõe uma classificação descontínua a um conjunto de dados que tem base contínua. A utilização de funções contínuas para descrever o peso em diferentes idades, como uma característica de dimensão infinita Kirkpatrick & Heckman (1989), pode ser feita quando o objetivo é o estudo das mudanças que ocorrem nas (co)variâncias com a idade. Entretanto, este tipo de modelo não tem sido utilizado para avaliações genéticas de gado de corte no Brasil.

As características de crescimento são afetadas tanto pelo genótipo dos animais como pelo ambiente ao qual os mesmos estão expostos. O crescimento pré-desmama está fortemente relacionado ao potencial de crescimento pré e pós-natal do bezerro e à habilidade materna da vaca. No período que vai do nascimento até a desmama, a mãe pode interferir no fenótipo de sua progênie pela qualidade e quantidade de proteção oferecida, pela modificação do seu comportamento e pela quantidade e/ou qualidade de nutrição fornecida pela produção de leite, sendo este o fator mais importante para a determinação do crescimento do animal. Assim, a vaca influencia o fenótipo do seu filho de duas maneiras: por contribuir com metade dos genes

para crescimento (componente genético direto) e outra por sua habilidade materna (MEYER, 1992). Esta última é influenciada pelo ambiente e pelos genes da mãe para produção de leite e cuidados maternos (efeito genético materno). Para a progênie, o efeito materno é de natureza estritamente ambiental, mas, para a mãe, é resultante do seu genótipo associado a fatores ambientais.

Estimativas de parâmetros genéticos acuradas são de fundamental importância para avaliações genéticas e para obtenção de índices que maximizem a resposta à seleção e, conseqüentemente, a produção (ARAÚJO et al., 2008; MALHADO et al., 2009).

Objetivou-se com o presente estudo estimar as (co)variâncias e herdabilidades para os efeitos direto e materno dos pesos aos 120, 365, 450 e 550 dias de idade e as correlações genéticas entre eles, para animais da raça Tabapuã provenientes do estado da Bahia.

## MATERIAL E MÉTODOS

Foram utilizadas informações referentes aos pesos 120(P120), 365(P365), 450 (P450) e 550 (P550) dias de idade de 8.193 animais da raça Tabapuã, criados em 25 fazendas distribuídas nos estados da Bahia, Alagoas, Sergipe, Minas Gerais e São Paulo e nascidos entre os anos de 1975 e 2001. Os grupos de contemporâneos (GC) foram compostos por animais que nasceram no mesmo ano, estação e propriedade e que permaneceram sob o mesmo manejo alimentar até o momento em que foram realizadas as mensurações.

Inicialmente, o arquivo original de dados foi editado através do programa *Statistical Analysis System* versão 9.1 (SAS, 2003), com o objetivo de

eliminar inconsistências. Foram excluídos registros que se encontravam a 3,5 desvio-padrão da média da

amostra, GC com menos de quatro animais e aqueles que continham apenas filhos de um mesmo touro, (Tabela 1).

Tabela 1. Número de observações (N), média, valores mínimos (Min), máximos (Máx), desvio-padrão (D.P.), número de touros (N.T.) e número de grupos de contemporâneos para as características em estudo

Caract.	N.	Média	Min.	Máx.	D.P.	N.T.	N.G.C.
P120	6.951	117,96	39,00	203,00	28,17	237	183
P365	5.209	228,40	87,00	377,00	43,036	217	184
P450	4.358	269,48	102,00	447,00	53,43	201	166
P550	3.653	311,65	150,00	516,00	57,19	194	143

Os componentes de variância foram estimados através de modelo animal multi-característica sob inferência Bayesiana, com utilização do Amostrador de Gibbs, implementado no programa Gibbs2F90 (MISZTAL, 2007). Foram considerados os efeitos fixos de GC e a idade da vaca (linear e quadrático) e do animal na pesagem (linear e quadrático) como co-variáveis. Quanto aos componentes aleatórios foram incluídos no modelo os efeitos genéticos diretos e maternos e o de ambiente permanente materno. Os efeitos maternos e o ajuste para idade da mãe foram considerados apenas para o peso aos 120 e 365 dias de idade.

Desta forma, o modelo completo pode ser assim apresentado em notação matricial:

$$y = X\beta + Z_1 a + Z_2 m + Wc + e$$

Em que  $y$  é o vetor de observações;  $\beta$ ,  $a$ ,  $m$ ,  $c$  e  $e$ , são nesta ordem, o vetor de efeitos fixos, efeitos genéticos diretos, genéticos maternos, de ambiente permanente materno e residual;  $X$ ,  $Z_1$ ,  $Z_2$  e  $W$  são matrizes de incidência relacionadas a  $\beta$ ,  $a$ ,  $m$  e  $c$ , respectivamente. Assumindo  $E(y)=X\beta$ ,  $E(a)=0$ ,  $E(m)=0$  e  $E(e)=0$ , a matriz de co-variâncias é determinada por:

$$V = \begin{bmatrix} G \otimes A & 0 & 0 \\ 0 & E_p \otimes I_N & 0 \\ 0 & 0 & R \otimes I_N \end{bmatrix} \quad G = \begin{bmatrix} G_D & 0 \\ 0 & G_M \end{bmatrix}$$

Em que,  $G$ ,  $A$ ,  $E_p$ ,  $R$ ,  $I_N$ ,  $G_d$  e  $G_m$  são nesta sequência, as matrizes de co-variâncias de efeitos genéticos aleatórios, de coeficientes de parentesco, diagonal de variância de efeitos de ambiente permanente materno, co-variâncias residuais, matriz identidade, a matriz de co-variâncias genéticas diretas e

maternas, e  $\otimes$  é o operador do produto direto entre matrizes. A covariância entre os efeitos genéticos diretos e maternos foi considerada nula.

Foram geradas 1.286.050 amostras, sendo considerado um *burn-in* de 30.000, e coletadas amostras a cada 50 ciclos, o que proporcionou 25.721

vetores para análise. Os parâmetros genéticos e ambientais foram calculados vetor a vetor, e posteriormente, com a utilização do programa Gibanal (VAN KAAM, 1997), realizou-se uma análise para verificação da convergência e obtenção de estimativas advindas de amostras independentes.

## RESULTADOS E DISCUSSÃO

Encontrou-se variabilidade genética para os pesos dos animais em todas as idades estudadas (Tabela 2), indicando assim, que a seleção pode promover ganhos consideráveis no peso corporal dos animais da raça Tabapuã em todas as idades-padrão estudadas.

Tabela 2. Estatísticas descritivas das amostras das distribuições posteriores dos componentes de variância e parâmetros genéticos para os pesos

Caract./parâmetros <sup>1</sup>	Média	Mediana	Moda	D.P	
P120	va	99,86	105,10	99,15	15,67
	vm	20,19	19,49	19,83	4,60
	vp	3,90	1,84	3,25	3,28
	vr	195,91	196,94	196,10	10,74
	$h^2_d$	0,31	0,33	0,31	0,05
	$h^2_m$	0,06	0,06	0,06	0,02
	$c^2$	0,01	0,00	0,01	0,01
P365	va	401,74	374,36	400,25	59,16
	vm	27,63	28,95	27,32	6,91
	vp	7,18	6,10	6,32	4,47
	vr	601,96	614,52	603,50	43,64
	$h^2_d$	0,38	0,36	0,38	0,05
	$h^2_m$	0,03	0,02	0,03	0,01
	$c^2$	0,01	0,00	0,00	0,00
P450	va	491,83	501,94	490,05	68,35
	vr	988,91	1003,72	990,90	56,51
	$h^2_d$	0,33	0,33	0,33	0,04
P550	va	542,65	548,84	540,30	84,96
	vr	1306,57	1310,82	1307,00	70,01
	$h^2_d$	0,29	0,30	0,29	0,04

<sup>1</sup>va = variância aditiva direta, vm = variância aditiva materna, vp = variância de ambiente permanentematerno, vr = variância residual,  $h^2_d$  = herdabilidade direta,  $h^2_m$  = herdabilidade materna,  $c^2$  = porção atribuída ao efeito permanente materno.

É possível observar que a taxa de aumento das magnitudes das médias das variâncias aditivas apresentaram um crescimento de quarta ordem entre os pesos aos 120 e 365 dias de idade passando a apresentar uma maior diferença a partir desta idade até os 550

dias de vida, e as mesmas tendências foram observadas para as modas e medianas. A média, mediana e moda da variância residual aumentaram em até três vezes, a partir dos 120 dias de idade até os 365 dias. Após os 365 dias de vida, a variância residual continua

a aumentar a taxas semelhantes a do período pré-desmama. Assim, a herdabilidade apresentou crescimento dos 120 dias de idade para os 365 dias e voltou aos valores iniciais aos 450 e 550 dias de idade. Entretanto, a variância genética aditiva cresceu proporcionalmente mais que a residual entre os 120 e 365 dias de idade, passando a se comportar de maneira oposta após esta fase, ou seja, a variância genética cresceu proporcionalmente menos com relação à variância residual. Meyer (1993) observou a diminuição da variabilidade genética entre os pesos aos 200 e 400 dias de idade de bovinos da raça Polled Hereford e da raça sintética Wolkalup ( $\frac{1}{4}$  Zebuína e  $\frac{1}{4}$  Taurina) criados a pastejo, e, Pereira et al. (2006), ao estudarem parâmetros genéticos de bovinos da raça Nelore, relataram valores superiores de variância genética quando comparados com os valores observados neste trabalho.

Conforme esperado verificou-se que a maior variabilidade genética aditiva encontrada neste estudo foi aos 550 dias de idade, e assim foi dada oportunidade a uma maior resposta à seleção nesta idade.

Com relação às estimativas de variância aditiva materna, pode-se observar que este componente aumenta entre os 120 e 365 dias de idade. Este resultado está de acordo com Dias et al. (2005) que observaram crescimento contínuo de suas estimativas até os seis a sete meses de idade, e diminuição gradual após este período. As estimativas de ambiente permanente materno mostraram-se também crescentes dos 120 aos 365 dias de vida dos animais, o que corrobora os resultados relatados por Magnabosco (2000) em animais da raça Nelore. Resultados semelhantes também foram descritos por Meyer (1993) ao afirmar que a influência dos efeitos maternos

sobre os pesos após desmama é consequência de pesos anteriores a esta idade.

As estimativas de variâncias residuais foram altas, uma vez que chegaram a 58% da variação total aos 365 dias de idade com posterior aumento da proporção, e atingiram 71% aos 550 dias de idade.

A fração da variância fenotípica atribuída ao efeito permanente materno foi de baixa magnitude e semelhante entre as idades-padrão iniciais 120 e 365 dias de idade, o que indica uma menor importância deste efeito no conjunto de rebanhos estudados. Magnabosco et al. (2000), entretanto, relataram valores de magnitudes superiores para estas mesmas idades 0,10 e 0,08 respectivamente, em bovinos da raça Nelore.

Para o peso aos 120 dias de idade as estimativas de herdabilidade para efeito direto e materno apresentaram valores semelhantes aos mencionados por Dias et al. (2005) e Ribeiro et al. (2007) na raça Tabapuã de várias regiões do Brasil, e por Magnabosco et al. (1999) na raça Nelore. Já Sakaguti et al. (2003) e Sousa Junior et al. (2010) ao trabalharem com bovinos da raça Tabapuã e Nelore respectivamente, encontraram maiores valores para a herdabilidade direta 0,43 e 0,40, sendo que o primeiro autor utilizou modelos de máxima verossimilhança restrita (REML), o segundo utilizou uma abordagem Bayesiana, e ambos ignoraram o efeito materno. Segundo Meyer (1992), é possível que modelos que ignorem este efeito, produzam altas estimativas de variância aditiva direta e, conseqüentemente, herdabilidade direta mais elevada.

O peso aos 365 dias de idade apresentou uma pequena influência do efeito materno. As estimativas de herdabilidade direta e materna (Tabela 2) apresentaram

resultados próximos aos citados por Meyer (1992) e Ribeiro et al. (2007), que observaram valores que variaram de 0,28 a 0,40 para herdabilidade direta e 0,02 a 0,09 para herdabilidade materna, sendo que os maiores valores foram obtidos com modelos que ignoraram os efeitos maternos.

As estimativas de herdabilidade para os pesos aos 450 e 550 dias (Tabela 2) apresentaram valores semelhantes aos relatados por Sakaguti et al. (2003); Dias et al. (2005) e Ribeiro et al. (2007) ao trabalharem com animais da raça Tabapuã e por Magnabosco et al. (2000) com animais da raça Nelore.

Mesmo as variâncias genéticas aditivas ao apresentarem um aumento considerável dos 365 aos 550 dias de idade, com a maior magnitude obtida nesta idade, as estimativas de herdabilidade aos 550 dias apresentaram magnitudes inferiores às obtidas aos 365 e 450 dias de idade. Portanto a seleção para o peso aos 365

dias deverá trazer a resposta mais rápida à seleção, mas não necessariamente a de maior valor absoluto.

As correlações genéticas entre os pesos estudados apresentaram valores que variaram de médias a altas magnitudes e as correlações residuais tiveram uma variação de baixa a mediana, e maiores entre as idades mais próximas, tanto para as correlações genéticas quanto para as residuais. Valores equivalentes aos encontrados neste trabalho foram relatados por Sakaguti et al. (2003) e Ribeiro et al. (2007) em bovinos da raça Tabapuã.

Os valores estimados das correlações genéticas entre o peso aos 120 e demais idades, por ordem cronológica (Tabela 3), foram muito próximos aos encontrados por Sakaguti et al. (2003) que relataram estimativas de 0,89; 0,85 e 0,81 quando trabalharam com bovinos da raça Nelore.

Tabela 3. Estatísticas descritivas das amostras das distribuições posteriores das estimativas de correlação genética e residual entre os pesos

Características	Média	Mediana	Moda	D.P.
Correlações genéticas ( $r_g$ )				
P120/P365	0,82	0,83	0,81	0,05
P120/P450	0,81	0,82	0,81	0,06
P120/P550	0,75	0,77	0,75	0,07
P365/P450	0,92	0,92	0,92	0,03
P365/P550	0,89	0,89	0,89	0,03
P450/P550	0,93	0,94	0,93	0,02
Correlações residuais ( $r_r$ )				
P120/P365	0,46	0,45	0,46	0,03
P120/P450	0,42	0,41	0,42	0,03
P120/P550	0,42	0,42	0,43	0,03
P365/P450	0,77	0,77	0,77	0,02
P365/P550	0,76	0,76	0,76	0,02
P450/P550	0,81	0,81	0,81	0,01

A média, mediana e moda das correlações genéticas entre o peso aos 365 dias de

idade e demais idades-padrão indicam que a seleção para uma característica

resultará em ganho nas demais. Valores semelhantes foram encontrados por Sakaguti et al. (2003) e Ribeiro et al. (2007) na raça Tabapuã. Os primeiros autores encontraram correlações de 0,89 para peso aos 120 dias de idade e 365 dias de idade, 0,97 para peso aos 420 dias de idade e ao ano de vida e 0,87 aos 550 dias de idade e 365 dias.

Para o peso aos 450 dias de idade as estimativas de correlações apresentaram altos valores com a mesma tendência de aumento entre os pesos mais próximos. Valores e tendências próximas aos encontrados por Dias et al. (2006) que obtiveram correlações genéticas entre as características pesos aos 240 e 365 dias, 240 e 550 dias de vida e 365 e 550 dias de vida com magnitudes de 0,98; 0,78 e 0,88, respectivamente, para bovinos da raça Tabapuã.

Com relação ao peso aos 550 dias de idade e as demais idades-padrão os valores obtidos são semelhantes aos relatados por Faria et al. (2007) para animais da raça Nelore e Sousa Junior et al. (2010) na raça Tabapuã. O segundo trabalho relata 0,85 com relação ao peso aos 120 dias de idade, 0,95 com relação

ao peso aos 365 dias de idade e 0,97 com relação aos 450 dias de idade.

As médias das correlações residuais apresentam valores inferiores às correlações genéticas. As correlações residuais seguem a mesma tendência das correlações genéticas, com diminuição à medida que aumenta a distância entre as idades. Os valores aqui obtidos são equivalentes aos citados por Yokoo et al. (2007) na raça Nelore para aos 365, 450 e 550 dias de idade, com magnitudes, entre peso aos 365 e demais idades-padrão de 0,85 e 0,73 para 450 e 550 dias de idade.

Observa-se que à exceção do peso aos 550 dias, a seleção direta para o peso oferece maiores ganhos genéticos do que os oferecidos pelo ganho indireto proporcionado pela seleção de outro peso (Figura 1). Entretanto, quando a seleção é realizada para o P365, observa-se que os ganhos genéticos correlacionados são próximos aos ganhos diretos nas outras idades. Desta forma o P365 é um critério de seleção interessante, por possibilitar ganhos genéticos consideráveis em diversas etapas da vida do animal e por ser de mensuração precoce, e assim, reduzem-se os custos de manutenção dos animais nos rebanhos de seleção.

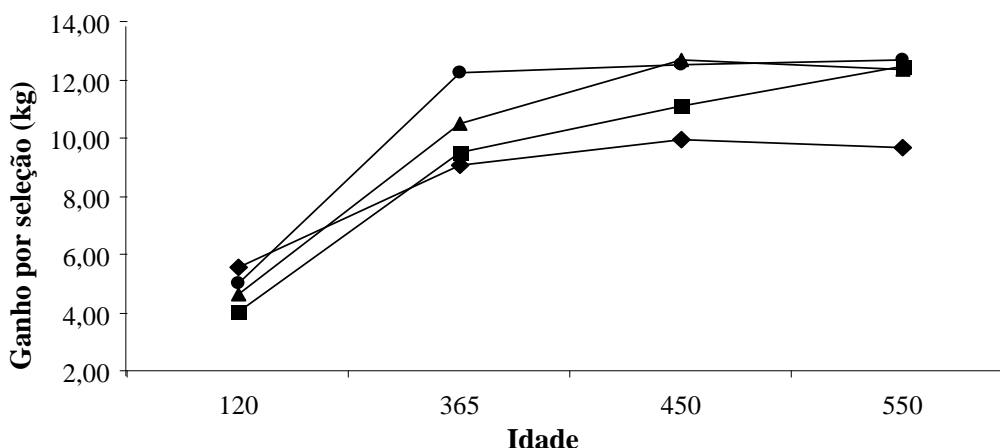


Figura 1. Ganhos genéticos diretos e indiretos obtidos pela seleção dos pesos aos 120 (◆), 365 (●), 450 (▲) e 550 (■) dias de idade, para animais da raça Tabapuã

Devido à baixa influência que o efeito materno apresentou sobre as características de crescimento, é recomendável sua inclusão em programas de melhoramento da raça Tabapuã em características inferiores aos 365 dias de idade. De acordo com as variabilidades genéticas encontradas, a seleção em qualquer das idades consideradas poderá promover ganhos genéticos apreciáveis no peso corporal de animais da raça Tabapuã. As correlações genéticas diretas obtidas no presente estudo sugerem que a seleção para maiores pesos em qualquer idade, irá promover ganho nos pesos do nascimento aos 550 dias de idade. Contudo, a seleção para peso aos 365 dias de idade sugere maiores ganhos genéticos devido à maior precocidade desta fase com relação às demais fases, que apresentaram a mesma intensidade de ganho genético.

## REFERÊNCIAS

- ARAÚJO, C.V.; CARDOSO, A.M.C.; RAMOS, A.A.; ARAÚJO, S.I.; MARQUES, J.R.F.; TOMAZINI, A.P.I.; CHAVES, L.C. Heterogeneidade de variâncias e parâmetros genéticos para produção de leite em bubalinos da raça Murrah, mediante inferência Bayesiana. **Revista Brasileira de Saúde e Produção Animal**, v.9, n.3, p.416-425, 2008.
- DIAS, L.T.; ALBUQUERQUE, L.G.; TONHATI, H.; TEIXEIRA, R.A. Estimação de parâmetros genéticos para peso em diferentes idades para animais da raça Tabapuã. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.34, n.6, p.1914-1919, 2005.
- FARIA, C.U.; MAGNABOSCO, C.U.; REYES, A.; LÔBO, R.B.; BEZERRA, L.A.F.; SAINZ, R.D. Bayesian inference in a quantitative genetic study of growth traits in Nelore cattle (*Bos indicus*). **Genetics and Molecular Biology**, v.30, n.3, p.545-551. 2007.
- KIRKPATRICK, M.; HECKMAN, N. A quantitative genetic model for growth, shape, reaction norms, and other infinite-dimensional characters. **Journal of Mathematical Biology**, v.27, n.5, p.429-450, 1989.
- MAGNABOSCO, C.D.U.; LÔBO, R.B.; FAMULA, T.R. Bayesian inference for genetic parameter estimation on growth traits for Nelore cattle in Brazil, using the Gibbs sampler. **Journal Animal Breeding and Genetics**, v.117, p.169-188. 2000.
- MALHADO, C.H.M.; RAMOS, A.A.; CARNEIRO, P.L.S.; AZEVEDO, D.M.M.R.; AFFONSO, P.R.A.M.; PEREIRA, D.G.; SOUZA, J.C. Estimativas de parâmetros genéticos para características reprodutivas e produtivas de búfalas mestiças no Brasil. **Revista Brasileira de Saúde e Produção Animal**, v.10, n.4, p.830-839, 2009.
- MEYER, K. Variance components due to direct and maternal effects for growth traits of Australian beef cattle. **Livestock Production Science**, v.31, p.179-204, 1992.
- MEYER, K. Estimates of covariance components for growth traits of Australian Charolais cattle. **Australian Journal of Agricultural Research**, v.44, p.1501-1508, 1993.



MISZTAL, I. [2007]. **BLUPF90 family of programs**. Disponível em: <<http://nce.ads.uga.edu/~ignancy/newprograms.html>>. Acesso em: 12 dez. 2007.

PEREIRA, M.C.; MERCADANTE, M.E. Z.; ALBUQUERQUE, L.G.; RAZOOK, A.G; FIGUEIREDO, L.A. Estimativas de parâmetros genéticos de características de crescimento em um rebanho Caracu selecionado para peso ao sobreano. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.35, n.4, p.1669-1676, 2006.

RIBEIRO, S.H.A.; PEREIRA, J.C.C.; VERNEQUE, R.S.; SILVA, M.A.; BERGMANN, J.A.G.; MARQUES, F.S. Estudo genético-quantitativo de características de crescimento na raça Tabapuã. **Arquivo Brasileiro de Medicina Veterinária e Zootecnia**, v.59, n.2, p.473-480, 2007.

SAKAGUTI, E.S.; SILVA, M.A.; QUAAS, R.L.; MARTINS, E.N.; LOPES, P.S.; SILVA, L.O.C. Avaliação do crescimento de bovinos jovens da raça Tabapuã, por meio de análises de funções de covariâncias. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.32, n.4, p.864-874, 2003.

STATISTICAL ANALYSES SYSTEM - SAS. **SAS/STAT. User's guide**. Version 9.12. 6.ed. Cary: SAS Institute, 2003. v.4, 654p.

SOUSA JÚNIOR, S.C.; OLIVEIRA, S.M.P.; ALBUQUERQUE, L.G.; BOLIGIN, A.A.; MARTINS FILHO, R. Estimação de funções de covariância para características de crescimento da raça Tabapuã utilizando modelos de regressão aleatória. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.39, n.5, p.1037-1045, 2010.

YOKOO, M.J.I.; ALBUQUERQUE, L.G.; LÔBO, R.B.; SAINZ, R.D.; CARNEIRO JUNIOR, J.M.; BEZERRA, L.A.F.; ARAUJO, F.R.C. Estimativas de parâmetros genéticos para altura do posterior, peso e circunferência escrotal em bovinos da raça Nelore. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.36, n.6, p.1761-1768, 2007.

VAN KAAM, J.B.C.H.M. **GIBANAL**: analyzing program for Markov Chain Monte Carlo sequences. Version 2.4, Netherlands: Department of Animal Breeding. Wageningen. Agricultural University, 1997.

Data de recebimento: 21/09/2010

Data de aprovação: 18/05/2011