

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA MARIA
CENTRO DE CIÊNCIAS RURAIS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ZOOTECNIA**

**ESTIMATIVAS DE PARÂMETROS GENÉTICOS
PARA PERÍMETRO ESCROTAL E PESOS EM
ANIMAIS DA RAÇA NELORE**

TESE DE DOUTORADO

Tomás Weber

Santa Maria, RS, Brasil.

2012

**ESTIMATIVAS DE PARÂMETROS GENÉTICOS
PARA PERÍMETRO ESCROTAL E PESOS EM
ANIMAIS DA RAÇA NELORE**

Tomás Weber

Tese apresentada ao Curso de Doutorado do Programa de Pós-Graduação em Zootecnia, Área de concentração Produção Animal, Subárea Melhoramento Animal, da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM, RS), como requisito parcial para obtenção do grau de
Doutor em Zootecnia

Orientador: Paulo Roberto Nogara Rorato

Santa Maria, RS, Brasil.

2012

Ficha catalográfica elaborada através do Programa de Geração Automática da Biblioteca Central da UFSM, com os dados fornecidos pelo(a) autor(a).

Weber, Tomás

Estimativas de parâmetros genéticos para perímetro escrotal e pesos em animais da raça Nelore / Tomás Weber.- 2012.

87 p.; 30cm

Orientador: Paulo Roberto Nogara Rorato
Tese (doutorado) - Universidade Federal de Santa Maria, Centro de Ciências Rurais, Programa de Pós-Graduação em Zootecnia, RS, 2012

1. Regressão aleatória 2. Correlações 3. Análise bi-característica I. Rorato, Paulo Roberto Nogara II. Título.

© 2012

Todos os direitos autorais reservados a Tomás Weber. A reprodução de partes ou do todo deste trabalho só poderá ser feita com autorização por escrito do autor.

Endereço: Rua Dr. Luiz Mallo, 39 - Itararé - Santa Maria - RS. CEP: 97045-520

End. Eletr: samotweber@hotmail.com

**Universidade Federal de Santa Maria
Centro de Ciências Rurais
Programa de Pós-Graduação em Zootecnia**

A Comissão Examinadora, abaixo assinada,
aprova a Tese de Doutorado

**ESTIMATIVAS DE PARÂMETROS GENÉTICOS PARA PERÍMETRO
ESCROTAL E PESOS EM ANIMAIS DA RAÇA NELORE**

elaborada por
Tomás Weber

Como requisito parcial para obtenção do grau de
Doutor em Zootecnia

Comissão Examinadora:

Paulo Roberto Nogara Rorato, Dr.
(Presidente/Orientador)

Arione Augusti Boligon, Dra. (UNESP)

Fernanda Cristina Breda Mello, Dra. (UFSM)

Jaime Araujo Cobuci, Dr. (UFRGS)

Paulo Santana Pacheco, Dr. (UFSM)

Santa Maria, 27 de fevereiro de 2012.

Dedicatória

A minha família, pois ela é a base de tudo em minha vida...

Aos meus amigos, pois sem eles não existe vida...

A Zootecnia e ao Melhoramento, uma paixão...

Agradecimentos

Agradeço a Deus por permitir a conclusão de mais esta etapa na caminhada da vida. Agradeço a meus pais, Alini e Hélio, pelo apoio e presença constante em minha vida.

Aos meus irmãos Alex, Mada, Mana, Prego e Tuno, pelo simples fato de serem meus irmãos.

Ao Professor Paulo Rorato, pelo convívio durante todos esses anos, pelos ensinamentos, pelas oportunidades e pelas orientações.

Aos colegas e amigos do laboratório de Melhoramento Animal de Santa Maria e de Jaboticabal, Dionéia, Mariana, Ronyere, Jader, Marines, Alan, Juliana, Arione, Denise, Rodrigo, Fernando, Daniel Gordo, Fuxica, Annaíza, e outros que não foram citados, mas certamente serão lembrados, pela ajuda, apoio e companheirismo, sempre prontos a ajudar.

A Professora Lúcia Galvão de Albuquerque, pela coorientação, pela acolhida na UNESP, pelos ensinamentos e pelo apoio.

Aos amigos não menos importantes Cadorin, Henrique, Teco, Angelo, Daniel, Xanxe, Giovani e Diego Guidolin pela parceria e ajuda sempre que precisei.

Aos colegas e amigos Arione e Rodrigo em especial, embora distantes, pela ajuda com as análises deste trabalho, sempre dispostos e com tempo para ajudar.

A Carine, por estar sempre presente, de uma forma ou de outra, apoiando e incentivando, nas horas boas e nas horas difíceis, principalmente na reta final.

Aos professores e todas as pessoas dessa instituição que de alguma forma auxiliaram na minha formação.

A Associação Nacional de Criadores e Pesquisadores pelo fornecimento dos dados.

A CAPES pelo apoio financeiro, imprescindível para a execução deste trabalho.

Muito Obrigado!!!!

RESUMO

Tese de Doutorado
Programa de Pós Graduação em Zootecnia
Universidade Federal de Santa Maria

ESTIMATIVAS DE PARÂMETROS GENÉTICOS PARA PERÍMETRO ESCROTAL E PESOS EM ANIMAIS DA RAÇA NELORE

AUTOR: TOMÁS WEBER

ORIENTADOR: PROF. DR. PAULO ROBERTO NOGARA RORATO

Local e data de Defesa: Santa Maria, 27 de fevereiro de 2012.

O presente estudo foi desenvolvido com o objetivo de estimar parâmetros genéticos para perímetro escrotal (PE) e pesos (P) tomados em diferentes idades em bovinos machos da raça Nelore participantes do programa de melhoramento genético da Associação Nacional de Criadores e Pesquisadores. No primeiro artigo foram estimados parâmetros genéticos para as características de PE e P medidos aos 210, 280, 365 e 450 dias de idade (PE210, PE280, PE365, PE450, P210, P280, P365 e P450, respectivamente). Os componentes de (co)variâncias foram estimados pelo método da máxima verossimilhança restrita, sob modelo animal, em análises multi-características. As estimativas de herdabilidade para o efeito direto foram: $0,45 \pm 0,05$ (PE210); $0,34 \pm 0,02$ (PE280), $0,35 \pm 0,02$ (PE365); $0,45 \pm 0,02$ (PE450); $0,39 \pm 0,05$ (P210); $0,31 \pm 0,03$ (P280); $0,23 \pm 0,02$ (P365) e $0,20 \pm 0,02$ (P450), enquanto que as estimativas de herdabilidade para o efeito materno para os pesos foram $0,08 \pm 0,02$; $0,05 \pm 0,01$; $0,05 \pm 0,01$ e $0,03 \pm 0,01$, respectivamente, para P210, P280, P365 e P450. Esses resultados sugerem que a utilização da medida do PE como critério de seleção pode contribuir para o ganho genético reprodutivo dos animais. As correlações genéticas estimadas entre os PE foram todas positivas e de médias a altas magnitudes, já entre PE e P se apresentaram positivas e de menor magnitude em relação às estimadas entre as medidas de PE em diferentes idades. Essas correlações genéticas indicam que apenas uma mensuração de PE pode ser eficiente para seleção e a idade mais recomendada para essa avaliação é aos 450 dias de idade. No segundo artigo, foram analisadas 29.691 medidas de PE tomadas entre os 134 e os 495 dias de idade, através de modelos de regressão aleatória (RA) sob análise uni-característica. Para modelar a curva média populacional, foi utilizada uma regressão fixa de terceira ordem sob polinômios de Legendre. Foram considerados três efeitos aleatórios e diferentes ordens de ajuste de polinômios. As variâncias residuais foram consideradas homogêneas ou heterogêneas. O modelo escolhido foi o que apresentou variância residual homogênea (M45_1). As estimativas de herdabilidade obtidas a partir dos 360 dias foram maiores que 0,42, indicando que a seleção dos animais nesse período deverá fornecer melhor resposta a seleção. Valores altos e positivos de correlações genéticas foram estimados entre as diferentes medidas de PE, sendo maiores para as medidas em idades mais próximas. Devido as correlações genéticas estimadas entre os PEs medidos nas diferentes idades serem positivas e de altas magnitudes, pode se utilizar a medida tomada em apenas uma idade para a seleção. A melhor idade para a mensuração do PE indicada pelo modelo menos parametrizado é após os 360 dias, sendo que quanto mais próximo aos 495 dias, maiores são as estimativas. No terceiro artigo os dados foram analisados através de um modelo de RA sob análise bi-característica para estimar os parâmetros genéticos para PE e P. A curva média populacional, foi modelada utilizando regressão fixa de terceira ordem com o uso de polinômios de Legendre. O modelo de análise considerou o efeito residual como constante durante todo período de idade avaliado. A maior estimativa de herdabilidade para PE ocorreu próximo aos 495 dias de idade (0,52), enquanto que para P o valor máximo (0,35) foi observado aos 290 e aos 495 dias de idade. Estes valores sugerem que a seleção para ambas as características deve promover ganho genético. As correlações genéticas entre PE e P apresentaram valores variando de -0,22 a 0,59 ao longo do período avaliado. Estes valores sugerem resposta correlacionada de diferentes magnitudes, dependendo da característica selecionada e, também, da idade em que a seleção foi procedida. A medida do perímetro escrotal aos 450 dias pode ser utilizada como critério de seleção na população estudada.

Palavras chave: Análise bi-característica. Modelos de dimensão infinita. Regressão aleatória.

ABSTRACT

Thesis of Doctorate
Program of Post-Graduation in Animal Science
Federal University of Santa Maria

ESTIMATES GENETIC PARAMETERS FOR SCROTAL CIRCUMFERENCE AND WEIGHTS FOR NELORE CATTLE

AUTHOR: TOMÁS WEBER

ADVISOR: PROF. DR. PAULO ROBERTO NOGARA RORATO

Site and Date of Defense: Santa Maria, February, 27, 2012.

This study was carried out to estimate genetic parameters for scrotal circumference (SC) and weights (W) taken at different ages in Nelore male participants of a breeding program sponsored by National Association of Breeders and Researchers. In the first paper there were estimated genetic parameters for the characteristics of the SC and W at 210, 280, 365, and 450 days of age (SC210, SC280, SC365, SC450, W210, W280, W365 and W450 respectively). The components of (co)variances were estimated by Restricted Maximum Likelihood method under an animal model in multi-trait analysis. The heritability estimates for direct effect were: $0,45\pm 0,05$ (SC210); $0,34\pm 0,02$ (SC280), $0,35\pm 0,02$ (SC365); $0,45\pm 0,02$ (SC450); $0,39\pm 0,05$ (W210); $0,31\pm 0,03$ (W280); $0,23\pm 0,02$ (W365), and $0,20\pm 0,02$ (W450), while estimates of heritability for the maternal effect for the weights were $0,08\pm 0,02$; $0,05\pm 0,01$; $0,05\pm 0,01$, and $0,03\pm 0,01$, respectively, for W210, W280, W365, and W450. These results suggest that the use of the measure of the SC as a selection criterion may contribute to reproductive genetic gain. The genetic correlations between SC were positive and medium to high magnitude, as between the SC and W were positive and showed a smaller magnitude compared to the estimated between measures of SC at different ages. These genetic correlations indicate that only one measurement of SC can be effective for selection, and older age for this evaluation is recommended at 450 days of age. In the second article, it was analyzed 29,691 SC measures taken between 134 and 495 days of age, by random regression models under uni-trait analysis. To model the mean population curve, was used a third order fixed regression on Legendre polynomials. There were considered three random effects and different orders of polynomial fit. Residual variances were considered homogeneous or heterogeneous. The model chosen was the one with homogeneous residual variance (M45_1). The heritability estimates obtained from the 360 days were greater than 0.42, indicating that the selection in this period should provide better response. High and positive genetic correlations were estimated between measures of SC, being higher for the measurements at closer ages. Because of the genetic correlation estimates between the SC measured at different ages were positive and with high magnitudes, the selection can be done in only one age. The best age for the measurement of SC indicated by the less parameterized model is after 360 days, and the closer to 495 days, the higher estimates. In the third article the data were analyzed using a random regression model in bi-traits analysis to estimate genetic parameters for SC and W. The mean population curve was modeled using third order fixed regression using Legendre polynomials. The analysis model considered the residual effect as constant throughout the period of age evaluated. The highest estimate of SC heritability was found close to 495 days of age (0.52), while the maximum value for W (0.35) was observed at 290 and 495 days of age. These values suggest that selection for both traits should promote genetic gain. The values of genetic correlations between SC and W ranged from -0.22 to 0.59 over the period studied. These values suggest a correlated response of different magnitudes, depending on the selected characteristic and also the age at which the selection was performed. The measurement of scrotal circumference at 450 days can be used as selection criteria in the studied population.

Keywords: Bi-traits analysis. Models of infinite dimension. Random Regression.

LISTA DE TABELAS

ARTIGO 01

Tabela 1 – Número de observações, média e respectivo desvio-padrão e número de grupos de contemporâneos para as características analisadas.....	26
Tabela 2 – Estimativas dos componentes de variância e dos coeficientes de herdabilidade e respectivos erros-padrão, para as características de perímetro escrotal e peso nas diferentes idades, em animais da raça Nelore.....	27
Tabela 3 – Estimativas de correlações genéticas (acima da diagonal) e correlações fenotípicas (abaixo da diagonal) e respectivos erros-padrão.....	30

ARTIGO 02

Tabela 1 – Ordem de ajuste para o efeito direto (k_a) e para o efeito de ambiente permanente (k_{pe}), número de classes de resíduo (r), número de parâmetros (np), valor do Log(L), critério de informação de Akaike (AIC) e critério de Informação Bayesiano de Schwarz (BIC), ambos com valores respectivos menos 181.000.....	44
Tabela 2 – Estimativas de correlações genéticas (acima da diagonal principal) e de correlações fenotípicas (abaixo da diagonal principal) entre medidas de perímetro escrotal obtidas em diferentes idades, pelo modelo de regressão aleatória M45_1....	49

ARTIGO 03

Tabela 1 – Correlações genéticas entre perímetro escrotal (linhas) e peso (colunas) em diferentes idades estimadas por modelo de regressão aleatória em análise bi-característica.....	68
--	----

LISTA DE FIGURAS

ARTIGO 02

Figura 1 – Número de observações (linha), médias de tamanho de perímetro escrotal (barras) em cm, conforme a idade em dias dos animais.....	42
Figura 2 – Estimativas de variâncias genética direta, de ambiente permanente de animal e residual e das herdabilidades diretas, obtidas pelos modelos de regressão aleatória M45_1, M45_3, M45_8 e M45_12.....	45
Figura 3 – Variâncias genéticas aditivas diretas e de ambiente permanente para perímetro escrotal, obtidas pelo modelo de regressão aleatória M45_1.....	46
Figura 4 – Estimativas de herdabilidade para perímetro escrotal, obtidas pelo modelo de regressão aleatória M45_1.....	48

ARTIGO 03

Figura 1 – Número de observações (barras) e médias (linhas) para perímetro escrotal e peso conforme a idade em dias.....	61
Figura 2 – Estimativa de variâncias genéticas aditivas diretas e de ambiente permanente para perímetro escrotal e peso e do efeito materno para peso, obtidas por modelos de regressão aleatória sob análises bi-característica.....	63
Figura 3 – Estimativas de herdabilidade para perímetro escrotal e peso, e herdabilidade materna para peso obtidas por modelo de regressão aleatória sob análise bi-característica.....	65
Figura 4 – Correlações genéticas entre perímetro escrotal e peso, estimadas por modelo de regressão aleatória sob análise bi-característica.....	67

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO.....	11
2 ESTUDO BIBLIOGRÁFICO.....	13
2.1 Perímetro escrotal.....	13
2.2 Modelos de regressão aleatória.....	15
2.3 Critérios Estatísticos para escolha de modelos de regressão aleatória.....	17
CAPÍTULO 01.....	20
Parâmetros genéticos para medidas de perímetro escrotal e pesos em bovinos Nelore, obtidos em diferentes idades.....	21
Introdução.....	22
Material e Métodos.....	24
Resultados e Discussão.....	25
Conclusões.....	32
Referências Bibliográficas.....	33
CAPÍTULO 02.....	35
Uso de modelos de regressão aleatória na estimativa de parâmetros genéticos para o perímetro escrotal em machos da raça Nelore.....	36
Introdução.....	37
Material e Métodos.....	38
Resultados e Discussão.....	41
Conclusões.....	51
Referências Bibliográficas.....	52
CAPÍTULO 03.....	54
Estimativas de parâmetros genéticos entre perímetro escrotal e peso na raça Nelore utilizando regressão aleatória bi-característica.....	55
Introdução.....	56
Material e métodos.....	57
Resultados e Discussão.....	61
Conclusões.....	70
Referências bibliográficas.....	71
3 DISCUSSÃO GERAL.....	72
4 CONCLUSÕES.....	74
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	75
ANEXO.....	83

1 INTRODUÇÃO

No Brasil, os sistemas de produção vêm exigindo animais mais eficientes em ciclos mais curtos de produção, bem como, que demandem menores custos para o produtor, proporcionando maior competitividade junto aos mercados consumidores.

Embora seja mais comum encontrar programas de avaliação genética baseados somente no desenvolvimento ponderal dos animais, tais como os pesos a determinadas idades e ganhos de peso em um determinado período, se sabe que a utilização de características reprodutivas como critérios de seleção são indispensáveis para a melhoria do sistema produtivo (Toelle e Robinson, 1985).

A utilização em larga escala de animais selecionados somente para peso ou ganhos de peso, certamente trará benefícios econômicos para os produtores. No entanto, a utilização desse tipo de seleção, no longo prazo, aumentará o peso adulto dos animais, por meio de resposta correlacionada, aumentando as exigências de manutenção e dificultando o atendimento destas na maioria dos nossos sistemas de criação. Segundo Cartwright (1970), o aumento do tamanho adulto pode levar a um menor retorno econômico nos sistemas de ciclo completo.

De acordo com Fries (1995), para obter um genótipo bovino adequado a um sistema de produção de ciclo curto, sem aumentar as exigências nutricionais, é necessário alterar as formas das curvas de crescimento corporal e de desenvolvimento/maturação sexual, reduzindo ou mantendo constantes o tamanho adulto e a idade e peso de terminação ou acabamento de carcaça. O pressuposto desta proposta é a necessidade de alterar, geneticamente, as três precocidades em conjunto (sexual, de crescimento e de terminação), adequando-as a um outro sistema de produção, utilizando e aproveitando a estrutura de correlações entre elas, fazendo com que este processo de seleção seja mais eficiente. Maximizar apenas uma delas pode criar desequilíbrios. O balanceamento destas características pode requerer ajustes, atualizações e aperfeiçoamentos anuais, pois segundo Gibson e Wilton (1998), o melhoramento genético é um processo em longo prazo no qual o progresso a ser realizado no futuro depende de melhoramentos realizados no passado.

Um dos principais aspectos a ser melhorado na bovinocultura de corte brasileira é a precocidade sexual dos zebuínos. A seleção é o método mais utilizado pelos programas de melhoramento, almejando o ganho genético do rebanho. O perímetro escrotal é uma característica de fácil mensuração, apresenta uma grande proporção de genes herdáveis e é

correlacionada com características de crescimento e de reprodução em fêmeas (Brinks, 1994; Brito, 1997). Entretanto, alguns autores sugerem que as medidas de perímetro escrotal deveriam ser obtidas em uma mesma idade ou peso corporal, dessa forma, seria possível obter progresso genético para precocidade sexual, sem acarretar em aumento no tamanho adulto dos animais (Brito, 1997; Teixeira et al., 1998)

A seleção para alterar a forma da curva de crescimento dos animais, com o objetivo de aumentar a taxa de crescimento até o peso de abate sem alterar o tamanho adulto, tem sido preconizada como uma alternativa para melhorar a eficiência de produção em gado de corte (Cartwright, 1970; Kaps et al., 2000; Arango & Van Vleck, 2002). Nesse sentido, as funções de covariâncias e os modelos de regressão aleatória têm sido propostos como alternativa para modelar características que são medidas repetidas vezes nos animais (Meyer, 1998a; Meyer, 1998b; Albuquerque e El Faro, 2008; Pelicioni et al., 2009). Com esses modelos é possível a predição de valores genéticos para a curva de crescimento como um todo, para qualquer idade desejada e para funções desta curva de crescimento (Meyer, 1998a; Meyer, 1998b, Albuquerque & El Faro, 2008).

Em gado de corte, são poucos os trabalhos empregando regressão aleatória para características reprodutivas, tanto de machos quanto de fêmeas (Mercadante et al., 2002; Albuquerque et al., 2005; Boligon et al., 2011a,b). O desenvolvimento deste estudo incluindo em sua análise a característica ligada à reprodução, como o perímetro escrotal, além de característica de crescimento, a fim de avaliar o comportamento das curvas de crescimento e desenvolvimento sexual desses animais conjuntamente, pode tornar possível a seleção de animais mais precoces sexualmente e que apresentem um crescimento mais eficiente, acarretando em retorno econômico mais rápido para o produtor.

2 ESTUDO BIBLIOGRÁFICO

Muito se encontra na literatura sobre o desenvolvimento ponderal de características de peso em diferentes idades para animais de raças Zebuínas (Cartwright, 1970; Oliveira, 1995; Yokoo et al., 2007; Baldi et al., 2010; Boligon et al., 2011b), indicando que pesos obtidos em diferentes idades são positivamente correlacionados com pesos a idade adulta desses animais, aumentando a idade a maturidade e, conseqüentemente, tornando esses animais mais tardios. Sob o ponto de vista econômico, isso não favorece os produtores, visto que estes animais levam mais tempo para entrar em idade reprodutiva e, portanto, permanecem ociosos por mais tempo.

Critérios de seleção visando à utilização de características ligadas a reprodução têm sido cada vez mais comuns nos programas de melhoramento genético, a fim de obter um produto com bom desempenho ponderal e que comece mais cedo sua vida reprodutiva. Nos machos, o perímetro escrotal é a mais utilizada entre as características indicadoras de precocidade sexual (Bergmann, 1998).

2.1 Perímetro escrotal

A seleção para perímetro escrotal não traz benefício direto em termos econômicos, sendo o objetivo principal da seleção a obtenção de animais sexualmente mais precoces e mais férteis, com maior quantidade e qualidade espermática e maior libido (Bergmann, 1998).

O crescimento dos testículos é descrito por uma curva sigmóide, com uma fase inicial mais lenta, seguida de um pico que coincide com a puberdade, havendo, posteriormente um crescimento lento, indicativo da maturidade sexual (Bergmann, 1998), ocorrendo o desenvolvimento mais intenso dos testículos entre os 12 e 18 meses de idade (Silva et al., 1993).

Diversos trabalhos na literatura reportaram estimativas de herdabilidade variando de moderadas a altas em diferentes idades de mensuração do perímetro escrotal. Boligon et al. (2007) trabalhando com a raça Nelore estimaram valores de 0,25 a 0,37 para o perímetro aos 12 e aos 18 meses de idade, Mattar et al. (2007) estimaram herdabilidade de 0,38 para

perímetro escrotal medido aos 18 meses para a raça Caracu, Dias et al. (2003) encontraram estimativa de herdabilidade de 0,41 para perímetro escrotal mensurado aos 18 meses em animais da raça Nelore, Boligon et al. (2011c) também para a raça Nelore, reportaram estimativas variando de 0,39 a 0,44 para perímetro escrotal avaliado aos 9, 12 e 15 meses de idade. Esses resultados comprovam que o perímetro escrotal apresenta variabilidade suficiente para ser utilizado como critério de seleção, visando progresso genético.

A maior parte destes estudos avaliou a correlação genética do perímetro escrotal com o peso em diferentes idades, sendo estas correlações altas e favoráveis; Boligon et al. (2011c) relataram correlações genéticas favoráveis entre os perímetros medidos em diferentes idades com diferentes pesos e ganhos de peso, Boligon et al. (2007) também estimaram correlações genéticas favoráveis entre os pesos e os perímetros avaliados, assim como correlações favoráveis entre o perímetro escrotal e características reprodutivas para fêmeas da raça Nelore.

Alguns trabalhos tiveram como objetivo quantificar a associação entre a idade e o perímetro escrotal, através de equações de regressão simples e múltipla (Wildeus e Entwistle, 1982; Coulter e Bailey, 1988; Troconiz et al., 1991; Delgado et al., 2000). Entretanto, os modelos não lineares são amplamente utilizados para descrever o crescimento animal, já que os mesmos apresentam interpretação biológica do crescimento e são facilmente comparáveis entre diferentes cenários de produção.

Brinks (1994) em revisão sobre a associação entre perímetro escrotal e puberdade, sugeriu que a seleção para aumentar o perímetro escrotal deve levar a um aumento da taxa de crescimento, do nascimento até o sobreano, mantendo o peso ao nascer relativamente constante (o que é importante para raças com problemas de partos distócicos). Segundo este autor, esta associação sugere que, através da seleção para perímetro escrotal, seria possível selecionar animais com curva de crescimento favorável, isto é, que atinjam o peso de abate e acabamento de carcaça em idades mais jovens, enquanto a taxa de crescimento seja mantida ou aumentada, possivelmente, sem um peso adulto elevado. Com certeza, a seleção de animais mais precoces sexualmente produz animais que diminuem o ímpeto de crescimento do esqueleto a menores idades/ tamanhos/ pesos. Ainda são poucos os trabalhos que avaliaram o perímetro escrotal medido em diferentes idades, principalmente se tratando de idades mais jovens, comparando com mensurações em idades mais elevadas e com o peso também em diferentes idades, necessitando, portanto, de mais estudos.

2.2 Modelos de regressão aleatória

Diferentemente das metodologias tradicionais, tais como o modelo de repetibilidade (MR) e o modelo animal tradicional (MAT), os Modelos de Regressão Aleatória (MRA) pressupõe, de maneira geral, que os registros de produção do mesmo animal em diferentes fases de sua vida se referem a uma mesma característica e que há diferentes correlações genéticas entre esses registros. Estes modelos vêm sendo propostos como uma alternativa para modelar características que são medidas repetidas vezes durante a vida do animal, tais como produção de leite ou características de crescimento, denominadas características repetidas ou dados longitudinais (Schaeffer e Dekkers, 1994).

A utilização de MRA para determinadas características, como os pesos ou o perímetro escrotal, por exemplo, consistem em considerar a característica nas diferentes idades como medidas repetidas da mesma característica. Entretanto, sabe-se que tanto os pesos quanto o perímetro em diferentes idades não são influenciados, totalmente, pelos mesmos grupos de genes, embora estas características sejam altamente correlacionadas.

Segundo Meyer (1998b), uma melhor alternativa de análise para características que se repetem ao longo da vida do animal é permitir que a trajetória (curva) represente mais de uma característica, entretanto, sem tratar cada idade como uma característica diferente; sem formar classes arbitrárias, ou seja, levando-se em conta as mudanças nas covariâncias que ocorrem entre as medidas da característica nas diferentes idades. Isto pode ser feito ajustando-se um MRA, fazendo-se a regressão dos pesos ou dos perímetros dos animais em relação à idade em que estas medidas foram tomadas.

Comparando com os MAT, que fornecem estimativas para determinados pontos ou idades, os MRA permitem a predição de valores genéticos para qualquer ponto desejado da curva de crescimento, desde que este esteja dentro do período em que as medidas foram tomadas. O uso desses modelos favorece o melhor aproveitamento dos dados, já que todas as medidas do animal e de seus parentes são utilizadas na avaliação do mesmo, com potencial aumento da acurácia de seleção. Na utilização de MRAs, ajusta-se uma média da população e, no mínimo, mais duas equações de regressão aleatória, uma para o efeito genético direto e outra para o ambiente permanente de animal, uma vez que existem medidas repetidas. A curva genética de cada animal é predita como um desvio da curva média.

Desta forma, em lugar de valores genéticos para determinados pontos da curva, são obtidas soluções genéticas para os coeficientes de regressão genéticos. A partir dos

coeficientes de regressão aleatórios, pode-se descrever a curva de crescimento genética do animal podendo também prever valores genéticos para qualquer idade desejada, mesmo para idades em que o animal não tenha sido medido (desde que esta esteja dentro da amplitude de idades em que os dados foram coletados) e examinar funções da curva de crescimento (ex. taxa de crescimento entre duas idades). Normalmente, para características de crescimento, a correlação entre as medidas tomadas ao longo do tempo diminui quando o espaço de tempo entre as medidas aumenta. A utilização dos MRA requer o uso de uma função para descrição dos efeitos fixos e aleatórios que atuam sobre as características. Essa função pode ser uma função ortogonal, paramétrica ou de covariância (Cobuci et al., 2004), entretanto, os polinômios ortogonais de Legendre tem sido a função mais usada na maioria dos estudos. Os polinômios ortogonais têm sido utilizados em modelos de regressão aleatória, para estimar funções de covariância em estudos de crescimento de bovinos de corte (Meyer, 1999; Sakaguti, 2000; Albuquerque & Meyer, 2001; Meyer, 2001; Cyrillo, 2003; Meyer, 2003; Nobre et al., 2003; Arango et al., 2004; Nephawe, 2004; Toral, 2004; Meyer, 2005; Baldi et al., 2010; Boligon et al., 2011a,b). Segundo Kirkpatrick et al. (1994), a utilização de polinômios ortogonais é justificada por serem normalizados e mais adequados para o ajuste de funções contínuas tornando mais eficiente o processo de convergência.

Os MRA não requerem qualquer pressuposição sobre a forma da curva ou trajetória da característica com o tempo. Entretanto, em geral, requerem o ajuste de polinômios de altos graus, especialmente para modelar os efeitos de ambiente permanente de animal (Brotherstone et al., 2000; Meyer, 1999, 2000, 2001) e, em consequência, apresentam um grande número de parâmetros a serem estimados. Polinômios de alto grau são associados a problemas numéricos (Kirkpatrick et al., 1994; Meyer, 1998a) e a grandes exigências computacionais. Um aspecto importante a ser considerado para avaliação genética de um grande número de animais, como nos programas de avaliação nacionais, são os requerimentos computacionais.

A utilização de MRA em lugar de MAT poderá aumentar o número de equações de modelos mistos, a matriz de coeficientes dos efeitos aleatórios será mais densa (não irá incluir apenas zeros e uns) e, conseqüentemente, os requerimentos computacionais irão aumentar. Assim, alternativas para encontrar modelos mais parcimoniosos tem sido apresentadas.

Nobre (2001) e Nobre et al. (2002), utilizando dados de crescimento de animais da raça Nelore, estimaram valores genéticos para pesos do nascimento aos 550 dias de idade utilizando MATs e MRAs. As correlações entre os valores genéticos dos animais, obtidos com os dois tipos de modelo, variaram de 0,86 a 0,89 para o efeito genético direto e de 0,84 a

0,88 para o efeito genético materno. Os autores sugerem que as diferenças obtidas ocorreram por diferenças nos componentes de variância estimados nos dois tipos de análise e, em menor grau, ao maior número de dados e ao melhor ajuste para os efeitos de meio permitidos pela análise com MRAs. Meyer (2004), trabalhando com simulação de dados de crescimento de bovinos de corte, verificou que os MRA apresentaram acurácias, medidas pela correlação dos valores estimados com os simulados, de 5,7% a 8,3% maiores que os MAT; a autora atribuiu esta vantagem à melhor modelagem das variâncias e dos parâmetros genéticos, fornecida pelos MRA.

Boligon et al. (2011a) encontraram valores de correlação genética semelhantes entre o perímetro escrotal, trabalhando com animais da raça Nelore, comparando MAT com MRA, sendo esses valores superiores a 0,60. Os mesmos autores concluíram que a utilização de uma única medida de perímetro escrotal mensurada entre os 400 e 500 dias de idade pode ser utilizada para seleção. Ainda para a raça Nelore, Boligon et al. (2011b), trabalhando com pesos até idade adulta, através de MAT e MRAs, concluíram que os MRA podem fornecer estimativas de valores genéticos mais precisas do que os modelos tradicionais de MAT, conseguindo assim maiores ganhos genéticos, atribuindo isso, principalmente, a melhor modelagem dos MRAs naquelas idades em que não há muitos registros de pesos, como em idades mais avançadas, sendo que em idades padrão, onde há um grande número de registros de pesos, as análises MAT e MRA se equivalem.

2.3 Critérios Estatísticos para escolha de modelos de regressão aleatória

Selecionar o melhor modelo significa, não só selecionar a melhor estrutura para as médias, como também a melhor estrutura de covariância (Amador, 2010). Para a escolha da estrutura de covariância pode-se incluir: o número de parâmetros, a interpretação da estrutura, os resultados de diagnóstico e os efeitos sobre os efeitos fixos. Muitos métodos já foram desenvolvidos visando facilitar a escolha da estrutura de covariância que melhor explique o comportamento da variabilidade e da correlação entre as medidas repetidas e, dessa forma, selecionar o modelo adequado (Floriano et al., 2006). Jamrozik & Schaffer (2002), avaliaram diferentes MRA para estimar funções de covariância para produção de leite no dia do controle, afirmaram que diferentes critérios classificam os modelos de forma diferente e que

ainda está pouco claro qual critério estatístico é mais adequado para o tipo de modelos que empregaram.

As metodologias mais frequentemente usadas na comparação quanto ao ajuste dos modelos são a Função da Máxima Verossimilhança ($\log(L)$) (FMV), Critério de Informação de Akaike (AIC) (Akaike, 1973), Critério de Informação Bayesiano de Schwarz (BIC) (Schwarz, 1998) e Teste da Razão de Verossimilhança (LRT), em nível de 1% de probabilidade, para averiguar a existência de diferenças entre os modelos estudados.

A FMV ($\log(L)$) considera que quanto maior for o valor para o $\log(L)$, mais adequado é o modelo, porém, esse método tende a favorecer os modelos mais complexos ou com maior número de parâmetros (López-Romero & Carabaño, 2003).

Os métodos AIC e BIC, são na verdade, valores para os logaritmos das funções de verossimilhanças do modelo, que dependem do número de observações e do número de parâmetros do modelo (Costa, 2003).

Os critérios AIC e BIC consideram a falta de ajuste e o número de parâmetros estimados do modelo, em que, modelos com menores valores de AIC e BIC são escolhidos como melhores modelos de ajuste dos dados. O AIC pode ser empregado para comparar modelos com os mesmos efeitos fixos, mas diferentes estruturas de variância. No caso do BIC, o julgamento é o mesmo, mas esse critério atribui maior penalidade aos modelos com grande número de parâmetros, que o AIC. Para AIC o valor para comparação é dado por: $AIC = -2 \log(L) + 2p$ e para BIC, a comparação é feita através de: $BIC = -2 \log(L) + p \log(N - r)$, em que: p refere-se ao número de parâmetros do modelo, N é o número total de observações e r é o posto da matriz X , que é a matriz de incidência para os efeitos fixos. Ambos os testes permitem comparação entre modelos, penalizando modelos com maior número de parâmetros, sendo que para BIC essa penalidade é mais rigorosa, tendendo a favorecer modelos mais parcimoniosos (Wolfinger, 1993; Nunez-Antón & Zimmerman, 2000).

O LRT, através da estatística obtida pela seguinte expressão: $LRT_{ij} = 2 \log L_i - 2 \log L_j$, em que $\log L_i$ é o máximo da função de verossimilhança para o modelo completo i e $\log L_j$ o máximo da função de verossimilhança para o modelo reduzido j , em que, a estimativa LRT comparada com o valor do qui-quadrado tabelado, com d graus de liberdade e nível de significância de 1%, sendo d a diferença entre o número de parâmetros estimados pelos modelos completo e reduzido. Este teste permite comparações apenas entre modelos aninhados e tende a favorecer modelos com maior número de parâmetros (Olori et al., 1999; Meyer, 2000).

Apesar de existirem diversos critérios para escolha dos melhores modelos de regressão aleatória, os mais utilizados na literatura são os critérios de informação de Akaike e Bayesianos (AIC e BIC) (El Faro, 2003; Albuquerque et al., 2005; Albuquerque & Meyer, 2005; Biassus, 2009; Baldi et al., 2010; Boligon et al., 2011a, b).

CAPÍTULO 01

1 **Parâmetros genéticos para medidas de perímetro escrotal e pesos em bovinos**

2 **Nelore, obtidos em diferentes idades.**

3

4 **Resumo:** Foram estimados parâmetros genéticos para as características perímetro
5 escrotal (PE) e peso (P) aos 210, 280, 365 e 450 dias de idade (PE210, PE280, PE365,
6 PE450, P210, P280, P365 e P450, respectivamente), em 29.060 machos da raça Nelore,
7 nascidos entre os anos de 1994 e 2008, provenientes de diversos rebanhos distribuídos
8 pelo Brasil. Os componentes de (co)variâncias foram estimados pelo Método da
9 Máxima Verossimilhança Restrita, sob modelo animal, em análises multi-
10 características. As estimativas de herdabilidade para o efeito direto foram $0,45\pm 0,05$
11 (PE210); $0,34\pm 0,02$ (PE280), $0,35\pm 0,02$ (PE365); $0,45\pm 0,02$ (PE450); $0,39\pm 0,05$
12 (P210); $0,31\pm 0,03$ (P280); $0,23\pm 0,02$ (P365) e $0,20\pm 0,02$ (P450); enquanto que as
13 estimativas de herdabilidade materna para os pesos foram $0,08\pm 0,02$; $0,05\pm 0,01$;
14 $0,05\pm 0,01$ e $0,03\pm 0,01$, respectivamente, para P210, P280, P365 e P450. As correlações
15 genéticas estimadas entre os PE foram todas positivas e de médias a altas magnitudes,
16 variando de $0,50\pm 0,06$ a $0,93\pm 0,01$, sendo maiores quando o intervalo entre as idades
17 avaliadas eram menores. As correlações genéticas entre os PE e os P se apresentaram
18 positivas e de menor magnitude em relação às estimadas entre as medidas de PE em
19 diferentes idades, e variaram entre $0,35\pm 0,07$ e $0,63\pm 0,06$, sendo que os valores mais
20 altos foram observados entre os PE e P avaliados nas mesmas idades. Os resultados
21 sugerem que a utilização do PE como critério de seleção pode contribuir favoravelmente
22 para o peso dos animais. As correlações genéticas observadas indicam que a seleção
23 pelo PE em apenas uma medida a partir dos 365 dias é suficiente, sendo o PE450 a
24 idade mais adequada devido aos animais já terem atingido a puberdade nesta idade,
25 além de apresentar maior variabilidade e correlação genética favorável com os pesos nas
26 maiores idades.

27

28 **Palavras Chave:** avaliação genética, bovinos de corte, circunferência escrotal,
29 correlação genética

30

31

32

33

Introdução

34

35 Nos programas de melhoramento de bovinos de corte que se desenvolveram ao
36 longo dos anos, as medidas de peso dos animais foram sempre as características mais
37 utilizadas, tanto pela fácil mensuração, não necessitando mais do que uma balança e
38 algumas pesagens geralmente em datas pré-determinadas quanto e, principalmente, por
39 estarem diretamente relacionadas com o crescimento dos animais em idades jovens,
40 além de apresentarem estimativas de herdabilidade moderadas. Essa seleção visando
41 animais mais pesados, ou que ganhavam mais peso, alavancou o progresso genético em
42 nível mundial, fazendo com que o potencial para ganho de peso dos animais se
43 destacasse a ponto de atingir peso a maturidade mais elevado.

44

45 Em geral, os animais mais pesados não são os mais eficientes, pois diminuindo o
46 tempo necessário para que o animal atinja o peso e acabamento ideal de abate diminui
47 os custos e, conseqüentemente, aumentam os ganhos gerados pelo processo como um
48 todo. A redução no tempo necessário para os animais atingirem o ponto de abate levou
49 ao acréscimo na demanda por animais, o que levou os produtores a dedicarem maior
50 atenção às características ligadas à reprodução. Uma das alternativas para aumentar o
51 número de animais disponíveis é a exposição precoce de machos e fêmeas à reprodução,
52 permitindo que produzam descendentes o mais precocemente possível, maximizando o
53 potencial reprodutivo.

53

54 A seleção de animais baseada na precocidade sexual se fundamenta em alguns
55 critérios, sendo a medida do perímetro escrotal nos machos a de mais fácil mensuração.
56 Nas últimas décadas, vários estudos têm abordado a utilização de características
57 reprodutivas em machos, como o perímetro escrotal, como critério de seleção em
58 programas de avaliação genética, tanto para raças bovinas de origem européia quanto,
59 para as de origem indiana (Yokoo et al., 2007; Boligon et al., 2010). A medida do

59 perímetro escrotal é obtida facilmente, tem baixo custo e apresenta alta repetibilidade,
60 sendo por isso destinada grande atenção como critério de seleção de touros (Pratt et al.,
61 1991) o que pode melhorar o desempenho dos animais no aspecto reprodutivo.

62 Apesar da seleção para aumento do perímetro escrotal não trazer benefício
63 econômico direto, esse aumento está genética e favoravelmente correlacionado a várias
64 características de crescimento e de reprodução medidas em machos e fêmeas, como os
65 pesos em diferentes idades e a idade ao primeiro parto, respectivamente (Boligon, et al.,
66 2007, Yokoo et al., 2007).

67 As estimativas de herdabilidade para o perímetro escrotal obtidas em animais da
68 raça Nelore a partir de um ano de idade variam de 0,25 a 0,53 (Boligon et al., 2007,
69 Yokoo et al., 2007), o que indica existência de variabilidade genética para a seleção
70 nessa característica. Além disso, o perímetro escrotal está positivamente correlacionado
71 com características de qualidade do sêmen e de crescimento (Knights et al., 1984) e
72 ainda com característica de prenhes em fêmeas jovens (Silva et al., 2005). Da mesma
73 forma, são relatadas correlações genéticas negativas e favoráveis, entre o perímetro
74 escrotal e a idade a puberdade em machos e fêmeas e idade ao primeiro parto em fêmeas
75 (Silva et al., 2000, Boligon et al., 2007).

76 Este estudo foi desenvolvido com o objetivo de estimar herdabilidades para quatro
77 medidas de perímetro escrotal e pesos em diferentes idades, assim como obter as
78 correlações genéticas entre estas medidas, com o intuito de verificar em que fase da vida
79 do animal o perímetro escrotal apresenta associação genética mais favorável com o
80 peso, em bovinos da raça Nelore.

81

82

83

Material e Métodos

84

85 Este estudo foi realizado com uma base de dados pertencentes ao arquivo da
86 Associação Nacional de Criadores e Pesquisadores de Ribeirão Preto(ANCP), contendo
87 registros de animais da raça Nelore, criados no Brasil e nascidos entre os anos de 1994 e
88 2008. Foram utilizadas informações de registros de 29.060 machos, filhos de 22.881
89 vacas e 1.455 touros. O arquivo continha somente registros de machos com informações
90 de pai e mãe conhecidos, a matriz de parentesco ficou constituída de 71.863 animais.

91 As medições de perímetro escrotal (PE) e de pesos (P) foram tomadas entre 134 e
92 495 dias de idade dos animais, sendo avaliadas as características PE e P aos 210, 280,
93 365 e 450 dias de idade. Para PE210 e P210, foram consideradas as medidas mais
94 próximas aos 210 dias de idade, num intervalo de 134 a 255 dias; para o PE280 e o
95 P280, as medidas mais próximas aos 280 dias de idade, num intervalo de 256 a 325
96 dias; para o PE365 e P365, foram utilizadas as medidas mais próximas aos 365 dias, no
97 intervalo de 326 até 405 dias de idade e para PE450 e P450, foram tomadas as medidas
98 mais próximas aos 450 dias de idade, num intervalo de 406 até 495 dias.

99 Devido ao nascimento dos animais ser bem distribuído ao longo do ano, foram
100 criadas quatro estações de nascimento: 1, formada por animais nascidos nos meses de
101 janeiro, fevereiro e março; 2, constituída por animais nascidos em abril, maio e junho; 3,
102 reunindo os animais nascidos em julho, agosto e setembro e 4, com os animais nascidos
103 em outubro, novembro e dezembro.

104 Com o objetivo de minimizar as diferenças de ambiente foram criados grupos de
105 contemporâneos (GC) reunindo os animais nascidos na mesma fazenda, estação, ano e
106 pertencentes ao mesmo grupo de manejo. No GC foram mantidos somente os animais
107 que apresentaram medidas de PE e P 3,5 desvios-padrão para mais ou para menos em
108 relação a média do GC. Foram eliminados do arquivo animais com informações

109 incompletas, vacas com idade menor do que dois e maior do que dezesseis anos, touros
110 com menos de cinco filhos e GC com menos de cinco observações.

111 Os componentes de (co)variâncias e os parâmetros genéticos para as
112 características avaliadas foram obtidos pelo Método da Máxima Verossimilhança
113 Restrita livre de derivadas, adotando um modelo animal. Foram realizadas análises
114 multi-característica com a utilização do programa WOMBAT (Meyer, 2006), em
115 número de quatro, em que cada uma continha as quatro medições de PE e uma de P,
116 obtendo-se dessa forma as correlações genéticas entre as medidas de PE nas diferentes
117 idades com cada um dos P, também nas diferentes idades.

118 Para todas as características, o modelo analisado incluiu GC como efeito fixo, a
119 idade do animal a mensuração e a idade da vaca ao parto (efeitos linear e quadrático),
120 como covariáveis, além dos efeitos genéticos aditivos diretos e residuais como
121 aleatórios. Para as características de P foi incluído no modelo o efeito genético materno,
122 além dos descritos anteriormente.

123 Os modelos utilizados podem ser representados na forma matricial como:

124
$$\mathbf{y} = \mathbf{Xb} + \mathbf{Za} + \mathbf{e}, \text{ para PE};$$

125
$$\mathbf{y} = \mathbf{Xb} + \mathbf{Z}_1\mathbf{a} + \mathbf{Z}_2\mathbf{m} + \mathbf{e}, \text{ para P};$$

126 onde \mathbf{y} é o vetor das observações, \mathbf{b} é o vetor de efeitos fixos, \mathbf{a} é o vetor de efeitos
127 genético aditivo direto, \mathbf{m} é o vetor de efeitos genético materno, \mathbf{X} , \mathbf{Z} , \mathbf{Z}_1 e \mathbf{Z}_2 são as
128 matrizes de incidência associadas aos efeitos apropriados, e \mathbf{e} é o vetor de resíduos.

129

130 **Resultados e Discussão**

131 Na literatura, são raros os trabalhos que avaliaram o PE antes dos 12 meses de
132 idade (Boligon et al., 2010; Boligon et al., 2011), pelo fato que não ser comum medir
133 essa característica em animais muito jovens, o que faz com que a seleção para o PE seja

134 feita, geralmente, em animais com idade posterior a um ano (Dias et al., 2003; Yokoo et
135 al., 2007).

136 Os valores médios obtidos para as medidas de PE aumentaram com a idade
137 (Tabela 1); para PE365, o valor médio obtido foi próximo aos relatados por Boligon et
138 al. (2007) e Yokoo et al. (2007), para a raça Nelore e por Gianlorenço et al. (2003) para
139 a raça Canchim; para PE450 foi próximo ao relatado por Yokoo et al. (2007) para a
140 mesma idade e raça e foi menor às relatadas por Boligon et al. (2007), Yokoo et al.
141 (2007) e Dias et al. (2003) para PE medido aos 550 dias de idade. As diferenças
142 observadas entre as médias na literatura são esperadas, pois existe variação em relação
143 ao número de dias entre as medições além de efeitos ambientais diferentes. Além disso,
144 grande parte dos programas de avaliação genética considera somente medidas obtidas
145 em datas pré-determinadas, como aos 365 e 550 dias de idade.

146

147 Tabela 1- Número de observações, média e respectivo desvio-padrão e número de
148 grupos de contemporâneos para as características analisadas.

Características	N. observações	Média	Desvio-padrão	N. de GC
PE210 (cm)	4224	16,59	1,73	78
PE280 (cm)	13989	18,21	1,86	253
PE365 (cm)	19992	20,41	2,58	299
PE450 (cm)	21712	23,37	3,38	317
P210 (kg)	4224	193,179	28,47	78
P280 (kg)	13989	228,577	37,27	253
P365 (kg)	19992	254,251	46,52	299
P450 (kg)	21712	297,740	54,31	317

149 PE210, PE280, PE365 e PE450 = perímetro escrotal medido aos 210, 280, 365 e 450
150 dias de idade, respectivamente; P210, P280, P365 e P450 = peso obtido aos 210, 280,
151 365 e 450 dias de idade, respectivamente, GC = Grupo de contemporâneos.
152

153 As médias encontradas para os P210, P365 e P450, (Tabela 1) foram semelhantes
154 as relatadas na literatura (Talhari et al., 2003; Bertazzo et al., 2004; Boligon et al., 2007;

155 Yokoo et al., 2007), o que mostra que o crescimento dos animais avaliados está dentro
 156 do esperado para a raça. Não foram encontrados trabalhos na literatura para comparar a
 157 média obtida para a característica P280.

158 As herdabilidades estimadas para PE210 e PE450 foram iguais (Tabela 2), sendo
 159 superiores aos valores estimados para PE280 e PE365, o que indica que o ganho
 160 genético para aumento do PE pode ocorrer em maior ou menor proporção, dependendo
 161 da idade em que a seleção for feita. Yokoo et al. (2007) estimaram herdabilidades
 162 maiores aos encontrados no presente estudo para PE365 e PE450 de 0,48 e 0,53, para a
 163 mesma raça, assim como Gianlorenço et al. (2003), para a raça Canchim para PE365
 164 (0,52). Entretanto, Boligon et al. (2007) e Silva et al. (2000) relataram valores menores
 165 para PE365 (0,25 e 0,30), para a raça Nelore e para a raça Canchim, respectivamente.

166

167 Tabela 2 – Estimativas dos componentes de variância e dos coeficientes de
 168 herdabilidade e respectivos erros-padrão, para as características de perímetro escrotal e
 169 peso nas diferentes idades, em animais da raça Nelore.

Características	σ_a^2	σ_m^2	σ_e^2	h_d^2	h_m^2
PE210	72,35	-	92,04	0,45±0,05	-
PE280	67,60	-	128,00	0,34±0,02	-
PE365	133,26	-	236,76	0,35±0,02	-
PE450	290,88	-	339,83	0,45±0,02	-
P210	175,05	35,89	232,13	0,39±0,05	0,08±0,02
P280	195,73	33,22	396,73	0,31±0,03	0,05±0,01
P365	180,25	45,02	553,87	0,23±0,02	0,06±0,01
P450	201,16	33,21	760,79	0,20±0,02	0,03±0,01

170 PE210, PE280, PE365 e PE450 = perímetro escrotal medido aos 210, 280, 365 e 450
 171 dias de idade, respectivamente; P210, P280, P365 e P450 = peso obtido aos 210, 280,
 172 365 e 450 dias de idade, respectivamente. σ_a^2 = variância genética aditiva direta, σ_m^2 =
 173 variância genética aditiva materna, σ_e^2 = variância residual, h_d^2 = herdabilidade direta e
 174 h_m^2 = herdabilidade materna.

175

176 A herdabilidade estimada para o PE450 concorda com o relatado por Yokoo et al.
177 (2007), os quais sugerem o uso do PE450 como critério de seleção por proporcionar
178 maior resposta, visto que antes dos 365 dias, poucos animais atingem a puberdade e aos
179 550 dias de idade, a maior parte atingiu a puberdade, diminuindo, com isso, as
180 diferenças fenotípicas entre eles.

181 A herdabilidade estimada para PE210 foi igual a estimada para PE450, no entanto,
182 isso pode ser resultado do baixo número de observações para esta característica,
183 resultando em variância genética aditiva elevada, junto com variância fenotípica baixa,
184 superestimando a herdabilidade.

185 Nesse caso, a seleção pelo PE210 pode levar a escolha errônea, visto que os
186 animais ainda não atingiram a puberdade, período que coincide com o pico de
187 crescimento dos testículos, portanto, a seleção nessa idade pode levar a escolha dos
188 animais maiores, e não dos mais precoces.

189 Trabalhando com a raça Nelore, Boligon et al. (2010) relataram valor de
190 herdabilidade para PE aos 9 meses (aproximadamente 275 dias) de 0,29, sendo inferior
191 ao estimado neste trabalho para PE280, indicando uma menor variabilidade genética
192 nesta idade e, de acordo com Yokoo et al. (2007), as diferenças entre as estimativas de
193 herdabilidade encontradas na literatura podem ocorrer não somente pelas diferenças nas
194 estruturas dos dados, como também pelos modelos de análise que são utilizados, além
195 de outros fatores.

196 A estimativa de herdabilidade encontrada para o P210 (Tabela 2) foi semelhante a
197 apresentada por Yokoo et al. (2007) para a mesma idade também para a raça Nelore.
198 Por outro lado, os valores encontrados para P365 e para P450 foram inferiores aqueles
199 relatados para as mesmas idades por Yokoo et al. (2007) e inferiores, também, aos
200 encontrados por Boligon et al. (2007), para P365. Trabalhando com animais da raça

201 Canchim, Silva et al. (2000) relataram valor superior para a herdabilidade do P365. Para
202 P280, o valor da estimativa foi intermediário entre os estimados para o P210 e o P365,
203 sugerindo ser possível estas características responderem de forma satisfatória a seleção.

204 Os valores das estimativas de herdabilidade materna obtidas para os pesos nas
205 diferentes idades variaram de $0,03 \pm 0,01$ a $0,08 \pm 0,02$ (Tabela 2), sendo os maiores
206 valores obtidos para P em idades mais jovens. Em geral, os valores de herdabilidade
207 materna estimados mostram pouca variabilidade genética quando comparados aos
208 efeitos genéticos diretos do animal. Para a raça Nelore, Yokoo et al. (2007) relataram
209 valores de herdabilidade materna variando de 0,08 a 0,11 entre os P dos 120 aos 450
210 dias.

211 As correlações genéticas estimadas (Tabela 3) entre os PE avaliados nas diferentes
212 idades foram positivos e variaram de moderados a altos, o que já era esperado, visto
213 que, assim como o P, quando avaliado em diferentes idades, apresenta alta correlação
214 genética (Yokoo et al., 2007), sendo que os maiores valores são encontrados entre
215 medidas mais próximas.

216 A maior estimativa de correlação genética foi obtida entre PE365 e PE450 (0,93),
217 o que se assemelha ao relatado por Yokoo et al. (2007) para as medidas tomadas nas
218 mesmas idades; entre PE210 e PE280 e PE280 e PE365 a correlação genética foi a
219 mesma (0,86). Estes resultados sugerem que a seleção para o PE em qualquer uma das
220 idades avaliadas deverá levar, por resposta correlacionada, ao aumento do PE nas
221 demais idades.

222

223

224

225

226 Tabela 3 – Estimativas de correlações genéticas (acima da diagonal) e correlações
 227 fenotípicas (abaixo da diagonal) e respectivos erros-padrão.

Caract.	PE210	PE280	PE365	PE450	P210	P280	P365	P450
PE210		0,86±0,03	0,65±0,05	0,50±0,06	0,63±0,06	0,44±0,07	0,46±0,07	0,35±0,07
PE280	0,59±0,01		0,86±0,02	0,69±0,03	0,54±0,07	0,51±0,05	0,49±0,05	0,45±0,05
PE365	0,43±0,01	0,64±0,00		0,93±0,01	0,44±0,07	0,43±0,05	0,48±0,04	0,50±0,04
PE450	0,38±0,01	0,54±0,00	0,75±0,00		0,40±0,07	0,37±0,05	0,42±0,05	0,50±0,04
P210	0,45±0,01	0,39±0,01	0,37±0,01	0,38±0,01				
P280	0,39±0,01	0,49±0,00	0,42±0,01	0,40±0,01				
P365	0,37±0,01	0,44±0,01	0,50±0,00	0,46±0,00				
P450	0,34±0,01	0,39±0,01	0,46±0,01	0,50±0,00				

228 PE210, PE280, PE365 e PE450 = perímetro escrotal medido aos 210, 280, 365 e 450
 229 dias de idade, respectivamente; P210, P280, P365 e P450 = peso obtido aos 210, 280,
 230 365 e 450 dias de idade, respectivamente.

231

232 A correlação genética obtida entre PE210 e PE365 foi inferior aquela relatada por
 233 Cucco et al. (2008), entre PE205 e PE365 igual a 0,81. No entanto, o oposto foi
 234 observado quando comparados os valores das correlações entre as idades mais distantes,
 235 para as quais estes autores relatam o valor de 0,31 entre PE205 e PE550, sendo a
 236 estimada no presente estudo, entre PE210 e PE450 igual a 0,50. Esta estimativa pode ter
 237 sido maior pelo fato de existir diferença menor de dias entre as duas medições, quando
 238 comparado com o trabalho de Cucco et al. (2008).

239 As correlações genéticas obtidas entre os PE e os P foram positivas e variaram de
 240 0,35 a 0,63 (Tabela 3). Na literatura encontram-se resultados semelhantes a estes
 241 relatados por Cyrillo et al. (2001) e Yokoo et al. (2007), para a raça Nelore. Esses
 242 resultados indicam que a seleção para maiores P em diferentes idades levará a aumento
 243 no PE.

244 Neste estudo, as medidas de PE foram ajustadas somente para a idade e, segundo
 245 Yokoo et al. (2007), quando se trabalha com PE não ajustado para o P, a seleção para o
 246 aumento do PE pode resultar, por resposta correlacionada, em aumento no peso a
 247 maturidade dos animais, o que nem sempre é desejado. Trabalhando com animais da

248 raça Nelore e medições de PE em diferentes idades a partir dos 365 dias, Yokoo et al.
249 (2007) relataram correlações genéticas positivas e moderadas com P quando o ajuste foi
250 somente para a idade; entretanto, quando os PE foram corrigidos para o peso do animal,
251 a correlação genética obtida foi próxima de zero.

252 Correlações genéticas favoráveis entre PE e P em diferentes idades também foram
253 descritas por Boligon et al. (2010), para medidas de PE tomadas aos 9, 12 e 18 meses de
254 idade e P à desmama e ao sobreano, para a raça Nelore. Tais autores relataram valores
255 de correlação entre PE18 e P à desmama de 0,38 e entre PE12 e P à desmama de 0,36,
256 inferiores aos obtidos no presente estudo entre PE450 e P210 (0,40) e entre PE365 e
257 P210 (0,44). A correlação genética relatada pelos mesmos autores entre PE aos 9 meses
258 e P a desmama foi bastante inferior ao obtido neste estudo entre PE280 e P210, sendo o
259 primeiro 0,35 e o segundo 0,54, respectivamente. Em geral, as correlações genéticas
260 estimadas sugerem que a seleção para uma das características levará a ganhos genéticos
261 na outra, em diferentes magnitudes.

262 Uma alternativa que pode facilitar a seleção pelo PE é através de uma única
263 medição a partir dos 365 dias, devido as altas correlações genéticas estimadas entre os
264 PE e, também, devido as correlações genéticas entre PE365 e P365 e P450 ser igual, o
265 que indica que a resposta correlacionada no peso em qualquer idade de seleção pelo PE
266 a partir de um ano de idade vai ser a mesma.

267

268

269

270

271

272

Conclusões

273
274
275
276
277
278
279
280
281
282
283
284
285
286
287
288
289
290
291
292
293
294
295
296
297

As estimativas de herdabilidade obtidas neste estudo sugerem que o perímetro escrotal apresenta variabilidade suficiente para ser utilizado como critério de seleção. As estimativas de correlação genética entre as avaliações do perímetro escrotal foram altas, indicando que apenas uma avaliação a partir dos 365 dias é suficiente para seleção. As correlações genéticas entre os perímetros escrotais e os pesos sugerem que a seleção para perímetro em qualquer uma das idades deve acarretar por resposta correlacionada animais mais pesados. Os resultados deste estudo sugerem que a seleção pelo PE450 é a mais indicada pois a esta idade a maioria dos animais já passou da puberdade e, também, por apresentar maior variabilidade genética e correlações genéticas favoráveis com os pesos a maiores idades.

Referências Bibliográficas

298

299

300 BERTAZZO, R.P.; FREITAS, R.T.F.; GONÇALVES, T.M. et al. Parâmetros genéticos
301 de longevidade e produtividade de fêmeas da raça Nelore. **Revista Brasileira de**
302 **Zootecnia**, v.33, n.5, p.1118-1127, 2004.

303

304 BOLIGON, A. A.; RORATO, P. R. N.; ALBUQUERQUE, L. G. A. Correlações
305 genéticas entre medidas de perímetro escrotal e características produtivas e
306 reprodutivas de fêmeas da raça Nelore. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.36, n.3,
307 p. 565-571, 2007.

308

309 BOLIGON, A. A.; SILVA, J. A. V.; SESANA, R. C.; et al. Estimation of genetic
310 parameters for body weights, scrotal circumference, and testicular volume measured
311 at different ages in Nelore cattle. **Journal of Animal Science**. 88: 1215-1219, 2010.

312

313 BOLIGON, A.A.; BALDI, F.; ALBUQUERQUE, L.G. Genetic parameters and
314 relationships between growth traits and scrotal circumference measured at different
315 ages in Nelore cattle. **Genetics and Molecular Biology**, v. 34, n. 2, p. 225-230,
316 2011.

317

318 CYRILLO, J.N.S.G.; RAZOOK A.G.; FIGUEIREDO, L.A. et al. Estimativas de
319 tendências e parâmetros genéticos do peso padronizado aos 378 dias de idade,
320 medidas corporais e perímetro escrotal de machos nelore de Sertãozinho, SP. **Revista**
321 **Brasileira de Zootecnia**, v.30, n.1, p.56-65, 2001.

322

323 CUCCO, D. C.; FERRAZ, J. B. S.; ELER, J. P. et al. Estimativa de parâmetros
324 genéticos para perímetro escrotal em diferentes idades na raça Pardo-Suiço Corte.
325 VII Simpósio Brasileiro de Melhoramento Animal – São Carlos, SP. **Anais...**
326 **Simpósio Brasileiro de Melhoramento Animal**, 2008.

327

328 DIAS L.T.; EL FARO L.; ALBUQUERQUE L.G. Estimativas de herdabilidade para
329 perímetro escrotal de animais da raça Nelore. **Revista Brasileira Zootecnia**, v.32,
330 n.6, p.1878-1882, 2003. (supl. 2).

331

332 GIANLORENÇO, V.K.; ALENCAR, M.M.; TORAL, F.L.B. et al. Herdabilidades e
333 correlações genéticas de características de machos e fêmeas, em um rebanho bovino
334 da raça Canchim. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.32, n.6, p.1587-1593, 2003
335 (supl. 1).

336

337 KNIGHTS, S.A.; BAKER, R.L.; GIANOLA, D. et al. Estimates of heritabilities and of
338 genetic and phenotypic correlations among growth and reproductive traits in yearling
339 Angus bulls. **Journal of Animal Science**, v.58, n.4, p.887-893, 1984.

340

341 MEYER, K. “WOMBAT”—Digging deep for quantitative genetic analyses by
342 restricted maximum likelihood. **Proceedings...** 8th World Congr. Genet. Appl.
343 Livest. Prod., Belo Horizonte, Brazil, CDROM. 2006.

344

- 345 PRATT, S.L; SPITZER, J.C.; WEBSTER, H.W. et al. Comparison of methods for
346 predicting yearling scrotal circumference and correlation of scrotal circumference to
347 growth traits in beef bulls. **Journal of Animal Science**, v.69, p.2711-2720, 1991.
348
- 349 SILVA, A.M.; ALENCAR, M.M.; FREITAS, A.R. et al. Herdabilidades e correlações
350 genéticas para peso e perímetro escrotal de machos e características reprodutivas e de
351 crescimento de fêmeas, na raça Canchim. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.29,
352 n.6, p.2223-2230, 2000.
353
- 354 SILVA, J.A. II V.; ALBUQUERQUE, L.G.; SESANA, R.C. et al. Correlação genética
355 entre prenhez de novilhas e perímetro escrotal em animais Nelore utilizando
356 inferência Bayesiana In: REUNIÓN DE LA ASOCIACIÓN
357 LATINOAMERICANA DE PRODUCCIÓN ANIMAL, 19., 2005, Tampico.
358 **Anais...** Tampico: Asociación Latinoamericana de Producción Animal, 2005. (CD-
359 ROM).
360
- 361 TALHARI, F.M.; ALENCAR, M.M.; MASCIOLI, A.S. Correlações genéticas entre
362 características produtivas de fêmeas em um rebanho da raça Canchim. **Revista**
363 **Brasileira de Zootecnia**, v.32, n.4, p.880-886, 2003.
364
- 365 YOKOO, M. J. I.; ALBUQUERQUE, L. G.; LÔBO, R. B. et al. Estimativas de
366 parâmetros genéticos para altura do posterior, peso e circunferência escrotal em
367 bovinos da raça Nelore. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.36, n.6, p. 1761-1768,
368 2007.

CAPÍTULO 02

1 **Uso de modelos de regressão aleatória na estimativa de parâmetros genéticos para**
2 **o perímetro escrotal em machos da raça Nelore**

3
4 **Resumo:** Com o objetivo de estimar parâmetros genéticos para o perímetro
5 escrotal (PE), foram analisadas 29.691 medidas efetuadas em 9.195 tourinhos da raça
6 Nelore entre 134 e 495 dias de idade. Os dados foram analisados através de modelos de
7 regressão aleatória (RA) e para modelar a curva média populacional, foi utilizada uma
8 regressão fixa de terceira ordem com o uso de polinômios de Legendre. O modelo de
9 análise incluiu o grupo de contemporâneos como efeito fixo e a idade da vaca, em dias,
10 como covariável (efeitos linear e quadrático). Foram considerados três efeitos aleatórios
11 e diferentes ordens de ajuste dos polinômios para os efeitos genéticos aditivos diretos e
12 de ambiente permanente de animal. As variâncias residuais foram consideradas
13 homogêneas ou heterogêneas. A escolha dos melhores modelos foi procedida com base
14 nos critérios estatísticos AIC e BIC, sendo então escolhido aquele menos parametrizado,
15 visto que as estimativas não eram diferentes entre eles. O modelo proposto foi aquele
16 com ordem 4 para o efeito genético direto, ordem 5 para o efeito de ambiente
17 permanente de animal, sendo a variância residual considerada homogênea. As
18 estimativas de herdabilidade obtidas a partir dos 360 dias até o final do período
19 variaram de 0,42 a 0,53, indicando que a seleção praticada nesse período deve ser mais
20 eficiente. Altos e positivos valores de correlações genéticas foram estimados entre as
21 diferentes medidas de PE, sendo maiores quando as idades entre as medidas eram mais
22 próximas, diminuindo a medida que o intervalo entre as medidas aumentou. As
23 correlações genéticas estimadas entre o PE nas diferentes idades sugerem que a
24 utilização de apenas uma medida tomada em qualquer idade a partir dos 365 dias deve
25 ser eficiente para seleção, sendo que quanto mais próximo dos 495 dias, maior a
26 herdabilidade estimada para esta característica.

27

28 **Palavras chave:** bovinos de corte, modelos de dimensão infinita, variância
29 residual

30

31

32

33

Introdução

34

35 Entre as características importantes a serem consideradas nos sistemas de
36 produção de carne bovina, destacam-se principalmente a taxa de crescimento e a
37 eficiência reprodutiva. Em termos de avaliação da eficiência reprodutiva, os critérios de
38 seleção baseados em precocidade sexual são, atualmente, pesquisados e incluídos em
39 programas de avaliação genética no intuito de otimizar a eficiência reprodutiva e,
40 conseqüentemente, diminuir a idade de entrada dos animais em reprodução.

41 Nesse sentido, o perímetro escrotal (PE) surge como uma das poucas
42 características reprodutivas que compõem os critérios de seleção adotados,
43 principalmente pelo fato de ser de fácil mensuração e por apresentar herdabilidade de
44 média a alta (Silva et al., 2000; Pereira et al., 2002; Gianlorenço et al., 2003), além de
45 estar correlacionada positivamente com características de crescimento e de reprodução
46 (Latimer et al., 1982; Alencar et al., 1993; Brinks et al., 1994; Brito, 1997). Além disto,
47 esta característica apresenta correlação genética negativa e favorável com a idade à
48 puberdade em machos e fêmeas e com a idade ao primeiro parto em fêmeas (Bergmann
49 et al., 1996; Dias et al., 2000; Silva et al., 2000; Pereira et al., 2000, 2002).

50 Os componentes de (co)variâncias para PE medidos em diferentes idades podem
51 ser estimados utilizando modelos de regressão aleatória (MRA). O uso desses modelos
52 apresenta as seguintes vantagens: utiliza todas as medidas do animal, elimina a
53 necessidade de corrigir essas medidas para idades padrão, fornece estimativas de valores
54 genéticos para qualquer idade dentro do intervalo de medidas consideradas e fornece
55 estimativas com maior acurácia em relação aos modelos multi-característica
56 convencionais (Meyer, 2004; Tier & Meyer, 2004, Boligon et al., 2011).

57 Os MRA com base em polinômios de Legendre vêm sendo empregados para
58 estimar parâmetros genéticos para características de crescimento de bovinos de corte,

59 como as medidas de PE em diferentes idades (Albuquerque et al., 2005; Boligon et al.,
60 2011).

61 O objetivo deste trabalho foi estimar parâmetros genéticos para perímetro escrotal
62 em bovinos da raça Nelore, medida entre 134 e 495 dias de idade, através do uso de
63 modelos de regressão aleatória, bem como identificar o modelo de melhor ajuste aos
64 dados.

65

66

Material e Métodos

67 O arquivo de trabalho estava constituído por 29.691 medidas de PE tomadas em
68 9.195 tourinhos da raça Nelore, filhos de 830 touros e de 8.026 vacas, nascidos entre os
69 anos de 1994 e 2008. Os dados foram fornecidos pela Associação Nacional de Criadores
70 e Pesquisadores (ANCP). As medições de PE foram tomadas entre as idades de 134 e
71 495 dias, sendo que animais com número de medidas menor do que três foram
72 excluídos do arquivo, ficando então com mínimo três e máximo de nove observações.

73 Devido ao nascimento dos animais ser distribuído ao longo do ano, foram criadas
74 quatro estações de nascimento: 1 – animais nascidos nos meses de janeiro, fevereiro e
75 março; 2 - animais nascidos em abril, maio e junho; 3 – animais nascidos em julho,
76 agosto e setembro e 4 –animais nascidos em outubro, novembro e dezembro.

77 O grupo de contemporâneos (GC) foi formado pela fazenda, estação e ano de
78 nascimento e grupo de manejo, e as medidas de PE superior ou inferior a média de seu
79 GC mais ou menos 3,5 desvios-padrão, foram eliminadas. Foram mantidos no arquivo
80 de análise somente GC com mais de cinco observações, touros com mais de 5 filhos e
81 vacas com idades maiores de dois e menores que dezesseis anos. No total, restaram 694
82 grupos de contemporâneos distintos.

83 Os dados foram analisados através de modelos de regressão aleatória incluindo o
84 GC como efeito fixo e a idade da vaca, em dias, como covariável (efeitos linear e
85 quadrático). Foram considerados três efeitos aleatórios e diferentes ordens de ajuste de
86 polinômios de Legendre (k). Para o efeito genético aditivo direto (a) foram utilizados
87 polinômios quadráticos, cúbicos e quárticos, $k_a = 3, 4$ e 5 , respectivamente, sendo que o
88 efeito de ambiente permanente de animal (pe) foi modelado considerando polinômio
89 quadrático, cúbico e quártico, $k_{pe} = 3, 4$ e 5 , respectivamente. Quando a ordem dos
90 polinômios era aumentada para 6 , tanto para o efeito genético direto, quanto para o
91 efeito de ambiente permanente do animal, o modelo não atingia a convergência, ou
92 então quando convergia, atingia esta em um máximo local. As variâncias residuais
93 foram consideradas homogêneas ou heterogêneas, sendo definidas $3, 8$ ou 12 classes
94 quando heterogêneas e agrupadas da seguinte forma: 3 classes - $134-220, 221-310$ e
95 $311-495$; 8 classes - $134-214, 215-250, 251-310, 311-350, 351-375, 376-430, 431-462$ e
96 $463-495$; 12 classes - $134-160, 161-190, 191-220, 221-250, 251-280, 281-310, 311-340,$
97 $341-370, 371-400, 401-430, 431-460$ e $461-495$ dias de idade. Após separadas as classes
98 de variância residual, foram feitas análises com todas elas, considerando a mesma
99 ordem de ajuste dos polinômios para os efeitos aleatórios k_a e $k_{pe} = 4$ e 5 ,
100 respectivamente, variando somente o número de classes residuais, com o objetivo de
101 definir quantas classes de variância residual melhor se ajustava aos dados. A
102 comparação para a definição do número de classes de variância residual a ser
103 considerado foi feita através do Teste de Razão da Verossimilhança, em que, se o valor
104 do qui-quadrado fosse maior que $0,05$ não existia diferença entre os modelos. Os
105 modelos com 3 e 8 classes de variância diferiram entre si, assim como os modelos com
106 8 e 12 classes de variância residual. Assim, buscou-se a convergência com diferentes

107 ordens de ajuste de polinômios para os efeitos aleatórios k_a e k_{pe} , com as diferentes
 108 classes de variância residual, inclusive homogênea.

109 Para modelar a curva média populacional, foi utilizada uma regressão fixa de
 110 terceira ordem com polinômios de Legendre. O modelo de regressão aleatória utilizado
 111 pode ser descrito como:

$$112 \quad y_{ij} = F + \sum_{m=0}^{k_b-1} \beta_m \phi_m(t_i) + \sum_{m=0}^{k_a-1} \alpha_{jm} \phi_m(t_{ij}) + \sum_{m=0}^{k_{pe}-1} \gamma_{jm} \phi_m(t_{ij}) + E_{ij}$$

113 em que: y_{ij} é o PE na i -ésima idade, pertencente ao j -ésimo animal; F é o conjunto de
 114 efeitos fixos; β_m são os coeficientes de regressão para modelar a trajetória média da
 115 população; $\phi_m(t_i)$ é a função de regressão que descreve a curva média da população de
 116 acordo com a idade do animal (t_i); $\phi_m(t_{ij})$ são as funções de regressão que descrevem as
 117 trajetórias de cada indivíduo j , de acordo com a idade (t_i), para os efeitos aleatórios
 118 genético aditivo direto e ambiente permanente do animal; α_{jm} e γ_{jm} são os regressores
 119 aleatórios genético aditivo direto e de ambiente permanente do animal para cada animal;
 120 k_b , k_a e k_{pe} são as ordens dos polinômios utilizados para os efeitos descritos acima; e
 121 E_{ij} é o erro aleatório associado a cada idade i do animal j .

122 Os componentes de (co)variâncias foram estimados empregando modelos de
 123 regressão aleatória pelo Método da Máxima Verossimilhança Restrita, utilizando o
 124 programa estatístico WOMBAT (Meyer, 2006).

125 Os modelos com diferentes ordens de ajustes para os polinômios foram
 126 comparados pelo logaritmo da Função da Máxima Verossimilhança ($\log(L)$) (FMV),
 127 Critério de Informação de Akaike (AIC) e o Critério de Informação Bayesiano de
 128 Schwarz (BIC). Os dois últimos (AIC e BIC) impõem penalidades de acordo com o
 129 número de parâmetros a serem estimados, sendo definidos da seguinte forma:

130 - Critério de Informação de Akaike (Akaike, 1973):

131 $AIC = -2\ln L + 2p$;

132 - Critério de Informação Bayesiano de Schwarz (Schwarz, 1998):

133 $BIC = -2\ln L + p\ln(N - r)$;

134 em que: p é o número de parâmetros do modelo; N é o número total de observações; r é
135 o posto da matriz de incidência para os efeitos fixos (X).

136 Os resultados de cada critério de escolha de modelos são expressos por meio da
137 comparação entre os mesmos, uma vez que os critérios AIC e BIC consideram a falta de
138 ajuste e o número de parâmetros estimados no modelo, em que modelos com menores
139 valores de AIC e BIC são escolhidos como melhores modelos de ajuste dos dados. O
140 AIC pode ser empregado para comparar modelos com os mesmos efeitos fixos, mas
141 diferentes estruturas de variância. No caso do BIC, o procedimento é o mesmo, mas
142 esse critério atribui maior penalidade aos modelos com grande número de parâmetros,
143 quando comparados com o AIC.

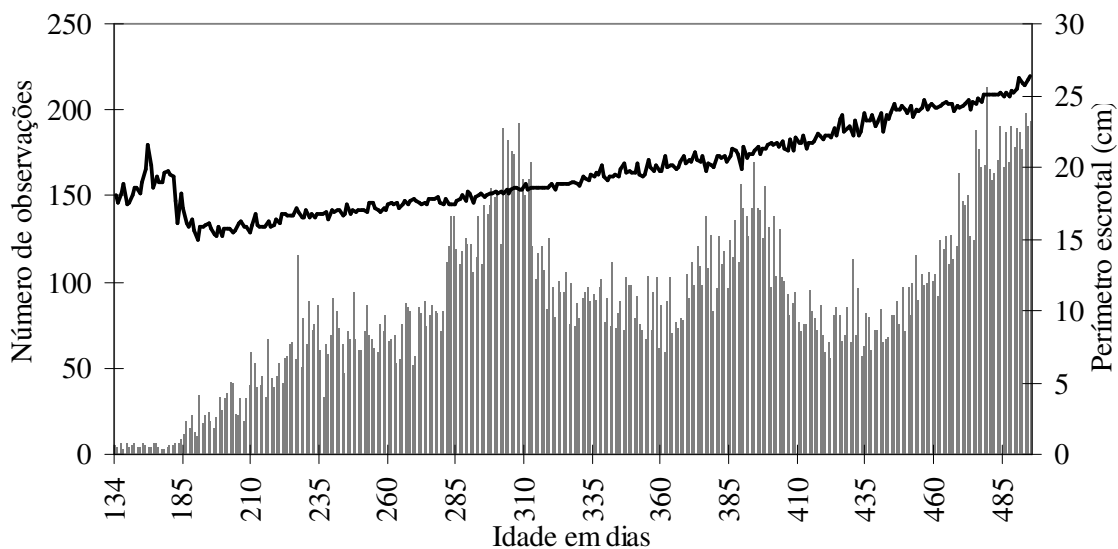
144 A citação dos modelos de regressão aleatória segue o seguinte padrão: $Mk_a k_{pe} r$
145 referindo-se à ordem do polinômio para os efeitos genético aditivo direto (k_a), de
146 ambiente permanente de animal (k_{pe}) e estrutura de variâncias residuais (r).

147

148 **Resultados e Discussão**

149 O baixo número de medições de PE (Figura 1) observado até 185 dias de idade se
150 deve ao fato de poucos produtores efetuarem as mensurações em animais jovens,
151 principalmente antes da desmama, induzindo a maior variação na medida do PE neste
152 período.

153



154
 155 Figura 1 – Número de observações (linha), médias de tamanho de perímetro escrotal
 156 (barras) em cm, conforme a idade em dias dos animais.

157

158 A partir de 190 dias de idade observa-se aumento linear do PE, o que está de
 159 acordo com o relatado por Boligon et al. (2011), que observaram aumento linear do PE
 160 de animais da raça Nelore até 490 dias de idade, diminuindo a taxa de crescimento
 161 testicular após esse período até 550 dias de idade. Yokoo et al. (2007) relataram que o
 162 PE aos 450 dias de idade poderia proporcionar maior resposta quando usado como
 163 critério de seleção. De modo geral, aos 365 dias de idade a maioria dos animais não
 164 entrou na puberdade ao passo que, aos 550 dias, grande parte deles já passou essa fase,
 165 sendo que a medição do PE aos 450 dias de idade a que melhor encaixa com a
 166 puberdade da maior parte dos animais, coincidindo com o pico de desenvolvimento
 167 testicular. A diminuição na taxa de crescimento que ocorre após 495 dias de idade não
 168 pode ser observada neste estudo pelo fato de que os dados disponibilizados informavam
 169 apenas até esta idade.

170 Os melhores modelos determinados através dos critérios AIC e BIC (Tabela 1)
 171 apresentaram a mesma tendência dentro de cada uma das classes residuais testadas.
 172 Quando o resíduo foi considerado homogêneo, o AIC indicou o modelo mais

173 parametrizado com ordem 5 para os efeitos aleatórios genético direto e de ambiente
174 permanente como mais eficiente, sendo que o BIC indicou o modelo com ordem 4 e 5,
175 para os mesmos efeitos. O mesmo comportamento ocorreu quando a variância residual
176 foi considerada heterogênea em três, oito e doze classes.

177 Ao comparar as estimativas de variâncias genéticas e de ambiente permanente do
178 M45 e M55, independente do número de classes de variância residual, verificou-se que
179 o dois modelos estimaram parâmetros genéticos com valores semelhantes (dados não
180 apresentados). Portanto, os dois modelos são adequados para explicar as mudanças nas
181 variâncias que ocorrem ao longo da trajetória de crescimento, todavia, o M45, apontado
182 pelo BIC como melhor, é o menos parametrizado.

183 É possível observar que os modelos com variância residual heterogênea
184 apresentaram valor maior de $\log(L)$ e valores menores de AIC e BIC do que aqueles
185 com variância residual homogênea, ou seja, a medida que o número de parâmetros do
186 modelo aumentou, o ajuste foi melhor. Baldi et al. (2010), trabalhando com diferentes
187 modelos na avaliação do crescimento de animais da raça Canchim, relataram que o
188 modelo utilizado com 11 classes de variância residual resultou em um forte incremento
189 da variância residual principalmente em idades acima dos dois anos, aumentando
190 também a variância fenotípica e, conseqüentemente, diminuindo a estimativa de
191 herdabilidade direta, quando em comparação com os resultados obtidos por modelos
192 com apenas quatro classes de variância residual.

193 As estimativas de variância genética direta, de ambiente permanente de animal e
194 residual, bem como as herdabilidades diretas dos modelos M45_1, M45_3, M45_8 e
195 M45_12 (Figura 2) foram praticamente iguais. Os valores genéticos estimados pelos
196 modelos M45_1, e M45_12 foram ranqueados e submetidos a análise de correlação de
197 Spearman, apresentando correlação superior a 99%. Isso indica que não houve diferença

198 no ranqueamento dos valores genéticos dos animais, sendo a variância residual
199 considerada no modelo homogênea ou heterogênea.

200 Dessa forma, o modelo escolhido como melhor foi aquele que apresentou ordem 4
201 para o efeito genético aditivo direto e ordem 5 para o efeito de ambiente permanente de
202 animal, com variância residual homogênea (M45_1).

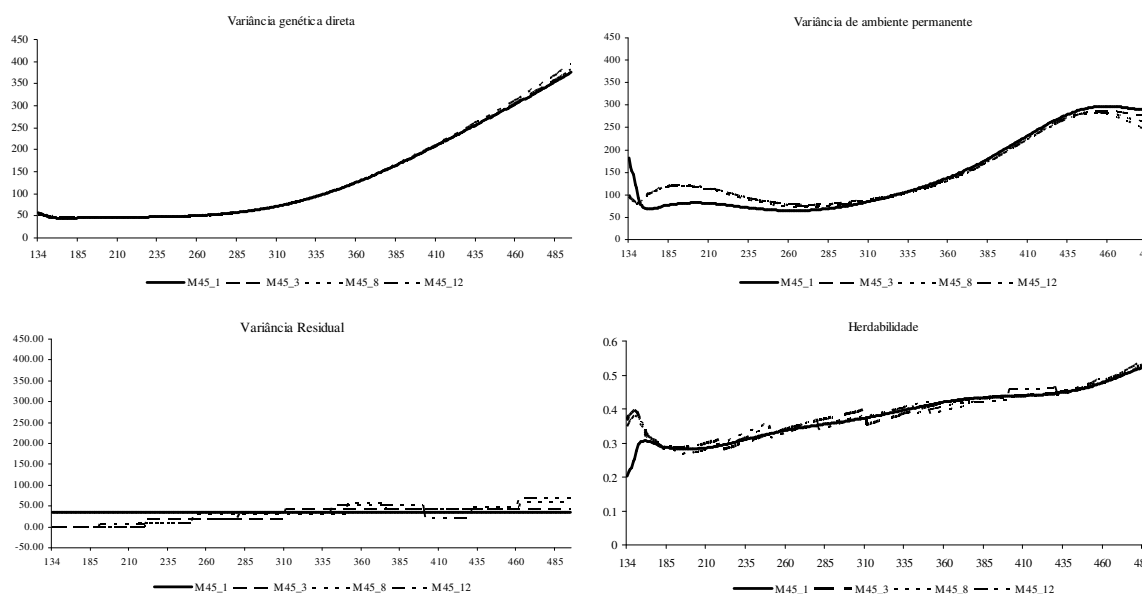
203

204 Tabela 1 – Ordem de ajuste para o efeito direto (k_a) e para o efeito de ambiente
205 permanente (k_{pe}), número de classes de resíduo (r), número de parâmetros (np), valor do
206 Log(L), critério de informação de Akaike (AIC) e critério de Informação Bayesiano de
207 Schwarz (BIC), ambos com valores respectivos menos 181.000.

Modelo	Ka	Kpe	r	np	Log L	AIC	BIC
33_1	3	3	1	13	-91218.506	1437.012	1437.012
44_1	4	4	1	21	-90943.033	928.066	1101.836
45_1	4	5	1	26	-90808.236	668.472	883.616
55_1	5	5	1	31	-90786.172	632.345	892.423
33_3	3	3	3	15	-91139.730	1309.46	1433.582
34_3	3	4	3	19	-90923.765	885.529	1042.749
35_3	3	5	3	24	-90772.929	593.858	792.452
45_3	4	5	3	28	-90736.305	528.610	760.304
55_3	5	5	3	33	-90714.093	494.186	767.254
33_8	3	3	8	20	-91023.391	1086.782	1252.278
34_8	3	4	8	24	-90877.372	802.744	1001.338
45_8	4	5	8	33	-90664.691	395.382	668.449
55_8	5	5	8	38	-90639.605	355.210	669.652
33_12	3	3	12	24	-91036.088	1072.176	1072.176
34_12	3	4	12	28	-90847.308	750.616	982.309
44_12	4	4	12	32	-90803.239	670.478	935.269
35_12	3	5	12	33	-90681.988	429.976	703.044
45_12	4	5	12	37	-90642.735	359.469	665.636
55_12	5	5	12	42	-90619.46	322.919	670.46

208 Modelo MKaKpe_r = Modelo com as ordens dos polinômios para os efeitos genético
209 direto (Ka), de ambiente permanente do animal (Kpe) e número de classes residuais (r).
210

211



212
 213 Figura 2 – Estimativas de variâncias genética direta, de ambiente permanente de animal
 214 e residual e das herdabilidades diretas, obtidas pelos modelos de regressão aleatória
 215 M45_1, M45_3, M45_8 e M45_12.

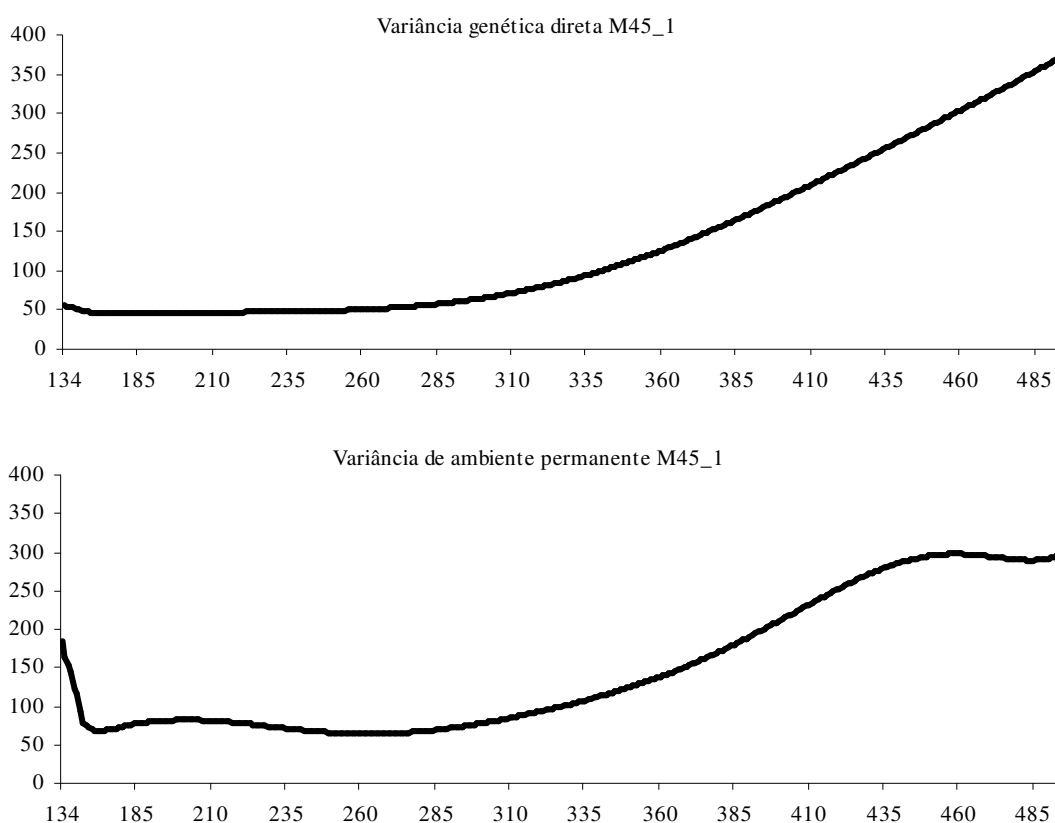
216

217 As estimativas de variância genética direta para o M45_1 (Figura 3) aumentaram a
 218 partir de 285 dias de idade, coincidindo com a fase de puberdade da maioria dos
 219 animais, caracterizada pelo maior desenvolvimento testicular.

220 Outro fator que pode explicar o aumento da variância genética direta seria a menor
 221 ordem do polinômio utilizado para este efeito até o final do período analisado. Boligon
 222 et al. (2011), trabalhando com PE de animais da raça Nelore em análises de regressão
 223 aleatória, relataram crescimento praticamente linear entre 230 e 440 dias de idade,
 224 estabilizando a partir desse ponto. Ainda segundo estes autores, a variação das
 225 estimativas de variância genética aditiva direta se explica, em grande parte, pela
 226 diferente ordem de ajuste dos modelos para o efeito genético aditivo direto.

227 As variâncias de ambiente permanente estimadas (Figura 3) diminuíram até 166
 228 dias de idade, o que pode ser explicado pelo uso da variância residual homogênea.
 229 Comportamento crescente foi observado até aproximadamente 460 dias de idade,
 230 diminuindo a partir daí, estabilizando até o final do período avaliado.

231 Conforme Dias et al. (2006), a partição do efeito genético em direto e de ambiente
232 permanente de animal nas análises de regressão aleatória, geralmente exige maiores
233 ordens de ajuste dos polinômios para o efeito de ambiente permanente do animal,
234 podendo resultar em problemas de modelagem. Autores como Meyer (2001) e Boligon
235 et al. (2011) relataram que os modelos que melhor descreveram a trajetória de
236 crescimento de bovinos de corte foram os que usaram ordens de ajuste de polinômio
237 maiores para o efeito de ambiente permanente de animal, concordando com o modelo
238 escolhido neste estudo.



239
240 Figura 3 - Variâncias genéticas aditivas diretas e de ambiente permanente para
241 perímetro escrotal, obtidas pelo modelo de regressão aleatória M45_1.

242

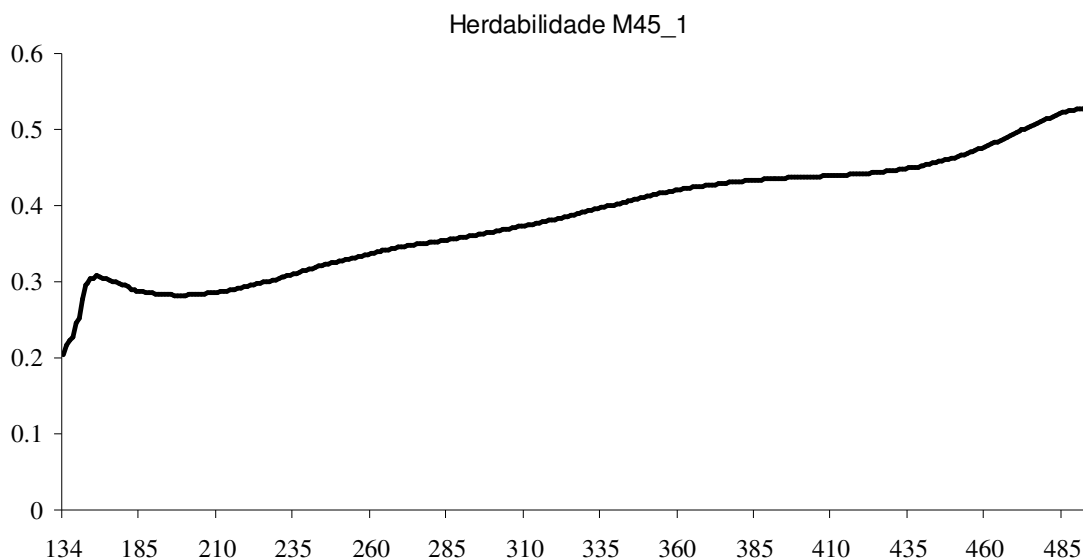
243 Com relação a variância residual, nesse trabalho, foi considerada homogênea,
244 diferentemente do relatado por Albuquerque et al. (2005) e Boligon et al. (2011),
245 trabalhando com bovinos da raça Nelore, que sugeriram como melhores modelos

246 aqueles com variância residual heterogênea, indicando que existe variação ao longo da
247 idade do animal. No presente estudo, os modelos com variância residual heterogênea
248 divergiram pouco dos modelos que usaram a variância residual homogênea com relação
249 as estimativas de variância genética e de ambiente permanente.

250 Boligon et al. (2011), relataram estimativas de variância residual diminuindo de
251 acordo com o aumento da idade. Baldi et al. (2010) por sua vez, observaram variância
252 residual aumentando consideravelmente até próximo a 380 dias de idade, estabilizando-
253 se a partir daí pelo uso de poucas classes de variância residual no modelo. Esta variação
254 no comportamento da variância residual encontrada na literatura e neste estudo pode
255 estar relacionada ao uso de modelos com grande número de parâmetros, principalmente
256 modelos com grande número de classes de resíduo, tornando-os menos parcimoniosos,
257 quando comparados aos modelos com número de classes de resíduo menor, ou
258 homogêneos, mais próximos ao número de ordem de ajuste dos polinômios para os
259 demais efeitos aleatórios.

260 As estimativas de herdabilidade direta (Figura 4) apresentaram comportamento
261 com variação maior no início do período estudado, o que está de acordo com as
262 estimativas de variância para o efeito de ambiente permanente de animal, crescendo a
263 partir dos 200 dias de idade até o final do período, semelhante ao comportamento da
264 variância genética direta. As estimativas de herdabilidade variaram de 0,20 a 0,53,
265 sendo os maiores valores observados a partir de 360 dias de idade, indicando ser este
266 período o que melhor responderia a seleção para aumento do PE.

267



268
269 Figura 4 - Estimativas de herdabilidade para perímetro escrotal, obtidas pelo modelo de
270 regressão aleatória M45_1.

271

272 Os valores de herdabilidade estimados pelo M45_1 são similares aos resultados
273 relatados por Boligon et al. (2011), os quais definiram como a melhor idade para fazer a
274 mensuração do PE o período entre 400 e 500 dias de idade e por Albuquerque et al.
275 (2005) que estimaram por meio de regressão aleatória, maiores herdabilidades para PE
276 entre 365 e 480 dias de idade, para a raça Nelore. Outros trabalhos conduzidos com esta
277 mesma raça, com modelos tradicionais em análises multi-característica indicaram que a
278 melhor resposta à seleção ocorre para mensurações efetuadas aos 12 meses de idade
279 (Boligon et al., 2010); por outro lado Yokoo et al. (2007), afirmaram que a seleção de
280 touros para maior perímetro escrotal utilizando somente PE mensurado aos 450 dias de
281 idade poderia proporcionar melhores respostas.

282 Altas correlações genéticas foram obtidas entre as diferentes medidas de PE com o
283 M45_1 (Tabela 2), estas estimativas foram maiores quanto mais próximas as idades e
284 diminuíram com o aumento do intervalo entre as idades em que o PE foi mensurado. A
285 menor estimativa de correlação genética foi 0,50 entre PE210 e PE450, sendo todas as

286 outras estimativas entre as diferentes idades acima de 0,63, o que sugere resposta
287 altamente correlacionada na mesma direção nas diferentes idades.

288 A alta correlação genética obtida entre o PE365 e PE450 sugere que a utilização
289 de apenas uma medida de PE dentro do intervalo de 365 a 495 dias de idade poderia ser
290 uma boa alternativa como critério de seleção em programas de melhoramento genético.

291
292 Tabela 2 – Estimativas de correlações genéticas (acima da diagonal principal) e de
293 correlações fenotípicas (abaixo da diagonal principal) entre medidas de perímetro
294 escrotal obtidas em diferentes idades, pelo modelo de regressão aleatória M45_1.

Característica	PE150	PE210	PE280	PE365	PE450
PE150	-	0.96	0.99	0.82	0.71
PE210	0.62	-	0.94	0.63	0.50
PE280	0.88	0.63	-	0.85	0.71
PE365	0.57	0.36	0.63	-	0.95
PE450	0.35	0.36	0.47	0.79	-

295 PE150, PE210, PE280, PE365 e PE450 = perímetro escrotal mensurado aos 150, 210, 280, 365 e 450 dias
296 de idade, respectivamente.

297

298 As estimativas de correlações genéticas todas altas e positivas, concordam com as
299 encontradas por Boligon et al. (2011) para PE de bovinos da raça Nelore, por modelos
300 de regressão aleatória e com modelo tradicional sob análises multi-característica. Os
301 autores sugeriram que PE mensurado próximo aos 450 dias de idade seria uma boa
302 alternativa para programas de melhoramento que utilizam essa característica no índice
303 de seleção. Yokoo et al. (2007) para animais da raça Nelore, utilizando modelos
304 tradicionais em análises multi-característica relataram correlações genéticas altas e
305 positivas entre três medições de PE em diferentes idades, sendo que estas foram maiores
306 em idades mais próximas.

307 Correlações genéticas altas e positivas entre PE medidos em diferentes idades,
308 diminuindo com o aumento do intervalo entre as medidas foram relatadas por
309 Albuquerque et al. (2005), usando modelos de regressão aleatória. Por outro lado,
310 Boligon et al. (2010) relataram correlações genéticas altas e positivas entre PE medido

311 aos 9, 12 e 18 meses de idade, ocorrendo as correlações maiores entre as medidas em
312 idades adjacentes, diminuindo com o aumento do intervalo entre as idades.

313 As correlações fenotípicas estimadas entre as medidas de PE efetuadas em
314 diferentes idades (Tabela 2) foram menores do que as correlações genéticas estimadas,
315 no entanto, da mesma forma que as outras, foram mais altas e positivas entre as idades
316 mais próximas, principalmente entre as idades mais jovens (menores que 280 dias). Até
317 os 280 dias de idade a maior parte dos animais é influenciada pelos mesmos efeitos,
318 principalmente os ambientais, o que pode reduzir as diferenças entre eles no que se
319 refere ao desenvolvimento do PE, visto que a grande maioria ainda não chegou a
320 puberdade, período em que as diferenças se acentuam.

321 Estudos abrangendo um grande número de medições de PE ao longo da vida dos
322 animais não são comuns na literatura, principalmente em idades mais jovens, para fins
323 de seleção precoce. Neste sentido os resultados do presente estudo, no que se refere ao
324 desenvolvimento do PE, devem auxiliar na execução de novos estudos, bem como em
325 programas que utilizem esta característica no índice de seleção.

326

327

328

329

330

331

332

333

334

335

Conclusões

336

337

338

339

340

341

342

343

344

345

346

347

348

349

350

351

352

353

354

355

356

357

358

359

360

361

362

363

364

365

366

367

368

369

370

371

372

373

374

375

De acordo com o resultado deste estudo, pode ser concluído que modelos de regressão aleatória com variância residual homogênea são capazes de modelar a estrutura de (co)variâncias do perímetro escrotal mensurado em diferentes idades da mesma forma que modelos com variância residual heterogênea. A seleção de machos da raça Nelore pela medida do perímetro escrotal deve responder de forma favorável quando utilizada como critério de seleção. As correlações genéticas estimadas entre perímetro escrotal em diferentes idades foram positivas e altas, sugerindo que o uso de apenas uma medida para seleção pode ser suficiente. A melhor idade para mensuração do perímetro escrotal nesta população é entre 365 e 495 dias de idade.

Referências Bibliográficas

- 377 ALBUQUERQUE, L.G.; SILVA, J.A.V.; SESANA, R.C. et al. Estimativas de
378 parâmetros genéticos para perímetro escrotal na raça Nelore, usando regressão
379 aleatória. In: REUNIÓN DE LA ASOCIACIÓN LATINOAMERICANA DE
380 PRODUCCIÓN ANIMAL, 19., 2005, Tampico. **Anais...** Tampico: Asociación
381 Latinoamericana de Producción Animal, 2005. (CD-ROM).
382
- 383 ALENCAR, M.M.; BARBOSA, P.F.; BARBOSA, R.T. et al. Parâmetros genéticos para
384 peso e perímetro escrotal em touros da raça Canchim. **Revista Brasileira de**
385 **Zootecnia**, v.22, n.4, p.572-583, 1993.
386
- 387 AKAIKE, H. Information theory and an extension of the maximum likelihood principle.
388 In: INTERNATIONAL SYMPOSIUM ON INFORMATION THEORY, 2., 1973,
389 Budapest. **Proceedings...** Budapest: Akademiai Kiado, p.267-281, 1973.
390
- 391 BALDI, F.;ALBUQUERQUE, L. G.; ALENCAR, M. M. Random regression models on
392 Legendre polynomials to estimate genetic parameters for weights from birth to adult
393 Age in Canchim cattle. **Journal of Animal Breeding and Genetics**. v.127, p. 289-
394 299, 2010.
395
- 396 BERGMANN, J.A.G.; ZAMBORLINI, L.C.; PROCÓPIO, C.S.O. et al. Estimativas de
397 parâmetros genéticos do perímetro escrotal e do peso corporal em animais da raça
398 Nelore. **Arquivo Brasileiro de Medicina Veterinária e Zootecnia**, v.48, p.69-78,
399 1996.
400
- 401 BOLIGON, A. A.; SILVA, J. A. V.; SESANA, R. C.; et al. Estimation of genetic
402 parameters for body weights, scrotal circumference, and testicular volume measured
403 at different ages in Nelore cattle. **Journal of Animal Science**. 88: 1215-1219, 2010.
404
- 405 BOLIGON, A.A., BALDI, F., ALBUQUERQUE, L.G. Estimates of genetic parameters
406 for scrotal circumference using random regression models in Nelore cattle.
407 **Livestock Science**, v.137, p.205-209, 2011.
408
- 409 BRINKS, J.S.; FIELDS, M.J.; SANDS, R.S. **Relationship of scrotal circumference to**
410 **puberty and subsequent reproductive performance in male and female**
411 **offspring. Factors affecting calf crop**. Boca Raton: CRC Press, 1994. p.363-370.
412
- 413 BRITO, F.V. Influência da idade e peso corporal sobre o perímetro escrotal em touros
414 Hereford - Estimativas de fatores de correção.In: REUNIÃO ANUAL DA
415 SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, 34., 1997, Juiz de Fora. **Anais...**
416 Viçosa, MG: Sociedade Brasileira de Zootecnia, 1997. p.130-132.
417
- 418 DIAS, L.T.; FARO, L.E.; FRIES, L.A. et al. Estimativas de parâmetros genéticos para
419 perímetro escrotal e idade ao primeiro parto em animais da raça Nelore. In:
420 REUNIÃO ANUAL DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, 37., 2000,
421 Viçosa, MG. **Anais...** Viçosa, MG: Sociedade Brasileira de Zootecnia, 2000. (CD-
422 ROM).
423

- 424 DIAS, L. T.; ALBUQUERQUE, L. G.; TONHATI, H.; et al. Estimação de parâmetros
425 genéticos para peso do nascimento aos 550 dias de idade para animais da raça
426 Tabapuã utilizando-se modelos de regressão aleatória. **Revista Brasileira de**
427 **Zootecnia**, v.35, n.5, p.1915-1925, 2006.
- 428
- 429 GIANLORENÇO, V.K.; ALENCAR, M.M.; TORAL, F.L.B. et al. Herdabilidades e
430 correlações genéticas de características de machos e fêmeas, em um rebanho bovino
431 da raça Canchim. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.32, n.6, p.1587-1593, 2003
432 (supl. 1).
- 433
- 434 LATIMER, F.G.; WILSON, L.L.; CAIN, M. F. et al. Scrotal measurements in beef
435 bulls: heritability estimates, breed and test station effects. **Journal of Animal**
436 **Science**, v.54, n.3, p.475-479, 1982.
- 437
- 438 MEYER, K. Estimates of direct and maternal covariance functions for growth of
439 australian beef calves from birth to weaning. **Genetics Selection Evolution**, v.33,
440 p.1-28, 2001.
- 441
- 442 MEYER, K. Scope for a random regression model in genetic evaluation of beef cattle
443 for growth. **Livestock Production Science**, v.86, p.69-83, 2004.
- 444
- 445 MEYER, K. "WOMBAT" - Digging deep for quantitative genetic analyses by restricted
446 maximum likelihood. **Proceedings...** 8th World Congress on Genetic Applied to
447 Livestock Production. Communication No. 27-14. 2006.
- 448
- 449 PEREIRA, E.; ELER, J.P.; FERRAZ, J.B.S. Correlação genética entre perímetro
450 escrotal e algumas características reprodutivas na raça Nelore. **Revista Brasileira**
451 **de Zootecnia**, v.29, n.6, p.1676-1683, 2000.
- 452
- 453 PEREIRA, E.; ELER, J.P.; FERRAZ, J.B.S. Análise genética de características
454 reprodutivas na raça Nelore. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.37, n.5, p.703-
455 708, 2002.
- 456
- 457 SCHWARZ, G. Estimating the dimension of the model. **The Annual of Statistics.**, n.6,
458 p.127-132, 1998.
- 459
- 460 SILVA, A.M.; ALENCAR, M.M.; FREITAS, A.R. et al. Herdabilidades e correlações
461 genéticas para peso e perímetro escrotal de machos e características reprodutivas e
462 de crescimento de fêmeas, na raça Canchim. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.29,
463 n.6, p.2223-2230, 2000 (supl. 2).
- 464
- 465 TIER, B., MEYER, K. Approximating prediction error covariances among additive
466 genetic effects within animals in multiple-trait and random regression models.
467 **Journal of Animal Breeding and Genetics**, v.121, p.77-89, 2004.
- 468
- 469 YOKOO, M. J. I.; ALBUQUERQUE, L. G.; LÔBO, R. B. et al. Estimativas de
470 parâmetros genéticos para altura do posterior, peso e circunferência escrotal em
471 bovinos da raça Nelore. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.36, n.6, p. 1761-1768,
472 2007.

CAPÍTULO 03

1 **Estimativas de parâmetros genéticos entre perímetro escrotal e peso na raça**

2 **Nelore utilizando regressão aleatória bi-característica**

3
4 **Resumo:** Com o objetivo de estimar parâmetros genéticos para o perímetro
5 escrotal (PE) e para peso (P) foram analisadas 29.691 medidas efetuadas em 9.195
6 tourinhos da raça Nelore entre 134 e 495 dias de idade. Os dados foram analisados
7 através de um modelo de regressão aleatória (RA) sob análise bi-característica. Para
8 modelar a curva média populacional, foi utilizada uma regressão fixa de terceira ordem
9 com o uso de polinômios de Legendre. O modelo de análise considerou como fixo o
10 efeito do grupo de contemporâneos e, como aleatórios, os efeitos genéticos aditivos
11 diretos e de ambiente permanente de animal (para PE e P), os efeitos maternos e de
12 ambiente permanente materno (para P) e o efeito residual considerado constante durante
13 todo período de idade avaliado, além da idade da vaca, em dias, como covariável
14 (efeitos lineares e quadráticos). A maior estimativa de herdabilidade para PE ocorreu
15 próximo aos 495 dias de idade (0,52), enquanto que para P o valor máximo (0,35) foi
16 observado aos 290 e aos 495 dias de idade. Estes valores sugerem que a seleção para
17 qualquer uma das características deve promover ganho genético. As correlações
18 genéticas entre PE e P apresentaram valores baixos a moderados, variando de -0,22 a
19 0,59 ao longo do período avaliado. Estes valores sugerem resposta correlacionada de
20 diferentes magnitudes, dependendo da característica selecionada e, também, da idade
21 em que a seleção foi procedida. A medida do PE aos 450 dias pode ser utilizada como
22 critério de seleção na população estudada.

23
24 **Palavras chave:** análise de dados longitudinais, bovinos de corte, correlações,
25 modelos de dimensão infinita

26
27
28
29
30
31
32
33
34
35
36
37

Introdução

38

39 Existem muitos trabalhos publicados a respeito de curvas de crescimento de
40 bovinos de corte, seja com metodologias usuais, como o modelo tradicional, sob
41 análises uni ou bi-característica, ou, através do uso de modelos de regressão aleatória
42 (RA). Assim como o peso, outras características de interesse econômico vêm sendo
43 estudadas através de modelos de RA com o objetivo de compreender melhor o seu
44 comportamento e identificar os animais geneticamente superiores (Mercadante et al.,
45 2002). O perímetro escrotal (PE), apesar de não apresentar ganhos econômicos
46 diretamente, está relacionado favoravelmente com características de interesse como a
47 precocidade sexual, tanto em machos quanto em fêmeas, além de apresentar correlação
48 genética favorável com os pesos (P) em diferentes idades (Gianlorenço et al., 2003;
49 Boligon et al., 2007).

50 O uso de modelos de RA para análise de características produtivas ou reprodutivas
51 permite testar inúmeras combinações de ordem de polinômios para os diferentes efeitos
52 incluídos no modelo, permitindo a escolha aquele que melhor estima os parâmetros
53 genéticos. Todavia, a complexidade desses modelos muitas vezes dificulta a
54 convergência, principalmente devido as altas ordens de ajuste dos polinômios,
55 acarretando aumento do número de parâmetros do modelo.

56 Se a análise de uma característica através de modelos de RA pode requerer
57 modelos complexos e com grande número de parâmetros, analisar duas ao mesmo
58 tempo utilizando esta metodologia pode ser ainda mais difícil. Modelos de RA sob
59 análises bi-característica vêm sendo utilizados em dados de bovinos de leite, por
60 necessitarem de modelos mais simples, com um menor número de efeitos aleatórios e
61 com ordens de ajuste menores, quando em comparação com bovinos de corte. A análise
62 conjunta de PE e P através de modelos de RA sob análise bi-característica surge como

63 um desafio e como uma possibilidade de entender melhor a relação entre estas duas
64 características.

65 O objetivo deste estudo foi estimar parâmetros genéticos para perímetro escrotal e
66 pesos de bovinos da raça Nelore através do uso de modelos de RA sob análises bi-
67 característica.

68

69

Material e métodos

70 O arquivo de dados fornecido pela Associação Nacional de Criadores e
71 Pesquisadores (ANCP) continha 29.691 observações de PE e de P mensuradas em 9.195
72 machos da raça Nelore filhos de 830 touros e de 8.026 vacas, nascidos entre os anos de
73 1994 e 2008 e com idades entre 134 e 495 dias.

74 Na formação do arquivo de trabalho os animais com número de medidas menor do
75 que três foram excluídos. Devido ao nascimento dos animais ser distribuído ao longo do
76 ano, foram criadas quatro estações de acordo com a época de nascimento, sendo a
77 Estação 1 constituída pelos animais nascidos nos meses de janeiro, fevereiro e março; a
78 Estação 2, pelos animais nascidos em abril, maio e junho; a Estação 3, pelos animais
79 nascidos nos meses de julho, agosto e setembro e a Estação 4, pelos animais nascidos
80 nos meses de outubro, novembro e dezembro.

81 Foram criados grupos de contemporâneos (GC) reunindo os animais nascidos na
82 mesma fazenda, estação, ano e pertencentes ao mesmo grupo de manejo. As medidas de
83 PE e P superiores ou inferiores a média do GC mais ou menos 3,5 desvios-padrão,
84 foram eliminadas, assim como vacas com idade menor do que dois e maior do que
85 dezesseis anos e touros com menos do que cinco filhos. Foram mantidos no arquivo de
86 trabalho somente os GC com mais de cinco observações, perfazendo um total de 694.

87 Os dados foram submetidos a um modelo de RA sob análise bi-característica,
 88 considerando como fixo o GC e como aleatórios os efeitos genéticos aditivos diretos e
 89 de ambiente permanente de animal para PE e P, os efeitos maternos e de ambiente
 90 permanente materno para P e o efeito residual, além da idade da vaca em dias como
 91 covariável (efeitos linear e quadrático).

92 Diferentes ordens de ajuste de polinômio (k) foram utilizados para os efeitos
 93 genéticos aditivo direto (a) e permanente de animal (p), utilizando polinômios de grau
 94 cúbicos e quárticos, envolvendo k_a e $k_p = 4$ e 5, respectivamente, já o efeito genético
 95 materno (m) e de ambiente permanente materno (pm) foram modelados considerando
 96 polinômios de grau cúbico, ou seja, k_m e $k_{pm} = 4$. A variância residual foi considerada
 97 homogênea. Para modelar a curva média populacional, foi utilizada uma regressão fixa
 98 de terceira ordem utilizando polinômios de Legendre.

99 O modelo de regressão aleatória utilizado pode ser descrito como:

$$100 \quad y_{ij} = F + \sum_{m=0}^{kb-1} \beta_m \phi_m(t_i) + \sum_{m=0}^{ka-1} \alpha_{jm} \phi_m(t_{ij}) + \sum_{m=0}^{km-1} \gamma_{jm} \phi_m(t_{ij}) + \sum_{m=0}^{kp-1} \delta_{jm} \phi_m(t_{ij}) + \sum_{m=0}^{kpm-1} \rho_{jm} \phi_m(t_{ij}) + E_{ij};$$

101 em que: y_{ij} é a observação fenotípica para a característica na i -ésima idade, pertencente ao
 102 j -ésimo animal; F é o conjunto de efeitos fixos, incluindo as covariáveis; β_m são os
 103 coeficientes de regressão para modelar a trajetória média da população; $\phi_m(t_i)$ é a
 104 função de regressão de ordem k_b que descreve a curva média da população de acordo
 105 com a idade do animal (t_i); $\phi_m(t_{ij})$ são as funções de regressão que descrevem as
 106 trajetórias de cada indivíduo j , de acordo com a idade (t_i), para os efeitos aleatórios
 107 genético aditivo direto e de ambiente permanente direto para perímetro escrotal e peso
 108 e aditivo materno e de ambiente permanente materno para peso; α_{jm} , δ_{jm} , γ_{jm} , ρ_{jm} são
 109 os coeficientes de regressão aleatórios genéticos direto e de ambiente permanente direto
 110 para perímetro escrotal e peso e materno e de ambiente permanente materno para peso,

111 para cada animal; k_b , k_a , k_p , k_m , k_{pm} são as ordens dos polinômios utilizados para os
 112 efeitos descritos acima; e E_{ij} é o erro aleatório associado a cada observação do animal j .

113 Na notação matricial o modelo pode ser representado por:

$$114 \quad \mathbf{y} = \mathbf{Xb} + \mathbf{Z}_{1a} + \mathbf{Z}_{2m} + \mathbf{W}_{1p} + \mathbf{W}_{2pm} + \mathbf{e},$$

115 em que \mathbf{y} é o vetor das observações, \mathbf{b} é o vetor dos efeitos fixos (incluindo F e β_m), \mathbf{a} é
 116 o vetor dos coeficientes de regressão aleatórios para o efeito genético aditivo direto para
 117 PE e P, \mathbf{m} é o vetor dos coeficientes de regressão aleatórios para o efeito genético
 118 aditivo materno para P, \mathbf{p} é o vetor dos coeficientes de regressão aleatórios para o efeito
 119 de ambiente permanente direto para PE e P, \mathbf{pm} é o vetor dos coeficientes de regressão
 120 aleatórios para o efeito de ambiente permanente materno para P, \mathbf{e} é o vetor dos resíduos
 121 e \mathbf{X} , \mathbf{Z}_1 , \mathbf{Z}_2 , \mathbf{W}_1 e \mathbf{W}_2 são as matrizes de incidência correspondentes.

122 Os componentes de (co)variância foram estimados empregando o modelo de RA
 123 bi-característica pelo método de Máxima Verossimilhança Restrita (REML), utilizando
 124 o programa REMLF90 (Miztal, 2002), que utiliza o algoritmo de Maximização da
 125 Esperança (EM). O critério de convergência utilizado foi a mudança no logaritmo do
 126 máximo da função de verossimilhança inferior a 10^{-11} .

127 As covariâncias genéticas e de ambiente permanente para PE e para P, além das
 128 covariâncias maternas e de ambiente permanente materno para P, em diferentes idades,
 129 foram obtidos pela multiplicação das matrizes de covariância entre os coeficientes de
 130 RA pelos vetores com as covariáveis específicas que descrevem as curvas de
 131 crescimento aleatórias (individuais) das características de acordo com a idade dos
 132 animais.

133 Dessa forma, as estimativas de variâncias genéticas aditivas $\hat{\sigma}_a^2$, maternas $\hat{\sigma}_m^2$, de
 134 ambiente permanente de animal $\hat{\sigma}_p^2$ e de ambiente permanente materno $\hat{\sigma}_{pm}^2$, para PE
 135 ou para P em uma idade t (em dias) qualquer do animal, são dadas por:

136
$$\hat{\sigma}_{a(t)}^2 = \mathbf{z}'_t \cdot \hat{\mathbf{A}} \cdot \mathbf{z}_t$$

137
$$\hat{\sigma}_{m(t)}^2 = \mathbf{z}'_t \cdot \hat{\mathbf{M}} \cdot \mathbf{z}_t$$

138
$$\hat{\sigma}_{p(t)}^2 = \mathbf{z}'_t \cdot \hat{\mathbf{P}} \cdot \mathbf{z}_t$$

139
$$\hat{\sigma}_{pm(t)}^2 = \mathbf{z}'_t \cdot \mathbf{PM} \cdot \mathbf{z}_t$$

140 em que $\hat{\mathbf{A}}$, $\hat{\mathbf{M}}$, $\hat{\mathbf{P}}$ e \mathbf{PM} são respectivamente matrizes de covariâncias genéticas aditivas
 141 diretas, de ambiente permanente de animal, genéticas maternas e de ambiente
 142 permanente materno entre os coeficientes de RA, \mathbf{Z}_t é o vetor de covariáveis pertinente
 143 ao dia específico medido no período t de idade (em dias).

144 As estimativas de herdabilidade para PE e para P em determinado dia de idade
 145 foram obtidas por:

146
$$\hat{h} = \frac{\hat{\sigma}_{a(t)}^2}{\hat{\sigma}_{a(t)}^2 + \hat{\sigma}_{m(t)}^2 + \hat{\sigma}_{p(t)}^2 + \hat{\sigma}_{pm(t)}^2 + \hat{\sigma}_e^2}$$

147 em que $\hat{\sigma}_{a(t)}^2$ é a variância genética aditiva direta, $\hat{\sigma}_{m(t)}^2$ é a variância genética materna,
 148 $\hat{\sigma}_{p(t)}^2$ é a variância de ambiente permanente de animal, $\hat{\sigma}_{pm(t)}^2$ é a variância de ambiente
 149 permanente materno e $\hat{\sigma}_e^2$ é a variância residual (considerada homogênea ao longo do
 150 período de idade avaliado).

151 As estimativas de correlações genéticas entre PE e P são dadas por:

152
$$rG_{p'p(t')} = \frac{\hat{\sigma}_{ap'p(t')}}{\sqrt{\hat{\sigma}_{ap'(t')}^2 * \hat{\sigma}_{ap(t')}^2}},$$

153 em que p' é PE, p é P, t' e t são períodos de tempo, em dias, no período avaliado;
 154 $\hat{\sigma}_{ap'(t')}^2$ e $\hat{\sigma}_{ap(t')}^2$ são as variâncias genéticas para o PE e para o P, respectivamente e
 155 $\hat{\sigma}_{ap'p(t')}$ é a covariância genética entre as duas características.

156

157

158

Resultados e Discussão

159

160

161

162

163

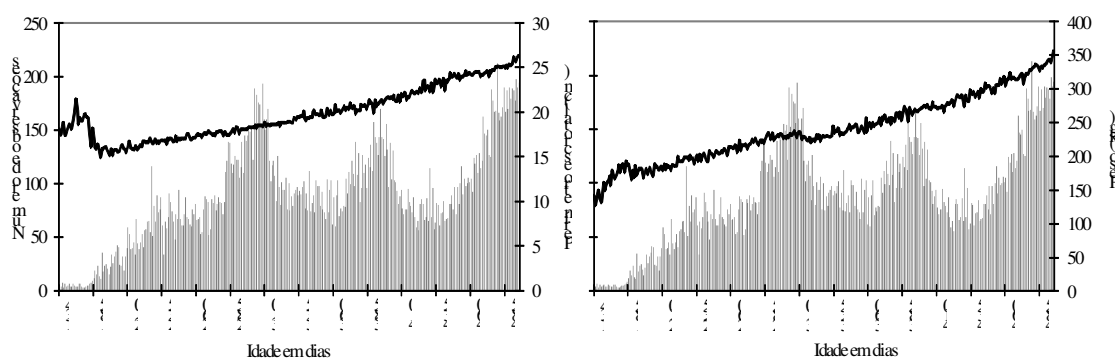
164

165

166

167

O baixo número de medições de PE e P observados até 185 dias de idade se deve ao fato de poucos produtores tomarem essas medidas nos animais jovens, principalmente antes da desmama, induzindo a maior variação nas médias das características neste período (Figura 1). A partir dos 190 dias de idade observa-se aumento linear nas médias tanto de PE, quanto do P, até o final do período avaliado, visto que até esta idade ocorre o pico de crescimento testicular. Essas tendências estão de acordo com o apresentado por Albuquerque e Meyer (2001) e Boligon et al. (2011) que relataram aumento linear para P e para PE na raça Nelore, pelo menos até 490 dias de idade.



168

169

170

171

Figura 1- Número de observações (barras) e médias (linhas) para perímetro escrotal e peso conforme a idade em dias.

172

173

174

175

176

177

178

As estimativas de variância genética aditiva direta para PE e para P (Figura 2) apresentaram comportamento semelhante, embora com magnitudes diferentes, estas menores para PE. O forte incremento nas estimativas de variância genética para PE a partir dos 365 dias retrata a fase de vida dos animais onde a maioria se encontra na puberdade, quando ocorre o pico de desenvolvimento dos testículos. Esta tendência concorda com os resultados apresentados por Boligon et al. (2011), os quais utilizando modelos de RA em análise uni-característica, relataram estimativas de variância

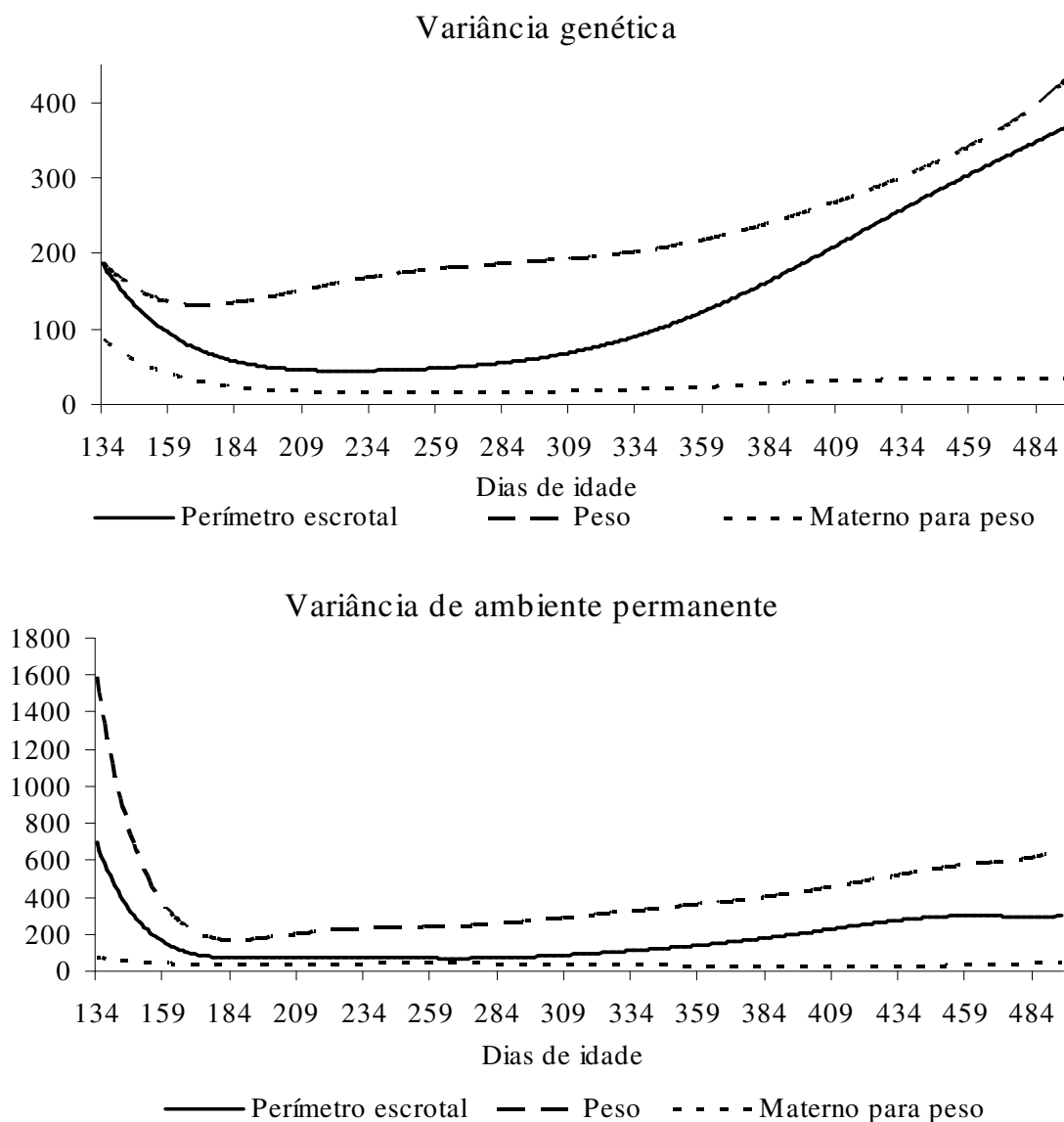
179 genética direta crescentes para PE até cerca de 440 dias de vida, estabilizando após este
180 ponto, para bovinos da raça Nelore.

181 As estimativas de variância genética aditiva para P apresentaram menor variação
182 até 365 dias de vida, com aumento praticamente linear após este período. Estimativas de
183 variância genética direta crescentes ao longo da idade para P também foram descritas
184 por Albuquerque e Meyer (2001) para a raça Nelore, por Dias et al. (2006) para a raça
185 Tabapuã e por Baldi et al. (2010) para a raça Canchim, todos com modelos de RA em
186 análises uni-característica.

187 A estimativa de variância genética materna para P apresentou variação maior no
188 início do período estudado, diminuindo até aproximadamente aos 210 dias (Figura 2),
189 coincidindo com a época em que o efeito materno exerce maior influência sobre o
190 desempenho do animal, crescendo levemente até o final do período estudado.

191 Comportamento semelhante após os 210 dias foi observado por Dias et al. (2006)
192 para bovinos da raça Tabapuã; entretanto, para estes autores, no início do período o
193 comportamento foi oposto ao deste estudo, apresentando leve aumento nas estimativas.

194



195

196 Figura 2 – Estimativa de variâncias genéticas aditivas diretas e de ambiente permanente
 197 para perímetro escrotal e peso e do efeito materno para peso, obtidas por modelos de
 198 regressão aleatória sob análises bi-característica.

199

200 As estimativas de variância de ambiente permanente, tanto para PE, quanto para P
 201 (Figura 2) sofreram grande variação, diminuindo bruscamente até os 175 dias. Segundo
 202 Dias et al. (2006), a partição do efeito genético em genético direto e de ambiente
 203 permanente de animal nos modelos de RA, em geral, exige ordens maiores dos

204 polinômios para o efeito de ambiente permanente de animal, o que pode resultar em
205 problemas de modelagem.

206 A partir de 175 dias, praticamente a mesma tendência das variâncias de ambiente
207 permanente foi observada para PE e P até o final do período. Variâncias de ambiente
208 permanente aumentando ao longo da idade em análises uni-característica utilizando
209 modelos de RA foram relatadas por Albuquerque e Meyer (2001), Dias et al.(2006) e
210 Baldi et al. (2010), para a característica P, assim como relataram Boligon et al. (2011)
211 para PE.

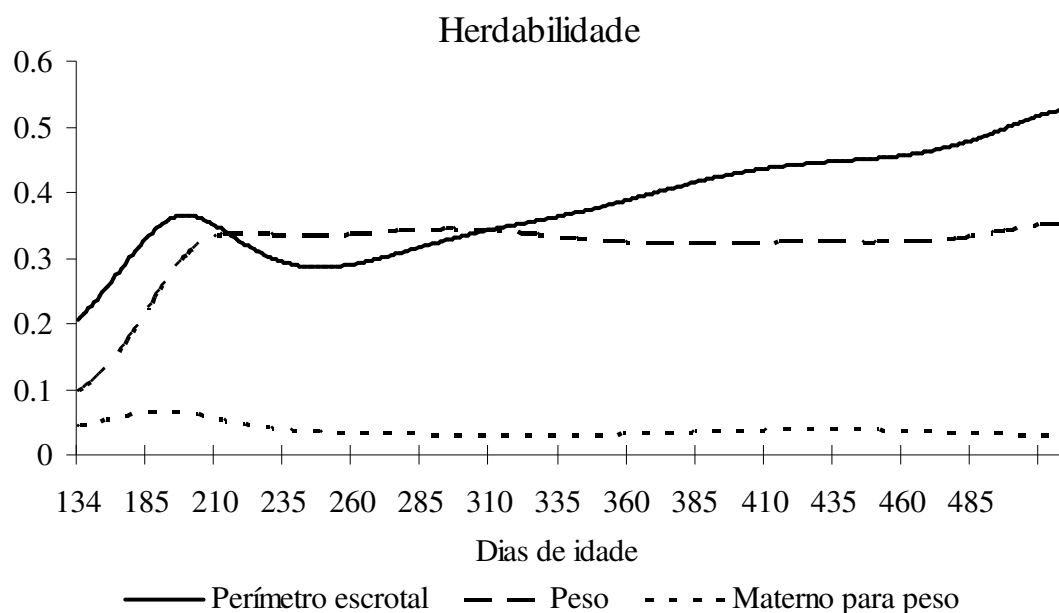
212 A variância de ambiente permanente materno para P apresentou valores menores
213 em comparação com a estimada para o ambiente permanente de animal, concordando
214 com as estimativas apresentadas por Dias et al. (2006) para animais da raça Tabapuã.

215 As estimativas de herdabilidade obtidas pelo modelo de RA sob análise bi-
216 característica (Figura 3) foram maiores para PE do que para P a partir de 310 dias de
217 idade. Foram observados valores baixos para PE e P no início do período, aumentando
218 até aproximadamente 200 dias, após este período PE diminuiu até 245 dias, aumentando
219 novamente até o final do período estudado. As estimativas de herdabilidade para P
220 apresentaram variação quase constante até 495 dias de idade.

221 A variação na amplitude dos valores das estimativas de herdabilidade no início do
222 período sugere a influência do efeito residual homogêneo utilizado neste modelo,
223 através da influência sobre as estimativas de variância genética direta e, principalmente,
224 sobre as variâncias de ambiente permanente de animal, as quais mostraram uma grande
225 variação na amplitude dos valores estimados no início do período.

226 A estimativa de herdabilidade materna (Figura 3) para P, não apresentou variação
227 expressiva nos resultados obtidos, indicando que este efeito pode ser considerado na

228 análise, mas exerce pouca influência sob o ponto de vista prático, considerando a
 229 seleção de fêmeas.



230

231 Figura 3 – Estimativas de herdabilidade para perímetro escrotal e peso, e herdabilidade
 232 materna para peso obtidas por modelo de regressão aleatória sob análise bi-
 233 característica.

234

235 As estimativas de herdabilidade obtidas para PE e P evidenciam a existência de
 236 variabilidade genética e que estas características devem responder favoravelmente a
 237 seleção. As maiores estimativas de herdabilidade para PE foram obtidas no final do
 238 período avaliado, próximo aos 495 dias de idade, com valores de até 0,52. O maior
 239 aumento nos valores das estimativas foi a partir dos 470 dias de idade (0,46). Boligon et
 240 al. (2011) relataram estimativas de herdabilidade para PE para a raça Nelore, utilizando
 241 um modelo de RA semelhante ao deste estudo com análise uni-característica e
 242 verificaram aumento dos valores de 229 (0,18) a 300 (0,38) dias de idade,
 243 permanecendo constante após esse período até os 500 dias de idade (0,45). Os mesmos
 244 autores ainda relataram estimativas maiores de herdabilidade aos 500 dias utilizando
 245 outro modelo de RA com número de parâmetros diferente. Albuquerque et al. (2005),

246 utilizando modelos de RA em análise uni-característica, para a raça Nelore, concluíram
247 que o período com maiores estimativas de herdabilidade se encontra entre 365 e 480
248 dias de idade.

249 Para P, a maior estimativa de herdabilidade (0,35) foi obtida aos 290 dias e no
250 final do período estudado (Figura 3). Estimativas de herdabilidade aumentando até o
251 final do período avaliado para P foram apresentadas por Albuquerque e Meyer (2001)
252 para a raça Nelore; Cyrillo (2003) relatou diminuição das estimativas de 35 até 210 dias
253 de idade, aumentando posteriormente até 378 dias (0,40) também para a raça Nelore;
254 Dias et al. (2006) observaram diminuição nas estimativas de herdabilidade do
255 nascimento (0,28) até 240 dias (0,21), aumentando até os 550 dias(0,24) para a raça
256 Tabapuã.

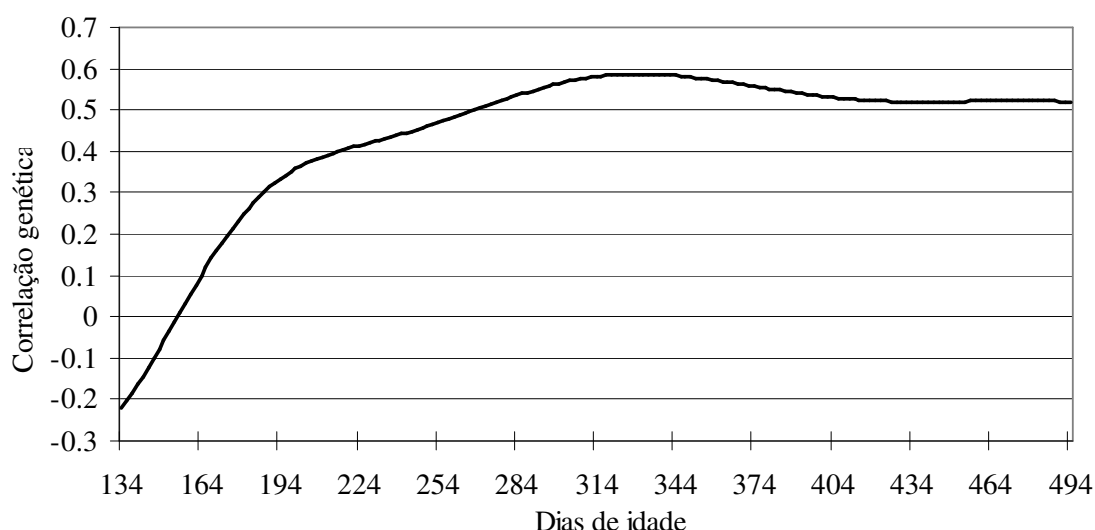
257 Os resultados, tanto para PE, quanto para P, relatados na literatura foram obtidos
258 utilizando modelos de RA em análises uni-característica e estão de acordo com as
259 estimativas obtidas no presente estudo.

260 As correlações genéticas estimadas entre as mesmas idades para as duas
261 características (Figura 4) variaram bastante com o passar da idade, praticamente
262 estabilizando no final do período estudado. Observam-se valores negativos de
263 correlação genética de 134 a 154 dias de idade, estes valores negativos, embora baixos
264 (-0,22 até -0,01), podem ser consequência do baixo número de observações neste
265 período. Como se sabe, a seleção pelo PE e pelo P em idades muito jovens, como aos
266 150 dias, não é comum entre os produtores, sendo poucos aqueles que fazem algum tipo
267 de seleção antes da desmama. Neste período o desempenho do animal é fortemente
268 influenciado por efeitos ambientais, o que minimiza as diferenças genéticas entre os
269 animais, sendo pouco provável que se eliminem animais geneticamente superiores
270 devido a algum descarte pela seleção levando em conta tanto o PE, quanto o P.

271 Após os 155 dias a correlação genética começa a apresentar valores positivos e
272 crescentes, aumentando quase linearmente até 200 dias de idade, onde já apresenta valor
273 de correlação de 0,36. Aumento mais moderado ocorre de 200 até 330 dias (0,59), sendo
274 a correlação genética mais alta as duas características. De 330 até 495 dias de idade, a
275 correlação genética diminui e estabiliza, chegando ao final do período estudado com
276 valor de 0,51.

277 Uma das maiores preocupações por parte de produtores e de melhoristas ao
278 selecionar pelo PE é o aumento do P a maturidade, tanto de machos, quanto de fêmeas,
279 devido a correlação genética entre essas duas características apontar na mesma direção.
280 No entanto, conforme pode ser observado na figura 4, a correlação genética entre PE e P
281 se encontra praticamente estabilizada a partir de 280 dias, variando levemente em sua
282 magnitude até 495 dias de idade, o que sugere que a utilização de apenas uma medida
283 de PE dentro deste intervalo pode ser utilizada como critério de seleção esperando
284 resposta favorável no P dos animais até a idade avaliada.

285



286

287 Figura 4 – Correlações genéticas entre perimetro escrotal e peso, estimadas por modelo

288 de regressão aleatória sob análise bi-característica.

289

290 Entretanto, a seleção pelo PE em idades menores do que 365 dias pode levar a
 291 seleção errônea dos animais com testículos maiores, conseqüentemente, aqueles mais
 292 pesados e não, necessariamente, aqueles mais precoces sexualmente, visto que o pico de
 293 crescimento dos testículos ocorre entre 12 e 18 meses de idade.

294 Os valores de correlação genética (Tabela 1) foram maiores quanto mais próximas
 295 as idades a medição das características, diminuindo quando aumentava o intervalo entre
 296 estas, este comportamento concorda com relatos da literatura, tanto para PE
 297 (Albuquerque et al., 2005; Boligon et al., 2011), quanto para P (Dias et al., 2006; Baldi
 298 et al., 2010), com modelos de RA uni-característica.

299

300 Tabela 1 – Correlações genéticas entre perímetro escrotal (linhas) e peso (colunas) em
 301 diferentes idades estimadas por modelo de regressão aleatória em análise bi-
 302 característica.

		Peso				
		150	210	280	365	450
Perímetro escrotal	Idade (dias)					
	150	-0,05	0,28	0,33	0,24	0,24
	210	0,15	0,38	0,42	0,36	0,32
	280	0,20	0,44	0,52	0,52	0,46
	365	0,09	0,42	0,55	0,56	0,53
	450	0,06	0,38	0,51	0,53	0,52

303

304 As estimativas de correlação genética obtidas entre PE em uma das idades, com P
 305 em outra idade não são as mesmas apresentadas pelo oposto, ou seja, pelo P a primeira
 306 idade com PE a segunda idade. Esse fato sugere que as correlações atuam de forma
 307 diferente entre as duas características ao longo da idade dos animais e, dependendo da
 308 característica a ser selecionada a determinada idade, a resposta na outra característica
 309 vai ser diferente. O efeito do grupo de genes relacionado com uma das características
 310 não atua na mesma intensidade na outra característica ao longo da idade, ou seja, se a

311 seleção para uma delas for realizada mais cedo, ou mais tarde, os genes que estão
312 atuando sobre a resposta na outra característica devem responder de forma diferente.

313 Observa-se que se a seleção for realizada em qualquer uma das idades para PE, a
314 resposta em P na idade mais jovem (150 dias) não irá responder de forma eficiente, ou
315 seja, o ganho em P obtido nesta idade com a seleção realizada para maiores PE não deve
316 apresentar resultados favoráveis.

317 Segundo os valores apresentados na tabela 1 para as estimativas de correlação
318 genética, os melhores resultados para P a partir dos 280 dias devem ser esperados pela
319 seleção em PE a partir dos 365 dias, sendo que os valores das estimativas de correlação
320 genética entre estas idades foram muito próximos, variando de 0,51 a 0,56.

321 Já que a maioria dos animais a idade de um ano (365 dias) ainda não chegou a
322 puberdade, a seleção pelo PE nesta idade pode levar a escolha de animais mais pesados
323 e não mais precoces sexualmente, visto que estes ainda não atingiram o pico de
324 crescimento dos testículos. Assim, a seleção realizada para maior PE aos 450 dias de
325 idade se mostra mais adequada, primeiramente pela seleção ser feita nos animais já
326 considerados maduros sexualmente e, segundo, pelas respostas em termos de correlação
327 genética que influenciarão P futuro desses animais serem praticamente as mesmas que
328 aos 365 dias.

329 De qualquer forma, como o período avaliado é relativamente curto (de 134 a 495
330 dias) e as pesquisas empregando PE e P conjuntamente em modelos de RA com análises
331 bi-característica ainda serem escassas, maiores estudos devem ser realizados com o
332 objetivo de entender melhor a correlação genética entre essas duas características, em
333 períodos de idade maiores (em dias), em relação aos considerados neste estudo.

334

335

Conclusões

336

337 As estimativas de herdabilidade obtidas indicam que o perímetro escrotal e o peso
338 devem responder de forma favorável a seleção. As correlações genéticas estimadas entre
339 o perímetro escrotal e o peso indicam que a utilização de apenas uma mensuração de
340 perímetro escrotal pode ser eficiente para seleção, visto que as correlações a partir de
341 280 dias de idade praticamente estabilizaram. A idade mais adequada para a seleção
342 para perímetro escrotal é aos 450 dias, visto que a grande maioria dos animais já passou
343 da puberdade.

344

Referências bibliográficas

345

346

347 ALBUQUERQUE, L.G.; MEYER, K. Estimates of covariance functions for growth
348 from birth to 630 days of age in Nelore cattle. **Journal of Animal Science** , v.79,
349 n.11, p.2776-2789, 2001.

350

351 ALBUQUERQUE, L.G.; SILVA, J.A.V.; SESANA, R.C. et al. Estimativas de
352 parâmetros genéticos para perímetro escrotal na raça Nelore, usando regressão
353 aleatória. In: REUNIÓN DE LA ASOCIACIÓN LATINOAMERICANA DE
354 PRODUCCIÓN ANIMAL, 19., 2005, Tampico. **Anais...** Tampico: Asociación
355 Latinoamericana de Producción Animal, 2005. (CD-ROM).

356

357 BALDI, F.;ALBUQUERQUE, L. G.; ALENCAR, M. M. Random regression models on
358 Legendre polynomials to estimate genetic parameters for weights from birth to adult
359 Age in Canchim cattle. **Journal of Animal Breeding and Genetics**. v.127, p. 289-
360 299, 2010.

361

362 BOLIGON, A. A.; RORATO, P. R. N.; ALBUQUERQUE, L. G. A. Correlações
363 genéticas entre medidas de perímetro escrotal e características produtivas e
364 reprodutivas de fêmeas da raça Nelore. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.36, n.3,
365 p. 565-571, 2007.

366

367 BOLIGON, A.A., BALDI, F., ALBUQUERQUE, L.G. Estimates of genetic parameters
368 for scrotal circumference using random regression models in Nelore cattle.
369 **Livestock Science**, v.137, p.205-209, 2011.

370

371 CYRILLO, J.N.S.G. **Estimativas de funções de covariância para o crescimento de**
372 **machos Nelore utilizando modelos de regressão aleatória** . Jaboticabal:
373 Universidade Estadual Paulista, 2003. 72p. Tese (Doutorado em Produção Animal) -
374 Universidade Estadual Paulista, 2003.

375

376 DIAS, L. T.; ALBUQUERQUE, L. G.; TONHATI, H.; et al. Estimação de parâmetros
377 genéticos para peso do nascimento aos 550 dias de idade para animais da raça
378 Tabapuã utilizando-se modelos de regressão aleatória. **Revista Brasileira de**
379 **Zootecnia**, v.35, n.5, p.1915-1925, 2006.

380

381 GIANLORENÇO, V.K.; ALENCAR, M.M.; TORAL, F.L.B. et al. Herdabilidades e
382 correlações genéticas de características de machos e fêmeas, em um rebanho bovino
383 da raça Canchim. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.32, n.6, p.1587-1593, 2003
384 (supl. 1).

385

386 MERCADANTE, M.E.Z.; PACKER, I.U.; RAZOOK, A.G.; et al. Dias ao parto de
387 fêmeas Nelore de um experimento de seleção para crescimento. II – Modelo de
388 regressão aleatória. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.31, n.4, p. 1726-1733, 2002.

389

390 MISZTAL, I. **REMLF90 manual**, 2002. Disponível em
391 <http://nce.ads.uga.edu/~ignacy/numpub/blupf90/docs/remlf90.pdf>. Acesso em
392 15/03/2010.

3 DISCUSSÃO GERAL

Em programas de seleção cujo objetivo é obter animais sexualmente mais precoces, a medida do perímetro escrotal é uma característica de extrema importância a ser considerada como critério de seleção, pois apresenta correlação genética favorável com características de crescimento e reprodução, tanto em machos quanto em fêmeas, além de fácil mensuração. Segundo Dias et al. (2008), a eficiência reprodutiva pode ser considerada uma das mais importantes características econômicas, devendo receber especial atenção dos criadores de bovinos de corte.

O objetivo deste trabalho foi estimar parâmetros genéticos para perímetro escrotal e características de peso utilizando modelos tradicionais e de regressão aleatória, em análises uni, bi ou multi-característica.

Foram obtidos parâmetros genéticos para perímetro escrotal (PE) e para peso (P) em diferentes modelos de análise, sendo estes modelos tradicionais multi-característica, modelos de regressão aleatória uni-característica, somente para o PE e ainda com modelos de regressão aleatória bi-característica, avaliando conjuntamente PE e P. As estimativas de herdabilidade obtidas para PE variaram conforme o modelo utilizado, apresentaram valores entre 0,20 e 0,53; para o P, as estimativas para este parâmetro variaram de 0,09 a 0,39 conforme o tipo de modelo utilizado. Estes valores, estimados entre 134 e 495 dias de idade ou em datas pré-determinadas no caso do modelo tradicional, aos 210, 280, 365 e 450 dias de idade, sugerem que essas características devem responder de forma favorável quando utilizadas como critério de seleção, principalmente no que se refere a utilização do PE para melhorar o desempenho reprodutivo dos animais. Valores próximos, foram relatados por Silva et al. (2000), Albuquerque et al. (2005), Yokoo et al. (2007), Boligon et al. (2007), Cucco et al. (2008), Boligon et al. (2010) e Boligon et al. (2011a). Segundo Yokoo et al. (2007), diferenças entre as estimativas de herdabilidade podem ocorrer não somente por diferenças na estruturas dos dados mas, também pelos modelos de análise utilizados, além de outros fatores. No caso de modelos de regressão aleatória, esses valores se encontram dentro dos resultados já relatados na literatura por Boligon et al. (2011a), os quais apontaram como a melhor idade para fazer a mensuração do PE entre 400 e 500 dias de idade e, por Albuquerque et al. (2005), que estimaram maiores herdabilidades para o PE entre 365 e 480 dias de idade, para a raça Nelore.

O valor das estimativas de correlações genéticas entre as características estudadas variaram com o modelo utilizado. Para as medidas de PE em diferentes idades, as correlações genéticas variaram de 0,50 a 0,99, indicando que as medidas em diferentes idades estão correlacionadas, tendo os maiores valores ocorridos entre as medidas com intervalos menores. Estes valores estão de acordo com aqueles obtidos por Boligon et al. (2011a) para PE, para a raça Nelore, obtidos com modelos de regressão aleatória e com modelo tradicional sob análises multi-característica, tendo concluído que a mensuração em idade próxima aos 450 dias seria uma boa alternativa. Correlações genéticas altas e positivas entre medidas de PE em diferentes idades, diminuindo com o aumento do intervalo entre as medidas também foram relatadas por Albuquerque et al. (2005) e por Boligon et al. (2010), tendo estes encontrado os maiores valores aos 9, 12 e 18 meses de idade.

As correlações genéticas entre PE e P estimadas por modelo de regressão aleatória bi-característica variaram de -0,22 a 0,63, tendo os valores negativos sido observados no início do período avaliado, entre 134 e 154 dias e os positivos mais elevados, a partir de 365 dias de idade até o final do período avaliado. Este resultado sugere que a seleção para uma das características deve promover progresso genético também na outra, independente da idade avaliada, desde que dentro do intervalo dos 365 aos 495 dias de idade. Autores como Cyrillo et al. (2001), Costa et al. (2004), Yokoo et al. (2007) e Boligon et al. (2010) obtiveram resultados semelhantes a estes para a raça Nelore, utilizando modelos tradicionais. Yokoo et al. (2007) relataram correlações genéticas positivas e moderadas entre PE e P, assim como Boligon et al. (2010) os quais encontraram correlações genéticas positivas entre diferentes idades de PE e P.

As correlações genéticas foram maiores quanto mais próximas eram as idades da medição, diminuindo com o aumento do intervalo em dias entre estas, concordando com relatos de Albuquerque et al. (2005) e Boligon et al. (2011a), para PE e de Dias et al. (2006) e Baldi et al. (2010), para P, utilizando modelos de regressão aleatória uni-característica.

As estimativas de correlação genética obtidas entre o PE em uma das idades, com o P em outra idade não são as mesmas para o recíproco (P a primeira idade com o PE a segunda idade). O grupo de genes relacionado a expressão de uma características não atua na mesma intensidade na expressão da outra ao longo da idade; conseqüentemente, se a seleção para uma delas for realizada mais cedo, ou mais tarde, a resposta na outra característica deve ser diferente.

4 CONCLUSÕES

As estimativas de herdabilidade obtidas para o perímetro escrotal mensurado em diferentes idades sugerem que esta característica pode ser utilizada como critério de seleção nesta população para obter maior progresso genético no que se refere ao desempenho reprodutivo.

As altas correlações genéticas entre as medidas de perímetro escrotal realizadas em idades diferentes sugerem que a utilização de apenas uma mensuração pode ser efetuada, sendo a melhor idade entre 450 e 495 dias de idade.

A seleção para perímetro escrotal deve promover, por resposta correlacionada, aumento no peso, sendo a correlação genética entre estas características praticamente a mesma no período entre os 365 e os 495 dias de idade.

Diferentes respostas correlacionadas entre perímetro escrotal e pesos devem ser esperadas de acordo com a idade em que a seleção for realizada e, também, de acordo com a característica que for selecionada, principalmente em idades inferiores a um ano. Portanto, as melhores respostas correlacionadas para peso devem ser obtidas com a seleção pelo perímetro escrotal realizada próxima a 450 dias de idade.

Mais estudos devem ser realizados com análises bi-característica, considerando as características perímetro escrotal e peso medidos em idades mais elevadas as utilizadas neste estudo, utilizando modelos de regressão aleatória.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ALBUQUERQUE, L.G.; MEYER, K. Estimates of covariance functions for growth from birth to 630 days of age in Nelore cattle. **Journal of Animal Science**, v. 79, p. 2776-2789, nov. 2001. Disponível em: <<http://jas.fass.org/content/79/11/2776.full.pdf+html>>. Acesso em: 15 ago. 2010.

ALBUQUERQUE, L.G.; et al. Estimativas de parâmetros genéticos para perímetro escrotal na raça Nelore, usando regressão aleatória. In: REUNIÓN DE LA ASOCIACIÓN LATINOAMERICANA DE PRODUCCIÓN ANIMAL, 19., 2005, Tampico. **Anais...** Tampico: Asociación Latinoamericana de Producción Animal, 2005. (CD-ROM).

ALBUQUERQUE, L.G.; MEYER, K. Estimates of covariance functions for growth of Nelore cattle applying a parametric correlation structure to model within-animal correlations. **Livestock Production Science**, v. 93, p. 213-222, 2005.

ALBUQUERQUE, L.G.; EL FARO, L. Comparação entre os valores genéticos para características de crescimento de bovinos da raça Nelore preditos com modelos de dimensão finita ou infinita. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v. 37, p. 238-246, 2008.

AKAIKE, H. Information theory and an extension of the maximum likelihood principle. In: INTERNATIONAL SYMPOSIUM ON INFORMATION THEORY, 2., 1973, Budapest. **Proceedings...** Budapest: Akademiai Kiado, p. 267-281, 1973.

AMADOR, J.P. **Modelos mistos no ajuste de curvas de crescimento de *Ricinus communis*** 2010. 139 f. Tese (doutorado) - Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, 2010.

ARANGO, J.A.; VAN VLECK, L.D. Size of beef cows: early ideas, new developments. **Genetics and Molecular Research**, v.1, p.51-63, mar. 2002. Disponível em: <<http://www.geneticsmr.com/year2002/vol1-1/pdf/gmr0021.pdf>>. Acesso em: 24 maio 2011.

ARANGO J. A., CUNDIFF L. V., VAN VLECK L. D. Covariance functions and random regression models for cow weight in beef cattle. **Journal of Animal Science**, v. 82, p. 54- 67, jan. 2004. Disponível em: <<http://jas.fass.org/content/82/1/54.full>>. Acesso em: 12 jul. 2010

BALDI, F.;ALBUQUERQUE, L. G.; ALENCAR, M. M. Random regression models on Legendre polynomials to estimate genetic parameters for weights from birth to adult Age in Canchim cattle. **Journal of Animal Breeding and Genetics**. v. 127, p. 289-299, jul. 2010.

Disponível em: <<http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1439-0388.2010.00853.x/full>>. Acesso em: 23 jul. 2010.

BERGMANN, J.A.G. Indicadores de precocidade sexual em bovinos de corte. In: CONGRESSO BRASILEIRO DAS RACAS ZEBUINAS, 3.; 1998, Uberaba. **Anais...** Uberaba, 1998, p. 145-155. Disponível em: <<http://www.procan.com.br/site/eventos/anais/1998/145-155.doc>>. Acesso em: 10 maio 2010.

BIASSUS, I.O. **Modelos de regressão aleatória na estimação de parâmetros genéticos para produção e persistência nas características produtivas de vacas da raça Holandesa.** 104 f., 2009. Dissertação (Mestrado em Zootecnia). Universidade federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2009.

BOLIGON, A. A.; RORATO, P. R. N.; ALBUQUERQUE, L. G. A. Correlações genéticas entre medidas de perímetro escrotal e características produtivas e reprodutivas de fêmeas da raça Nelore. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v. 36, n. 3, p. 565-571, 2007. Disponível em: <<http://www.scielo.br/pdf/rbz/v36n3/a07v36n3.pdf>>. Acesso em: 9 fev. 2010.

BOLIGON, A. A.; et al. Estimation of genetic parameters for body weights, scrotal circumference, and testicular volume measured at different ages in Nelore cattle. **Journal of Animal Science**. v. 88, p. 1215-1219, 2010.

BOLIGON, A.A., BALDI, F., ALBUQUERQUE, L.G. Estimates of genetic parameters for scrotal circumference using random regression models in Nelore cattle. **Livestock Science**, v. 137, p. 205-209, may 2011a. Disponível em: <[http://www.journals.elsevierhealth.com/periodicals/livsci/article/S1871-1413\(10\)00570-6/fulltext](http://www.journals.elsevierhealth.com/periodicals/livsci/article/S1871-1413(10)00570-6/fulltext)>. Acesso em 24 ago. 2011.

BOLIGON, A.A., et al. Breeding value accuracy estimates for growth traits using random regression and multi-trait models in Nelore cattle. **Genetics and Molecular Research**, v. 10, n. 2, p. 1227-1236, june 2011b. Disponível em: <<http://www.sumarios.org/sites/default/files/pdfs/gmr1087.pdf>>. Acesso em: 13 set. 2011.

BOLIGON, A.A.; BALDI, F.; ALBUQUERQUE, L.G. Genetic parameters and relationships between growth traits and scrotal circumference measured at different ages in Nelore cattle. **Genetics and Molecular Biology**, v. 34, n. 2, p. 225-230, 2011c. Disponível em: <<http://www.scielo.br/pdf/gmb/v34n2/2010-037.pdf>>. Acesso em 12 out. 2011.

BRINKS, J.S. Relationships of scrotal circumference to puberty and subsequent reproductive performance in male and female offspring. In: FIELDS, M.J.; SAND, R.S. **Factors affecting calf crop.** CRC Press, London, p. 363-370, 1994.

BRITO, F.V. Influência da idade e peso corporal sobre o perímetro escrotal em touros Hereford - Estimativas de fatores de correção. In: REUNIÃO ANUAL DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, 34, 1997, Juiz de Fora. **Anais...** Viçosa, MG: Sociedade Brasileira de Zootecnia, 1997. (CD-ROM).

BROTHERSTONE, S.; WHITE, I.M.S.; MEYER, K. Genetic modelling of daily milk yield using orthogonal polynomials and parametric curves. **Journal of Animal Science**, v. 70, p. 417-416, 2000.

CARTWRIGHT, T.C. Selection criteria for beef cattle for the future. **Journal of Animal Science**, Champaign, v. 30, p. 706-711, may 1970. Disponível em: <<http://jas.fass.org/content/30/5/706>>. Acesso em: 23 fev. 2009.

COBUCCI, J.A.; et al. Análise da persistência na lactação de vacas da raça Holandesa, usando produção no dia do controle e modelo de regressão aleatória. **Revista Brasileira de Zootecnia**, Viçosa, v. 33, p. 546-554, 2004. Disponível em: <<http://www.scielo.br/pdf/rbz/v33n3/21476.pdf>>. Acesso em: 17 maio 2010.

COSTA, da. S. C. **Modelos lineares generalizados mistos para dados longitudinais**. 2003. 110 f. Tese (Doutorado em Agronomia) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz” – Universidade de São Paulo. São Paulo, 2003.

COSTA, B.R.; et al. Estimativas de parâmetros genéticos para as características perímetro escrotal, peso ao sobreano e idade ao primeiro parto em um rebanho da raça Nelore. In: SIMPÓSIO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE MELHORAMENTO ANIMAL, 5, 2004, Pirassununga. **Anais...** Pirassununga: Sociedade Brasileira de Melhoramento Animal, 2004. (CD-ROM).

COULTER, G.H.; BAILEY, D.R. Testicular development of Salers bulls to one year of age. **Canadian Journal of Animal Science**, Ottawa, v. 68, p. 961-964. set.1988. Disponível em: <<http://pubs.aic.ca/doi/pdf/10.4141/cjas88-106>>. Acesso em: 19 jan. 2010.

CYRILLO, J.N.S.G.; et al. Estimativas de tendências e parâmetros genéticos do peso padronizado aos 378 dias de idade, medidas corporais e perímetro escrotal de machos nelore de Sertãozinho, SP. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v. 30, n. 1, p. 56-65, 2001.

CYRILLO, J.N.S.G. **Estimativas de funções de covariância para crescimento de machos Nelore utilizando modelos de regressão aleatória**. 2003. 72 p. Tese (Doutorado) Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias: Universidade Estadual Paulista, Jaboticabal, 2003.

CUCCO, D. C.; et al. Estimativa de parâmetros genéticos para perímetro escrotal em diferentes idades na raça Pardo-Suiço Corte. In: SIMPÓSIO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE MELHORAMENTO ANIMAL, 7, 2008, São Carlos, SP. **Anais...São Carlos**. Sociedade Brasileira de Melhoramento Animal, 2008. (CD-ROM).

DELGADO, C.; et al. Circunferencia escrotal como predictor de la capacidad reproductiva em razas de vacuno de carne autoctono: curvas de crecimiento em el vacuno Retinto. **Archivos de Zootecnia**, Cordoba, v. 49, p. 229-240, 2000. Disponível em: <http://www.uco.es/investigacion/grupos/cyted/php/serga/congreso_i_33arch2.pdf>. Acesso em: 10 abr. 2010.

DIAS L.T.; EL FARO L.; ALBUQUERQUE L.G. Estimativas de herdabilidade para perímetro escrotal de animais da raça Nelore. **Revista Brasileira Zootecnia**, v. 32, n. 6, p. 1878-1882, 2003. (supl. 2). Disponível em: <<http://www.scielo.br/pdf/rbz/v32n6s2/20959.pdf>>. Acesso em 15 jul. 2010.

DIAS, L. T.; et al. Estimação de parâmetros genéticos para peso do nascimento aos 550 dias de idade para animais da raça Tabapuã utilizando-se modelos de regressão aleatória. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v. 35, n. 5, p. 1915-1925, 2006.

DIAS, J.C. et al. Correlações genéticas e fenotípicas entre características reprodutivas e produtivas de touros da raça Nelore. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**. v. 43, n. 1, p. 53-59, jan. 2008.

EL FARO, L.; ALBUQUERQUE, L.G. Utilização de Modelos de Regressão Aleatória para Produção de Leite no Dia do Controle, com Diferentes Estruturas de Variâncias Residuais. **Revista Brasileira de Zootecnia**. V. 32, n. 5, p. 1104-1113, 2003. Disponível em: <<http://www.scielo.br/pdf/rbz/v32n5/17892.pdf>>. Acesso em: 14 mar. 2010.

FLORIANO, E.P. et al. Ajuste e seleção de modelos tradicionais para série temporal de dados de altura das árvores. **Ciência Florestal**, v. 16, n. 2, p. 177-199, 2006. Disponível em: <http://www.sumarios.org/sites/default/files/pdfs/422_1720.pdf>. Acesso em: 14 jul. 2010.

FRIES, L.A. Precocidade, Precocidade e Precocidade. In: ENCONTRO DE PRODUTIVIDADE EM GADO NELORE, 1º, São Paulo, 7 p. Nov., 1995.

GIBSON, J.P.; WILTON, J.W. Defining multiple-trait objectives for sustainable genetic improvement. **Journal of Animal Science**, v. 76, p. 2303-2307, set.1998. Disponível em: <<http://jas.fass.org/content/76/9/2303.long>>. Acesso em: 3 set. 2010.

JAMROZIK, J.; SCHAEFFER, L. Bayesian comparison of random regression models for test-day yields in dairy cattle. In: WORLD CONGRESS ON GENETIC APPLIED TO LIVESTOCK PRODUCTION, 7., 2002, Montpellier, France. **Proceedings...** Montpellier, France, 2002. 1 CD-ROM.

KAPS, M.; HERRING, W.O.; LAMBERSON, W.R. Genetic and environmental parameters for traits derived from the Brody growth curve and their relationships with weaning weight in Angus cattle. **Journal of Animal Science**, v. 78, n. 6, p. 1436-1442, June 2000. Disponível em: <<http://jas.fass.org/content/78/6/1436.full.pdf+html>>. Acesso em: 30 set. 2010.

KIRKPATRICK, M.; HILL, W.G.; THOMPSON, R. Estimating the covariance structure of traits during growth and aging, illustrated with lactations in dairy cattle. **Genetical Research**, v. 64, p. 57-69, Aug. 1994. Disponível em: <<http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/7958832>>. Acesso em: 19 ago. 2010.

LÓPEZ-ROMERO, P.; CARABAÑO, M.J. Comparing alternative random regression models to analyze first lactation daily Milk yield data in Holstein-Friesian cattle. **Livestock Production Science**, v. 82, p. 81-96, 2003.

MATTAR, M.; et al. Efeitos genéticos e ambientais sobre o perímetro escrotal de animais da raça Caracu. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v. 36, n. 6, p. 2010-2015, 2007. Disponível em: <<http://www.revista.sbz.org.br/artigo/visualizar.php?artigo=6130>>. Acesso em: 4 set. 2010.

MERCADANTE, M.E.Z.; PACKER, I.U.; RAZOOK, A.G.; et al. Dias ao parto de fêmeas Nelore de um experimento de seleção para crescimento. II – Modelo de regressão aleatória. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.31, n.4, p. 1726-1733, 2002.

MEYER, K. Estimating covariances functions for longitudinal data using a random regression model. **Genetics Selection Evolution**, v. 30, p. 221-240, 1998a. Disponível em: <<http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/summary?doi=10.1.1.32.87>>. Acesso em: 18 ago. 2010.

MEYER, K. Modeling ‘repeated’ records: covariance functions and random regression models to analyze animal breeding data. In: WORLD CONGRESS ON GENETICS APPLIED TO LIVESTOCK PRODUCTION, 6, 1998b, Armidale. **Proceedings...** Armidale, Austrália, 1998b. Disponível em: <http://didgeridoo.une.edu.au/km/StuffToDownload/6WCGALP/6wcgalp_rrpaper.pdf>. Acesso em: 23 set. 2010.

MEYER, K. Estimates of genetic and phenotypic covariance functions for postweaning growth and mature weight of beef cows. **Journal of Animal Breeding and Genetics**, v. 116,

p. 181-205, 1999. Disponível em:
<<http://didgeridoo.une.edu.au/km/PublishedPaps/jabgkm99.pdf>>. Acesso em: 13 set. 2010.

MEYER, K. Random regressions to model phenotypic variation in monthly weights of Australian beef cows. **Livestock Production Science**, v. 65, p. 19-38, 2000. Disponível em:
<<http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/summary?doi=10.1.1.46.2724>>. Acesso em: 2 out. 2010.

MEYER, K. Estimates of direct and maternal covariance functions for growth of Australian beef calves from birth to weaning. **Genetics Selection Evolution**, v. 33, p. 1-28, set. 2001. Disponível em: <<http://www.gsejournal.org/content/pdf/1297-9686-33-5-487.pdf>>. Acesso em: 14 out. 2011.

MEYER, K. First estimates of covariance functions for lifetime growth of Angus cattle. **Proceedings of Association for the Advancement of Animal Breeding and Genetics**, v. 15, p. 395-398, 2003. Disponível em:
<<http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/summary?doi=10.1.1.15.7610>>. Acesso em: 13 set. 2010.

MEYER, K. Scope for a random regression model in genetic evaluation of beef cattle for growth. **Livestock Production Science**, v. 88, p. 69-83, mar. 2004.

MEYER, K. Estimates of genetic covariance functions for growth of Angus cattle. **Journal of Animal Breeding and Genetics**, v. 122, p. 73-85, 2005.

NEPHAWE K.A. Application of random regression models to the genetic evaluation of cow weight in Bonsmara cattle of South Africa. **South African Journal of Animal Science**, v. 34, n. 3, p. 166-173, 2004. Disponível em:
<<http://www.ajol.info/index.php/sajas/article/view/3960/11866>>. Acesso em: 16 set. 2010.

NOBRE, P.R.C. **Analyses of sequential weights of Nellore cattle using multiple trait and random regression models**. 137 p. 2001. Tese (Doutorado em genética e melhoramento): Universidade Federal de Viçosa, – Viçosa, 2001.

NOBRE, P.R.C.; et al. Genetic evaluation of growth in beef cattle with random regression model. . In: WORLD CONGRESS ON GENETICS APPLIED TO LIVESTOCK PRODUCTION, 7., 2002, Montpellier, France. **Proceedings...** Montpellier, France. 2002. 1 CDROM.

NOBRE, P. R. C. et al. Genetic evaluation of growth in Nellore cattle by multiple-trait and random regression models. **Journal of Animal Science**, v. 81, p. 927-932, 2003. Disponível em: <<http://jas.fass.org/content/81/4/927.full.pdf+html>>. Acesso em: 14 set. 2010.

NUNEZ-ANTÓN, V.N.; ZIMMERMAN, D.L. Modelling nonstationary longitudinal data. **Biometrics**, v.56, p.699- 705, 2000. Disponível em: <<http://www.jstor.org/pss/2676911>>. Acesso em: 17 set. 2010.

OLIVEIRA, H.N. **Análise genético-quantitativa da curva de crescimento de fêmeas da raça Guzerá**. 73 p. 1995. Tese (Doutorado): Universidade de São Paulo, Ribeirão Preto, 1995

OLORI, V.E.; et al. Estimating variance components for test day milk records by restricted maximum likelihood with random regression animal model. **Livestock Production Science**, v. 61, p. 53-63, 1999. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0301622699000524>>. Acesso em: 14 jul. 2010.

PELICIONI, L. C.; ALBUQUERQUE, L. G.; QUEIROZ, S. A. Estimação de componentes de co-variância para os pesos corporais do nascimento aos 365 dias de idade de bovinos Guzerá empregando-se modelos de regressão aleatória. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v. 38, n. 1 , p. 50-60, 2009.

SAKAGUTI, E.S. **Funções de covariâncias e modelos de regressão aleatória na avaliação genética do crescimento de bovinos jovens da raça Tabapuã**. 2000. 81 p. Tese (Doutorado em Genética e Melhoramento) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2000.

SCHAEFFER, L.R.; DEKKERS, J.C.M. Random regressions in animal models for test-day production in dairy cattle. In: WORLD CONGRESS ON GENETICS APPLIED TO LIVESTOCK PRODUCTION, 5., 1994, Guelph. **Proceedings...Guelph**, 1994, v. 17, p. 443-446.

SCHWARZ, G. Estimating the dimension of the model. **The Annual of Statistics.**, n. 6, p. 127-132, 1998.

SILVA, A.E.D.F.; DODE, M.A.N.; UNANIAN, M.M. **Capacidade reprodutiva do touro de corte: funções, anormalidades e outros fatores que a influenciam**. Campo Grande, 1993. Circular Técnica, Embrapa, 128 p.

SILVA, A.M.; et al. Herdabilidades e correlações genéticas para peso e perímetro escrotal de machos e características reprodutivas e de crescimento de fêmeas, na raça Canchim. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v. 29, n. 6, p. 2223-2230, 2000.

TEIXEIRA, R.A.; et al. Efeitos do peso e idade à desmama e ao sobreano sobre medidas de perímetro escrotal em touros Nelore. In: REUNIÃO ANUAL DA SOCIEDADE

BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, 35., 1998, Botucatu. **Anais...** Viçosa, MG: Sociedade Brasileira de Zootecnia, 1998. (CD- ROM)

TOELLE, V. D.; ROBISON, O. W. Estimates of genetic correlations between testicular measurements and female reproductive traits in cattle. **Journal of Animal Science**, Champaign, v. 60, n. 1, p. 89-100, jan.1985. Disponível em: <<http://jas.fass.org/content/60/1/89.short>>. Acesso em: 24 set. 2010.

TORAL, F.L.B. **Estimativas de componentes de (co) variância e parâmetros genéticos para características de crescimento em bovinos da raça Canchim**. 97 p. 2004. Dissertação (Mestrado). Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias: Universidade Estadual Paulista, – Jaboticabal, 2004.

TROCONIZ, J. et al. Testicular development, body weight changes, puberty and semen traits of growing Guzerat and Nellore bulls. **Theriogenology**, New York, v. 35, p. 815-824, Apr. 1991. Disponível em: <<http://www.mendeley.com/research/testicular-development-body-weight-changes-puberty-and-semen-traits-of-growing-guzerat-and-nellore-bulls/>>. Acesso em: 3 out. 2010.

WILDEUS, S.; ENTWISTLE, K.W.. Testicular development and related sperm output in dairy bulls. **Theriogenology**, New York, v. 17, p. 655-667, May. 1982.

WOLFINGEER, R. Covariance structure selection in general mixed models. **Community of Statistics – Simulation**, v. 22, n. 4, p. 079-1106, 1993. Disponível em: <<http://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/03610919308813143#preview>>. Acesso em: 28 out. 2010.

YOKOO, M. J. I.; et al. 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. Disponível em: <<http://www.scielo.br/pdf/rbz/v36n6/a08v36n6.pdf>>. Acesso em: 14 out. 2010.

ANEXO

ANEXO A – Normas para preparação de trabalhos científicos submetidos à publicação na Revista Brasileira de Zootecnia.

Normas para preparação de trabalhos científicos para publicação na Revista Brasileira de Zootecnia

Instruções gerais

A RBZ publica artigos científicos originais nas áreas de Aquicultura; Forragicultura; Melhoramento, Genética e Reprodução; Ruminantes; Não-Ruminantes; e Sistemas de Produção Animal e Agronegócio.

O envio dos manuscritos é feito exclusivamente pelo site da SBZ (<http://www.sbz.org.br>), menu Revista (<http://www.revista.sbz.org.br>), juntamente com o termo de compromisso, conforme instruções no link "Submissão de manuscritos".

O texto deve ser elaborado segundo as normas da RBZ e orientações disponíveis no link "Instruções aos autores".

O pagamento da taxa de tramitação (pré-requisito para emissão do número de protocolo), no valor de R\$ 50,00 (cinquenta reais), deve ser realizado por meio de boleto bancário ou cartão de crédito, conforme instruções no site da SBZ (<http://www.sbz.org.br>), link "Pagamentos".

A taxa de publicação para **2012** é diferenciada para associados e não-associados da SBZ. Considerando-se artigos completos, para associados, a taxa é de R\$ 150,00 (até 8 páginas no formato final) e R\$ 55,00 para cada página excedente. Uma vez aprovado o manuscrito, todos os autores devem estar em dia com a anuidade da SBZ do ano corrente, exceto coautores que não militam na área, desde que não sejam o primeiro autor e que não publiquem mais de um artigo no ano corrente (reincidência). Para não-associados, serão cobrados R\$ 120,00 por página (até 8 páginas no formato final) e R\$ 235,00 para cada página excedente.

Idioma: inglês.

Atualmente, são aceitas submissões de artigos em português, os quais deverão ser obrigatoriamente vertidos à língua inglesa (responsabilidade dos autores) após a aprovação pelo conselho editorial. As versões em inglês deverão ser realizadas por pessoas com fluência na língua inglesa (serão aceitas versões tanto no inglês norte-americano como no inglês britânico). Constitui prerrogativa do corpo editorial da RBZ solicitar aos autores a revisão de sua tradução ou o cancelamento da tramitação do manuscrito, mesmo após seu aceite técnico-científico, quando a versão em língua inglesa apresentar limitações ortográficas ou gramaticais que comprometam seu correto entendimento.

Tipos de Artigos

Artigo completo: constitui o relato completo de um trabalho experimental. O texto deve representar processo de investigação científica coeso e propiciar seu entendimento, com explanação coerente das informações apresentadas.

Comunicação: constitui relato sucinto de resultados finais de um trabalho experimental, os quais possuem plenas justificativas para publicação, embora com volume de informações insuficiente para constituir artigo completo. Os resultados utilizados como base para a feitura da comunicação não poderão ser posteriormente utilizados parcial ou totalmente para apresentação de artigo completo.

Nota técnica: constitui relato de avaliação ou proposição de método, procedimento ou técnica que apresenta associação com o escopo da RBZ. Quando possível, a nota técnica deve apresentar as vantagens e desvantagens do novo método, procedimento ou técnica proposto, bem como sua comparação com aqueles previamente ou atualmente utilizados. Deve apresentar o devido rigor científico na análise, comparação e discussão dos resultados.

Revisão: constitui abordagem do estado da arte ou visão crítica de assuntos de interesse e relevância para a comunidade científica. Somente poderá ser submetida a convite do corpo editorial da RBZ.

Editorial: constitui abordagem para esclarecimento e estabelecimento de diretrizes técnicas e/ou filosóficas para estruturação e feitura de artigos a ser submetidos e avaliados pela RBZ. Será redigida por ou a convite do corpo editorial da RBZ.

Estrutura do artigo (artigo completo)

O artigo deve ser dividido em seções com título centralizado, em negrito, na seguinte ordem: Resumo, Abstract, Introdução, Material e Métodos, Resultados e Discussão, Conclusões, Agradecimentos (opcional) e Referências.

Não são aceitos subtítulos. Os parágrafos devem iniciar a 1,0 cm da margem esquerda.

Formatação de texto

O texto deve ser digitado em fonte Times New Roman 12, espaço duplo (exceto Resumo, Abstract e Tabelas, que devem ser elaborados em espaço 1,5), margens superior, inferior, esquerda e direita de 2,5; 2,5; 3,5; e 2,5 cm, respectivamente.

O manuscrito pode conter até 25 páginas. As linhas devem ser numeradas da seguinte forma: Menu ARQUIVO/ CONFIGURAR PÁGINA/LAYOUT/NÚMEROS DE LINHA.../ NUMERAR LINHAS (numeração contínua) e a paginação deve ser contínua, em algarismos arábicos, centralizada no rodapé.

O arquivo deverá ser enviado utilizando a extensão .doc. Não enviar arquivos nos formatos pdf, docx, zip ou rar.

Manuscritos com número de páginas superior a 25 (acatando-se o máximo de 30 páginas) poderão ser submetidos acompanhados de carta encaminhada ao Editor Científico contendo justificativa para o número de páginas excedentes. Em caso de aceite da justificativa, a tramitação ocorrerá normalmente e, uma vez aprovado o manuscrito, os autores deverão arcar com o custo adicional de publicação por páginas excedentes. Caso não haja concordância com a justificativa por parte do Editor Científico, o manuscrito será reencaminhado aos autores para adequação às normas, a qual deverá ser realizada no prazo máximo de 30 dias. Em caso do não-recebimento da versão neste prazo, proceder-se-á ao cancelamento da tramitação (não haverá devolução da taxa de tramitação).

Título

Deve ser preciso, sucinto e informativo, com 20 palavras no máximo. Digitá-lo em negrito e centralizado, segundo o exemplo: **Valor nutritivo da cana-de-açúcar**

ANEXO A – Continuação...

para bovinos. Deve apresentar chamada de rodapé "1" somente quando a pesquisa foi financiada. Não citar "parte da tese..."

Autores

A RBZ permite até **oito autores**. A primeira letra de cada nome/sobrenome deve ser maiúscula (Ex.: Anacleto José Benevenuto). Não listá-los apenas com as iniciais e o último sobrenome (Ex.: A.J. Benevenuto).

Digitar os nomes dos autores separados por vírgula, centralizado e em negrito, com chamadas de rodapé numeradas e em sobrescrito, indicando apenas a instituição à qual estavam vinculados à época de realização da pesquisa (instituição de origem), e não a atual. Não citar vínculo empregatício, profissão e titulação dos autores. Informar o endereço eletrônico somente do responsável pelo artigo.

Resumo

Deve conter no máximo 1.800 caracteres com espaços. As informações do resumo devem ser precisas. Resumos extensos serão devolvidos para adequação às normas.

Deve sumarizar objetivos, material e métodos, resultados e conclusões. Não deve conter introdução nem referências bibliográficas.

O texto deve ser justificado e digitado em parágrafo único e espaço 1,5, começando por RESUMO (ABSTRACT), iniciado a 1,0 cm da margem esquerda.

A partir da obrigatoriedade de tradução dos manuscritos para a língua inglesa, a versão final (artigo formatado) apresentará somente o resumo em inglês (abstract). Assim, manuscritos submetidos em português deverão conter apenas o RESUMO, o qual será posteriormente vertido para o inglês, e manuscritos submetidos em inglês deverão apresentar somente o ABSTRACT.

Palavras-chave

Apresentar até seis (6) palavras-chave (key words) imediatamente após o resumo (abstract), respectivamente, em ordem alfabética. Devem ser elaboradas de modo que o trabalho seja rapidamente resgatado nas pesquisas bibliográficas. Não podem ser retiradas do título do artigo. Digita-las em letras minúsculas, com alinhamento justificado e separadas por vírgulas. Não devem conter ponto-final.

Seguindo-se o padrão de normas para o resumo/abstract, manuscritos submetidos em português deverão conter somente palavras-chave, as quais serão traduzidas posteriormente à aprovação, e artigos em inglês, somente key words.

Introdução

Deve conter no máximo 2.500 caracteres com espaços, resumindo a contextualização breve do assunto, as justificativas para a realização da pesquisa e os objetivos do trabalho. Evitar discussão da literatura na introdução. A comparação de hipóteses e resultados deve ser feita na discussão.

Trabalhos com introdução extensa serão devolvidos para adequação às normas.

Material e Métodos

Se for pertinente, descrever no início da seção que o trabalho foi conduzido de acordo com as normas éticas e aprovado pela Comissão de Ética e Biossegurança da instituição.

Descrição clara e com referência específica original para todos os procedimentos biológicos, analíticos e estatísticos. Todas as modificações de procedimentos devem ser explicadas.

Resultados e Discussão

É facultada ao autor a feitura desta seção combinando-se os resultados com a discussão ou em separado, redigindo duas seções, com separação de resultados e discussão. Dados suficientes, todos com algum índice de variação, devem ser apresentados para permitir ao leitor a interpretação dos resultados do experimento. Na seção discussão deve-se interpretar clara e concisamente os resultados e integrá-los aos resultados de literatura para proporcionar ao leitor uma base ampla na qual possa aceitar ou rejeitar as hipóteses testadas.

Evitar parágrafos soltos, citações pouco relacionadas ao assunto e cotejamentos extensos.

Conclusões

Devem ser redigidas em parágrafo único e conter no máximo 1.000 caracteres com espaço.

Resuma claramente, sem abreviações ou citações, as inferências feitas com base nos resultados obtidos pela pesquisa. O importante é buscar entender as generalizações que governam os fenômenos naturais, e não particularidades destes fenômenos.

As conclusões são apresentadas usando o presente do indicativo.

Agradecimentos

Esta seção é opcional. Deve iniciar logo após as Conclusões.

Abreviaturas, símbolos e unidades

Abreviaturas, símbolos e unidades devem ser listados conforme indicado na página da RBZ, link "Instruções aos autores", "Abreviaturas".

Deve-se evitar o uso de abreviações não-consagradas, como por exemplo: "o T3 foi maior que o T4, que não diferiu do T5 e do T6". Este tipo de redação é muito cômoda para o autor, mas é de difícil compreensão para o leitor.

Os autores devem consultar as diretrizes estabelecidas regularmente pela RBZ quanto ao uso de unidades.

Estrutura do artigo (comunicação e nota técnica)

Devem apresentar antes do título a indicação da natureza do manuscrito (Comunicação ou Nota Técnica) centralizada e em negrito.

As estruturas de comunicações e notas técnicas seguirão as diretrizes definidas para os artigos completos, limitando-se, contudo, a 14 páginas de tamanho máximo.

As taxas de tramitação e de publicação aplicadas a comunicações e notas técnicas serão as mesmas destinadas a artigos completos, considerando-se, porém, o limite de 4 páginas no formato final. A partir deste, proceder-se-á à cobrança de taxa de publicação por página adicional.

Tabelas e Figuras

É imprescindível que todas as tabelas sejam digitadas segundo menu do Microsoft® Word "Inserir Tabela", em células distintas (não serão aceitas tabelas com valores separados pelo recurso ENTER ou coladas como figura). Tabelas e figuras enviadas fora de normas serão devolvidas para adequação.

ANEXO A – Continuação...

Devem ser numeradas sequencialmente em algarismos arábicos e apresentadas logo após a chamada no texto.

O título das tabelas e figuras deve ser curto e informativo, evitando a descrição das variáveis constantes no corpo da tabela.

Nos gráficos, as designações das variáveis dos eixos X e Y devem ter iniciais maiúsculas e unidades entre parênteses.

Figuras não-originais devem conter, após o título, a fonte de onde foram extraídas, que deve ser referenciada.

As unidades, a fonte (Times New Roman) e o corpo das letras em todas as figuras devem ser padronizados.

Os pontos das curvas devem ser representados por marcadores contrastantes, como círculo, quadrado, triângulo ou losango (cheios ou vazios).

As curvas devem ser identificadas na própria figura, evitando o excesso de informações que comprometa o entendimento do gráfico.

As figuras devem ser gravadas nos programas Microsoft® Excel ou Corel Draw® (extensão CDR), para possibilitar a edição e possíveis correções.

Usar linhas com no mínimo 3/4 ponto de espessura.

As figuras deverão ser exclusivamente monocromáticas.

Não usar negrito nas figuras.

Os números decimais apresentados no interior das tabelas e figuras dos manuscritos em português devem conter vírgula, e não ponto.

Citações no texto

As citações de autores no texto são em letras minúsculas, seguidas do ano de publicação. Quando houver dois autores, usar & (e comercial) e, no caso de três ou mais autores, citar apenas o sobrenome do primeiro, seguido de et al.

Comunicação pessoal (ABNT-NBR 10520).

Somente podem ser utilizadas caso sejam estritamente necessárias ao desenvolvimento ou entendimento do trabalho. Contudo, não fazem parte da lista de referências, por isso são colocadas apenas em nota de rodapé. Coloca-se o sobrenome do autor seguido da expressão "comunicação pessoal", a data da comunicação, o nome, estado e país da instituição à qual o autor é vinculado.

Referências

Baseia-se na Associação Brasileira de Normas Técnicas – ABNT (NBR 6023).

As referências devem ser redigidas em página separada e ordenadas alfabeticamente pelo(s) sobrenome(s) do(s) autor(es).

Digitá-las em espaço simples, alinhamento justificado e recuo até a terceira letra a partir da segunda linha da referência. Para formatá-las, siga as seguintes instruções: No menu FORMATAR, escolha a opção PARÁGRAFO... RECUO ESPECIAL, opção DESLOCAMENTO... 0,6 cm.

Em obras com dois e três autores, mencionam-se os autores separados por ponto-e-vírgula e, naquelas com mais de três autores, os três primeiros seguidos de et al. As iniciais dos autores não podem conter espaços. O termo et al. não deve ser italizado nem precedido de vírgula.

Indica(m)-se o(s) autor(es) com entrada pelo último sobrenome seguido do(s) prenome(s) abreviado(s), exceto para nomes de origem espanhola, em que entram os dois últimos sobrenomes.

O recurso tipográfico utilizado para destacar o elemento título é negrito.

No caso de homônimos de cidades, acrescenta-se o nome do estado (ex.: Viçosa, MG; Viçosa, AL; Viçosa, RJ).

Obras de responsabilidade de uma entidade coletiva

A entidade é tida como autora e deve ser escrita por extenso, acompanhada por sua respectiva abreviatura. No texto, é citada somente a abreviatura correspondente.

Quando a editora é a mesma instituição responsável pela autoria e já tiver sido mencionada, não deverá ser citada novamente.

ASSOCIATION OF OFFICIAL ANALYTICAL CHEMISTRY - AOAC. **Official methods of analysis**. 16.ed. Arlington: AOAC International, 1995. 1025p.

Livros e capítulos de livro

Os elementos essenciais são: autor(es), título e subtítulo (se houver), seguidos da expressão "In:", e da referência completa como um todo. No final da referência, deve-se informar a paginação.

Quando a editora não é identificada, deve-se indicar a expressão *sine nomine*, abreviada, entre colchetes [s.n.].

Quando editor e local não puderem ser indicados na publicação, utilizam-se ambas as expressões, abreviadas, e entre colchetes [S.I.: s.n.].

LINDHAL, I.L. Nutrición y alimentación de las cabras. In: CHURCH, D.C. (Ed.) **Fisiología digestiva y nutrición de los ruminantes**. 3.ed. Zaragoza: Acríbia, 1974. p.425-434.

NEWMANN, A.L.; SNAPP, R.R. **Beef cattle**. 7.ed. New York: John Wiley, 1997. 883p.

Teses e Dissertações

Recomenda-se não citar teses e dissertações. Deve-se procurar referenciar sempre os artigos publicados na íntegra em periódicos indexados. Excepcionalmente, se necessário citar teses e dissertações, indicar os seguintes elementos: autor, título, ano, página, nível e área do programa de pós-graduação, universidade e local.

CASTRO, F.B. **Avaliação do processo de digestão do bagaço de cana-de-açúcar auto-hidrolisado em bovinos**. 1989. 123f. Dissertação (Mestrado em Zootecnia) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"/Universidade de São Paulo, Piracicaba.

SOUZA, X.R. **Características de carcaça, qualidade de carne e composição lipídica de frangos de corte criados em sistemas de produção caipira e convencional**. 2004. 334f. Tese (Doutorado em Zootecnia) - Universidade Federal de Lavras, Lavras.

Boletins e relatórios

BOWMAN, V.A. **Palatability of animal, vegetable and blended fats by equine**. (S.L.): Virgínia Polytechnic Institute and State University, 1979. p.133-141 (Research division report, 175).

Artigos

O nome do periódico deve ser escrito por extenso. Com vistas à padronização deste tipo de referência, não é necessário citar o local; somente volume, intervalo de páginas e ano.

MENEZES, L.F.G.; RESTLE, J.; BRONDANI, I.L. et al. Distribuição de gorduras internas e de descarte e

ANEXO A – Continuação...

componentes externos do corpo de novilhos de gerações avançadas do cruzamento rotativo entre as raças Charolês e Nelore. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.38, p.338-345, 2009.

Citações de artigos aprovados para publicação deverão ser realizadas preferencialmente acompanhadas do respectivo DOI.

FUKUSHIMA, R.S.; KERLEY, M.S. Use of lignin extracted from different plant sources as standards in the spectrophotometric acetyl bromide lignin method. **Journal of Agriculture and Food Chemistry**, 2011. doi: 10.1021/jf104826n (no prelo).

Congressos, reuniões, seminários etc

Citar o mínimo de trabalhos publicados em forma de resumo, procurando sempre referenciar os artigos publicados na íntegra em periódicos indexados.

CASACCIA, J.L.; PIRES, C.C.; RESTLE, J. Confinamento de bovinos inteiros ou castrados de diferentes grupos genéticos. In: REUNIÃO ANUAL DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, 30., 1993, Rio de Janeiro. **Anais...** Rio de Janeiro: Sociedade Brasileira de Zootecnia, 1993. p.468.

EUCLIDES, V.P.B.; MACEDO, M.C.M.; OLIVEIRA, M.P. Avaliação de cultivares de *Panicum maximum* em pastejo. In: REUNIÃO ANUAL DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, 36., 1999, Porto Alegre. **Anais...** São Paulo: Sociedade Brasileira de Zootecnia/Gmosis, [1999]. (CD-ROM).

Artigo e/ou matéria em meios eletrônicos

Na citação de material bibliográfico obtido via internet, o autor deve procurar sempre usar artigos assinados,

sendo também sua função decidir quais fontes têm realmente credibilidade e confiabilidade.

Quando se tratar de obras consultadas *on-line*, são essenciais as informações sobre o endereço eletrônico, apresentado entre os sinais < >, precedido da expressão "Disponível em:" e a data de acesso do documento, precedida da expressão "Acesso em:".

NGUYEN, T.H.N.; NGUYEN, V.H.; NGUYEN, T.N. et al. [2003]. Effect of drenching with cooking oil on performance of local yellow cattle fed rice straw and cassava foliage. **Livestock Research for Rural Development**, v.15, n.7, 2003. Disponível em: <<http://www.cipav.org.co/lrrd/lrrd15/7/nhan157.htm>> Acesso em: 28 jul. 2005.

REBOLLAR, P.G.; BLAS, C. [2002]. **Digestión de la soja integral en rumiantes**. Disponível em: <http://www.ussoymeal.org/ruminant_s.pdf> Acesso em: 12 out. 2002.

SILVA, R.N.; OLIVEIRA, R. [1996]. Os limites pedagógicos do paradigma da qualidade total na educação. In: CONGRESSO DE INICIAÇÃO CIENTÍFICA DA UFPE, 4., 1996, Recife. **Anais eletrônicos...** Recife: Universidade Federal do Pernambuco, 1996. Disponível em: <<http://www.propesq.ufpe.br/anais/anais.htm>> Acesso em: 21 jan. 1997.

Citações de softwares estatísticos

A RBZ não recomenda a citação bibliográfica de *softwares* aplicados a análises estatísticas. A utilização de programas deve ser informada no texto (Material e Métodos) incluindo o procedimento específico e o nome do *software* com sua versão e/ou ano de lançamento.

"... os procedimentos estatísticos foram conduzidos utilizando-se o PROC MIXED do SAS (*Statistical Analysis System*, versão 9.2.)"