

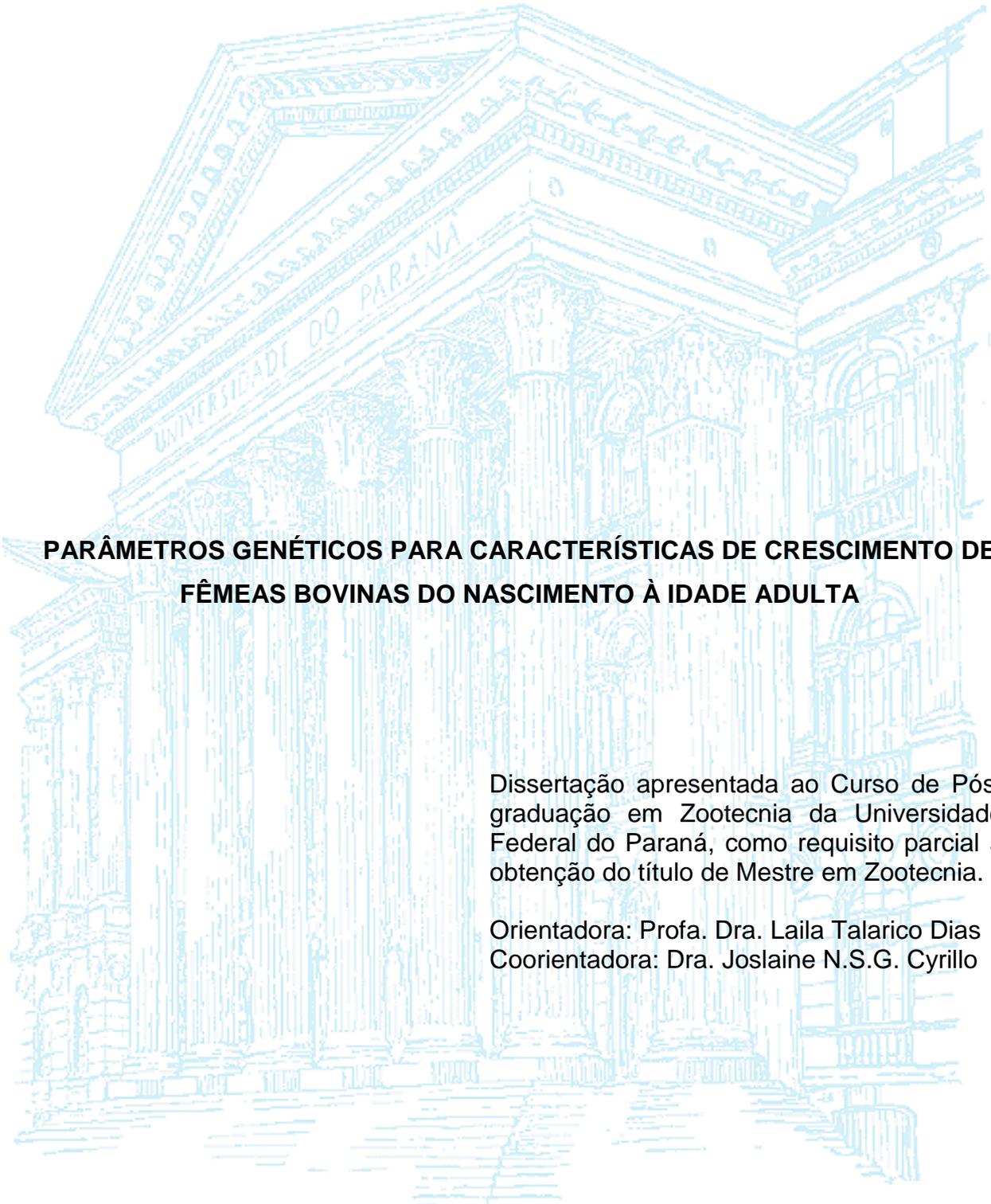
UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ

**PARÂMETROS GENÉTICOS PARA CARACTERÍSTICAS DE CRESCIMENTO DE
FÊMEAS BOVINAS DO NASCIMENTO À IDADE ADULTA**

CURITIBA

2016

JULIANA VARCHAKI PORTES



PARÂMETROS GENÉTICOS PARA CARACTERÍSTICAS DE CRESCIMENTO DE FÊMEAS BOVINAS DO NASCIMENTO À IDADE ADULTA

Dissertação apresentada ao Curso de Pós-graduação em Zootecnia da Universidade Federal do Paraná, como requisito parcial à obtenção do título de Mestre em Zootecnia.

Orientadora: Profa. Dra. Laila Talarico Dias
Coorientadora: Dra. Joslaine N.S.G. Cyrillo

**CURITIBA
2016**

P849 Portes, Juliana Varchaki
Parâmetros genéticos para características de crescimento de
fêmeas bovinas do nascimento à idade adulta. / Juliana Varchaki
Portes. Curitiba: 2016.
94 f. il.

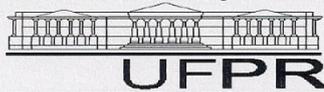
Orientadora: Laila Talarico Dias
Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal do Paraná.
Setor de Ciências Agrárias. Programa de Pós-Graduação
em Zootecnia.

1. Bovino de corte - Melhoramento genético. 2. Genética
animal. 3. Veterinária. I. Dias, Laila Talarico. II. Universidade
Federal do Paraná. Setor de Ciências Agrárias. Programa de
Pós-Graduação em Zootecnia. III. Título.

CDU 636.2.033.082:619

TERMO DE APROVAÇÃO

PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ZOOTECNIA



PARECER

A Comissão Examinadora da Defesa da Dissertação intitulada **“PARÂMETROS GENÉTICOS PARA CARACTERÍSTICAS DE CRESCIMENTO DE FÊMEAS BOVINAS DO NASCIMENTO À IDADE ADULTA”** apresentada pela Mestranda **JULIANA VARCHAKI PORTES** declara ante os méritos demonstrados pelo Candidato, e de acordo com o Art. 79 da Resolução nº 65/09–CEPE/UFPR, que considerou o candidato aprovado para receber o Título de Mestre em Zootecnia, na Área de Concentração em Meio Ambiente, Melhoramento e Modelagem Animal.

Curitiba, 24 de março de 2016.

Professora Dra Laila Talarico Dias
Presidente/Orientador

Professor Dr. Rodrigo de Almeida Teixeira
Membro

Dra Lenira El Faro Zadra
Membro

**Dedico a todos que me apoiaram
para que eu chegasse até aqui...**

AGRADECIMENTOS

Agradeço a Deus, primeiramente, por me dar forças para concluir mais esta etapa de minha vida.

Aos meus pais que, graças à educação e dedicação, me ajudaram a atingir meus objetivos.

Ao Jean, meu namorado, que me apoia e me motiva todos os dias a seguir em frente e a superar as dificuldades, pensando em nosso futuro. Amo você!

A minha orientadora, mãe e amiga, Professora Laila Talarico Dias, por cada ensinamento dado, de vida ou profissional, fazendo de mim uma pessoa melhor, além de sempre buscar o melhor para seus “filhos”, desdobrando-se em mil para que tudo corresse bem com projetos, análises, concursos, disciplinas e congressos.

A minha coorientadora, Doutora Joslaine Cyrillo, “Jô”, por ter confiado em mim e em meu trabalho, por ter concedido o banco de dados, por me convidar a cursar o mestrado no Instituto de Zootecnia, por ter me acompanhado durante a correria para realizar as análises para a qualificação, além de ir à minha defesa e contribuir com seu conhecimento.

Ao Instituto de Zootecnia, pela concessão dos dados para esta dissertação.

A Doutora Lenira El Faro, que sempre foi muito prestativa e atenciosa, me auxiliando na execução das análises e na interpretação e organização dos resultados e gráficos, e também por ser parte de minha banca, enriquecendo meu trabalho final.

Aos meus amigos, de perto e de longe, que fazem meus dias mais alegres: Mylena, a minha fiel parceira, minha gêmea; o grupo de afinidade (Helton e Maurício), as “Meninas lindas do Sertão”, em especial a Bianca que me aturou em sua casa por alguns dias; aos amigos do grupo “Morcego” que sempre estão prontos para uma festa; e a Bruna e Cintia que por vezes cobraram minha presença em suas vidas.

A Equipe GAMA, pelas risadas e companheirismo do dia a dia, Álida, Altair, Bárbara, Francisco, Gisele, Lorena, Simone, em especial ao Bruno e a Cláudia, sempre dispostos a uns chopps no final da tarde acompanhados por porções de “batatasas”; e ao Professor Rodrigo Teixeira, que sempre esteve por perto para me socorrer com programações e documentos e por aturar minhas brincadeiras e “encheções” o tempo todo.

A Equipe PECCA, por me acolher durante o primeiro ano do Mestrado, me ajudando sempre, com bom humor, a realizar todo o trabalho.

Aos Professores e colegas do Programa de Pós-Graduação em Zootecnia da Universidade Federal do Paraná, pelas aulas e conversas de corredor, em especial Professor Doutor Marson Bruck Warpechowski que participou de minha qualificação trazendo boas discussões e contribuições.

A CAPES, pela bolsa concedida.

A todos que de alguma forma contribuíram, direta ou indiretamente, para chegar até aqui.

MUITO OBRIGADA!

*“Um dia a gente chega, no outro vai embora
Cada um de nós compõe a sua história
Cada ser em si carrega o dom de ser capaz
De ser feliz...”*

(Almir Sater – Tocando em Frente)

*“Escolha um trabalho que você ama
e você nunca terá que trabalhar
um dia sequer na vida”*

(Confúcio)

RESUMO

Os programas de melhoramento de gado de corte no Brasil têm priorizado a seleção para características de crescimento por serem medidas de fácil obtenção e herdáveis porém, existem poucas informações após os dois anos de idade, o que dificulta a avaliação do tamanho adulto dos animais. O objetivo geral desta dissertação de mestrado foi estimar os parâmetros genéticos para características de crescimento do nascimento à idade adulta de vacas de corte. O Capítulo 1 apresentou a revisão bibliográfica sobre as diferentes metodologias para avaliação de características longitudinais, além de trabalhos já realizados com informações de crescimento de fêmeas bovinas. No Capítulo 2, intitulado “Estimativas de herdabilidade para pesos do nascimento aos 10 anos de idade em fêmeas bovinas”, o objetivo foi estimar os coeficientes de herdabilidade do peso do nascimento aos 10 anos de idade de fêmeas das raças Caracu, Gir, Guzerá e Nelore. Para tanto, o modelo da análise contemplou os efeitos fixos do grupo de contemporâneos (rebanho e ano de nascimento), mês de nascimento e produto anterior (se a fêmea havia parido = 1 ou não = 0), as covariáveis linear e quadrática da idade da mãe e do animal, além dos efeitos aleatórios genético aditivo direto, materno e de ambiente permanente materno. As herdabilidades obtidas variaram entre $0,29 \pm 0,06$ e $0,49 \pm 0,06$ para o peso ao nascer, entre $0,12 \pm 0,05$ e $0,24 \pm 0,09$ para desmama, de $0,25 \pm 0,07$ a $0,37 \pm 0,05$ para o peso ao sobreano, e para pesos dos 2 aos 10 anos de idade variaram entre $0,25 \pm 0,07$ e $0,69 \pm 0,11$, para as diferentes raças. Concluiu-se que, devido às estimativas herdabilidade de moderada a alta, há possibilidade de progresso genético para as características de crescimento, podendo utilizá-las como critério de seleção para monitorar o peso desejado das vacas de corte. O Capítulo 3, “Estimativa de parâmetros genéticos para pesos de vacas Nelore por meio de modelos de regressão aleatória”, teve como objetivo estimar funções de (co)variância utilizando modelos de regressões aleatórias para pesos de fêmeas Nelore de 1 a 8 anos de idade. Os modelos incluíram como fixos, o efeito de grupo de contemporâneos e estado fisiológico da vaca para prenhez (0 = vazia; 1= prenha) e lactação (0 = seca; 1 = lactante) e, a idade da vaca ao parto (efeito linear e quadrático) e polinômio ortogonal de Legendre da classe de idade do animal (regressão cúbica), como covariáveis, além dos efeitos aleatórios genético aditivo direto e o efeito de ambiente permanente de animal e materno. Polinômios de sexta a terceira ordem foram considerados para modelar o efeito genético aditivo direto e de ambiente permanente de animal e materno. O resíduo foi modelado

considerando homogeneidade e heterogeneidade de variâncias. Realizou-se a comparação dos modelos pelos critérios de informação Bayesiano de Schwarz (BIC) e de Akaike (AIC). O modelo que considerou polinômios $k = 3$ para o efeito genético aditivo direto, $k = 6$ para ambiente permanente de animal e $k = 1$ para o efeito de ambiente permanente materno foi indicado como o melhor pelo critério BIC. As estimativas de herdabilidade do efeito genético direto e as correlações genéticas entre as pesagens obtidas por modelos de regressão aleatória foram de moderada a alta magnitude, sugerindo a possibilidade de ganho através de seleção, com isso pode-se adotar a característica para manutenção do tamanho adulto dos animais. O Capítulo 4, intitulado “Estimativa de parâmetros genéticos para altura de vacas Nelore por meio de modelos de regressão aleatória”, objetivou estimar funções de (co)variância por meio de modelos de regressões aleatórias para altura de garupa de fêmeas Nelore de 1 a 8 anos de idade. O modelo da análise utilizou os mesmos efeitos considerados para peso, conforme apresentado anteriormente, com exceção do efeito fixo do estado fisiológico da fêmea. O modelo que considerou polinômios $k = 4$ para o efeito genético aditivo direto e $k = 3$ para ambiente permanente de animal foi o mais adequado para estimar as variâncias da curva de crescimento. As estimativas de herdabilidade do efeito genético direto e as correlações genéticas entre as mensurações obtidas por modelos de regressão aleatória foram de alta magnitude, indicando que a utilização da altura como critério de seleção pode ser adequado para manutenção do tamanho adulto dos animais. Por fim, o Capítulo 5, intitulado: “Estimativas de parâmetros genéticos para características de crescimento em rebanhos Seleção e Controle de vacas Nelore”, teve por objetivo estudar as diferenças existentes entre os rebanhos Seleção (NeS) e Controle (NeC) em relação aos parâmetros genéticos para peso e altura de fêmeas Nelore, de 1 a 8 anos de idade. Os modelos utilizados para as análises foram os obtidos nos Capítulos 3 e 4, diferenciando-se apenas na construção do grupo de contemporâneos que excluiu o efeito de rebanho, formando assim dois bancos de dados (Seleção – NeS; Controle – NeC) para cada característica estudada. Observou-se que após 30 anos de seleção para peso sobreano, ainda há variabilidade genética para peso corporal e também para a altura de garupa. As estimativas de herdabilidade para peso e altura variaram de moderada a alta magnitude e sugerem a possibilidade de ganhos genéticos por meio de seleção. Concluiu-se que mesmo após 30 anos de seleção para peso ao sobreano, ainda há variabilidade genética para

peso e altura indicando, dessa forma, a possibilidade de monitorar o tamanho adulto das vacas por meio de seleção direta.

Palavras-chave: altura de garupa, curva de crescimento, dados longitudinais, gado de corte, herdabilidade, peso adulto.

ABSTRACT

The beef cattle breeding programs in Brazil have prioritized the selection for growth traits to be measured easily obtainable and inheritable, but there is little information after two years old, making it difficult to evaluate the mature size of the animal. The general objective of this master's thesis was to estimate genetic parameters for characteristics of growth birth to maturity of beef cows. Chapter 1 presented a review of the different methodologies for evaluation of longitudinal characteristics, in addition to work already carried out with growth of information of cows. In Chapter 2, entitled "Estimates of heritability for birth weights at 10 years old in cows," the goal was to estimate the heritability coefficients of birth weight to 10 years old females of Caracu, Gir, Guzera and Nelore. Therefore, the analysis model included the fixed effects of contemporary group (herd and year of birth), month of birth and previous product (if the female had calving = 1 or no = 0), the linear and quadratic covariates for age of mother and animal, in addition to the random effects direct additive genetic, and permanent environment animal and maternal. The heritability obtained ranged from 0.29 ± 0.06 and 0.49 ± 0.06 for birth weight, between 0.12 ± 0.05 and 0.24 ± 0.09 for weaning, 0.25 ± 0.07 to 0.37 ± 0.05 for yearling weight, and weights from 2 to 10 years of age ranged from 0.25 ± 0.07 and 0.69 ± 0.11 for the different breeds. It was concluded that due to the heritability estimates of moderate to high, there is the possibility of genetic progress for the growth characteristics and can use them as selection criteria to monitor the desired weight of beef cows. Chapter 3, "Estimation of genetic parameters for Nelore weights by random regression models", aimed to estimate functions of (co)variance using random regressions models for Nelore weights from 1 to 8 years old. The models included as fixed, the contemporary group effect and physiological state of the cow for pregnancy (0 = empty, 1 = pregnant) and lactation (0 = dry, 1 = in lactation) and the age at calving (linear effect and quadratic) and Legendre polynomials of animal age class (cubic regression) as covariates in addition to the random effects direct additive genetic and permanent environment animal and maternal. Sixth to third order polynomials were considered to model the direct additive genetic effect and permanent environment animal and maternal. The residue was modeled considering homogeneity and heterogeneity of variances. Was performed by comparison of the models Bayesian information criteria Schwarz (BIC) and Akaike (AIC). The model considered the polynomials $k = 3$ for the direct genetic

effect, $k = 6$ for permanent environmental animal and $k = 1$ for the permanent environmental maternal effect was indicated as the best by BIC criteria. Heritability estimates of genetic direct effect and genetic correlations between weight measurements obtained by random regression models were moderate to high magnitude, suggesting the possibility of gain through selection, it can adopt the feature for maintenance of the mature size of the animals. The Chapter 4, entitled "Estimation of genetic parameters for height Nelore by random regression models", aimed to estimate functions of (co)variance using random regression models for hip height Nelore 1-8 years old. The model of analysis used the same effects considered for weight, as shown above, with the exception of the fixed effect of the physiological state of the female. The model considered the polynomial $k = 4$ for the direct genetic effect and $k = 3$ for animal permanent environment was the most appropriate to estimate the variances of the growth curve. Heritability estimates of direct genetic effects and genetic correlations between measurements obtained by random regression models were of high magnitude, indicating that the use of the height as a selection criterion may be suitable for maintenance of the mature size of the animal. Finally, Chapter 5, entitled "Estimates of genetic parameters for growth traits in Selection and Control Nelore cattle ", aimed to study the differences between the herds Selection (NeS) and Control (NeC) in relation to genetic parameters for weight and height of Nelore, from 1 to 8 years old. The models used for the analysis were obtained in Chapters 3 and 4, differing only in the construction of contemporary group that excluded the herd effect, thus forming two databases (Selection - NeS; Control - NeC) for each feature studied. It observed that even after selection for yearling weight, there is genetic variability for body weight and also to the hip height. The heritability estimates for weight and height ranged from moderate to high magnitude and suggest the possibility of genetic gains by selection. It was concluded that even after 30 years of selection for yearling weight, there is genetic variation for height and weight indicating, thus, the ability to monitor the mature size of cows through direct selection.

Keywords: beef cattle, growth curve, heritability, hip height, longitudinal data, mature weight.

LISTA DE FIGURAS

- Figura 1. Número de animais e média de peso do nascimento aos 10 anos de idade de fêmeas Caracu, Gir, Guzerá e Nelore do Programa de Melhoramento Animal do Instituto de Zootecnia de Sertãozinho - São Paulo.35
- Figura 2. Variância genética aditiva para pesos do nascimento aos 10 anos de idade de fêmeas Caracu, Gir, Guzerá e Nelore do Programa de Melhoramento Animal do Instituto de Zootecnia de Sertãozinho - São Paulo.36
- Figura 3. Variância genética materna para pesos do nascimento aos 10 anos de idade de fêmeas Caracu, Gir, Guzerá e Nelore do Programa de Melhoramento Animal do Instituto de Zootecnia de Sertãozinho - São Paulo.37
- Figura 4. Variância de ambiente permanente materno para pesos do nascimento aos 10 anos de idade de fêmeas Caracu, Gir, Guzerá e Nelore do Programa de Melhoramento Animal do Instituto de Zootecnia de Sertãozinho - São Paulo....38
- Figura 5. Variância residual para pesos do nascimento aos 10 anos de idade de fêmeas Caracu, Gir, Guzerá e Nelore do Programa de Melhoramento Animal do Instituto de Zootecnia de Sertãozinho - São Paulo.39
- Figura 6. Variância fenotípica para pesos do nascimento aos 10 anos de idade de fêmeas Caracu, Gir, Guzerá e Nelore do Programa de Melhoramento Animal do Instituto de Zootecnia de Sertãozinho - São Paulo.40
- Figura 7. Coeficientes de herdabilidade para peso do nascimento aos 10 anos de idade de fêmeas Caracu, Gir, Guzerá e Nelore do Programa de Melhoramento Animal do Instituto de Zootecnia de Sertãozinho - São Paulo.40
- Figura 8. Distribuição do número de observações (barras) e média de peso em kg (●), de acordo com a classe de idade (Classe 1 = 1 ano; Classe 73 = 2 anos; Classe 97 = 3 anos; Classe 122 = 4 anos; Classe 146 = 5 anos; Classe 170 = 6 anos; Classe 183 = 7 anos e Classe 195 = 8 anos de idade) de fêmeas Nelore do Programa de Melhoramento Animal do Instituto de Zootecnia de Sertãozinho - São Paulo.....51
- Figura 9. Desvios-padrão em kg (♦) e coeficientes de variação em % (○), de acordo com a classe de idade (Classe 1 = 1 ano; Classe 73 = 2 anos; Classe 97 = 3 anos; Classe 122 = 4 anos; Classe 146 = 5 anos; Classe 170 = 6 anos; Classe 183 = 7 anos e Classe 195 = 8 anos de idade) de fêmeas Nelore do Programa de Melhoramento Animal do Instituto de Zootecnia de Sertãozinho - São Paulo....51
- Figura 10. Estimativas dos componentes de variância genética aditiva direta (σ^2a), de ambiente permanente animal (σ^2c), de ambiente permanente materno (σ^2q), residual (σ^2e), fenotípica (σ^2p) e coeficientes de herdabilidade (h^2) obtidas por modelos de regressão aleatória, para $k= 3, 6, 1$, com 21 classes residuais, para pesos de vacas Nelore do Programa de Melhoramento Animal do Instituto de Zootecnia de Sertãozinho - São Paulo.....55
- Figura 11. Distribuição do número de observações (barras) e média de altura em centímetros (●), de acordo com a classe de idade (Classe 1 = 1 ano; Classe 73 = 2 anos; Classe 97 = 3 anos; Classe 122 = 4 anos; Classe 146 = 5 anos; Classe 170 = 6 anos; Classe 183 = 7 anos e Classe 195 = 8 anos de idade) de fêmeas Nelore do Programa de Melhoramento Animal do Instituto de Zootecnia de Sertãozinho - São Paulo.67
- Figura 12. Desvios-padrão em centímetros (♦) e coeficientes de variação em % (○), de acordo com a classe de idade (Classe 1 = 1 ano; Classe 73 = 2 anos; Classe 97 = 3 anos; Classe 122 = 4 anos; Classe 146 = 5 anos; Classe 170 = 6 anos;

| | |
|--|----|
| Classe 183 = 7 anos e Classe 195 = 8 anos de idade) de fêmeas Nelore do Programa de Melhoramento Animal do Instituto de Zootecnia de Sertãozinho - São Paulo..... | 67 |
| Figura 13. Estimativas dos componentes de variância genética aditiva direta (σ^2a), de ambiente permanente animal (σ^2c), fenotípica (σ^2p), residual (σ^2e) e os coeficientes de herdabilidade (h^2) obtidos por modelos de regressão aleatória, para $k = 4,3$ com variância residual homogênea, de acordo com a classe de idade (Classe 1 = 1 ano; Classe 73 = 2 anos; Classe 97 = 3 anos; Classe 122 = 4 anos; Classe 146 = 5 anos; Classe 170 = 6 anos; Classe 183 = 7 anos e Classe 195 = 8 anos de idade), para altura de vacas Nelore do Programa de Melhoramento Animal do Instituto de Zootecnia de Sertãozinho – São Paulo..... | 70 |
| Figura 14. Distribuição da frequência de observações (F - barras) e média de peso (P - à esquerda) e altura (A - à direita), de vacas Nelore dos rebanhos Controle e Seleção, do Programa de Melhoramento Animal do Instituto de Zootecnia de Sertãozinho - São Paulo, de 1 a 8 anos de idade. | 84 |
| Figura 15. Estimativas dos componentes de variância aditiva direta σ^2a para peso, obtidas por modelos de regressão aleatória, para $k = 3, 6, 1$, com 21 classes residuais (à esquerda), e para altura, obtidas por modelos de regressão aleatória, para $k = 4, 3$, com resíduo homogêneo (à direita), em vacas Nelore dos rebanhos Seleção (linha) e Controle (pontilhado) do Programa de Melhoramento Animal do Instituto de Zootecnia de Sertãozinho - São Paulo. | 85 |
| Figura 16. Estimativas dos componentes de variância fenotípica σ^2p para peso, obtidas por modelos de regressão aleatória, para $k = 3, 6, 1$, com 21 classes residuais (à esquerda), e para altura, obtidas por modelos de regressão aleatória, para $k = 4, 3$, com resíduo homogêneo (à direita), em vacas Nelore dos rebanhos Seleção (linha) e Controle (pontilhado) do Programa de Melhoramento Animal do Instituto de Zootecnia de Sertãozinho - São Paulo. | 86 |
| Figura 17. Estimativas de herdabilidade (h^2) para peso, obtidas por modelos de regressão aleatória, para $k = 3, 6, 1$, com 21 classes residuais (à esquerda), e para altura, obtidas por modelos de regressão aleatória, para $k = 4, 3$, com resíduo homogêneo (à direita), em vacas Nelore dos rebanhos Seleção (linha) e Controle (pontilhado), do Programa de Melhoramento Animal do Instituto de Zootecnia de Sertãozinho - São Paulo, de 1 a 8 anos de idade. | 87 |

LISTA DE TABELAS

- Tabela 1. Número de fêmeas nascidas entre 1981 e 2014 do Programa de Melhoramento Genético do Instituto de Zootecnia de Sertãozinho – São Paulo, em função da raça, categoria de idade e pedigree33
- Tabela 2. Número de parâmetros, valores dos critérios de informação BIC e AIC e valores de Log L para os diferentes modelos testados de acordo com a estrutura dos resíduos homogêneo ou heterogêneo para pesos de vacas Nelore do Programa de Melhoramento Animal do Instituto de Zootecnia de Sertãozinho - São Paulo.....52
- Tabela 3. Número de parâmetros, valores dos critérios de informação BIC e AIC e valores de Log L para os diferentes modelos testados para pesos de vacas Nelore do Programa de Melhoramento Animal do Instituto de Zootecnia de Sertãozinho - São Paulo52
- Tabela 4. Estimativas de componentes de variância (diagonal), covariâncias (abaixo da diagonal) e correlações entre os coeficientes de regressão aleatória (acima da diagonal) e autovalores correspondentes, para os efeitos genético aditivo direto, de ambiente permanente animal e de ambiente permanente materno, para $k = 3, 6, 1$, com 21 classes residuais, para peso de vacas Nelore do Programa de Melhoramento Animal do Instituto de Zootecnia de Sertãozinho - São Paulo....53
- Tabela 5. Correlação genética aditiva (acima da diagonal) e correlação fenotípica (abaixo da diagonal) para pesos de fêmeas Nelore do Programa de Melhoramento Animal do Instituto de Zootecnia de Sertãozinho - São Paulo em diferentes classes de idade para o modelo $k = 3, 6, 1$ com 21 classes residuais57
- Tabela 6. Número de parâmetros, valores dos critérios de informação BIC e AIC e valores de Log L para os diferentes modelos testados de acordo com a estrutura do resíduo e dos polinômios de Legendre para altura de vacas Nelore do Programa de Melhoramento Animal do Instituto de Zootecnia de Sertãozinho - São Paulo.....68
- Tabela 7. Estimativas de componentes de variância (diagonal), covariâncias (abaixo da diagonal) e correlações entre os coeficientes de regressão aleatória (acima da diagonal) e autovalores correspondentes, para os efeitos genético aditivo direto, de ambiente permanente animal e de ambiente permanente materno, para $k = 4,3$ com variância residual homogênea, para altura de vacas Nelore do Programa de Melhoramento Animal do Instituto de Zootecnia de Sertãozinho - São Paulo69
- Tabela 8. Correlação genética aditiva (acima da diagonal) e correlação fenotípica (abaixo da diagonal) para altura de fêmeas Nelore do Programa de Melhoramento Animal do Instituto de Zootecnia de Sertãozinho - São Paulo em diferentes classes de idade para o modelo $k = 4,3$ com variância residual homogênea72

SUMÁRIO

| | |
|---|----|
| CAPÍTULO I – CONSIDERAÇÕES GERAIS..... | 18 |
| INTRODUÇÃO | 18 |
| REVISÃO DE LITERATURA | 19 |
| REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS | 26 |
| CAPÍTULO II - ESTIMATIVAS DE HERDABILIDADE PARA PESOS DO NASCIMENTO AOS 10 ANOS DE IDADE EM FÊMEAS BOVINAS | 30 |
| INTRODUÇÃO | 31 |
| MATERIAL E MÉTODOS | 32 |
| RESULTADOS E DISCUSSÃO..... | 35 |
| CONCLUSÕES | 41 |
| REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS | 42 |
| CAPÍTULO III – ESTIMATIVA DE PARÂMETROS GENÉTICOS PARA PESOS DE VACAS NELORE POR MEIO DE MODELOS DE REGRESSÃO ALEATÓRIA | 45 |
| INTRODUÇÃO | 46 |
| MATERIAL E MÉTODOS | 47 |
| RESULTADOS E DISCUSSÃO..... | 50 |
| CONCLUSÕES | 58 |
| REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS | 58 |
| CAPÍTULO IV – ESTIMATIVA DE PARÂMETROS GENÉTICOS PARA ALTURA DE VACAS NELORE POR MEIO DE MODELOS DE REGRESSÃO ALEATÓRIA | 61 |
| INTRODUÇÃO | 62 |
| MATERIAL E MÉTODOS | 63 |
| RESULTADOS E DISCUSSÃO..... | 66 |
| CONCLUSÕES | 73 |
| REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS | 73 |
| CAPÍTULO V - ESTIMATIVAS DE PARÂMETROS GENÉTICOS PARA CARACTERÍSTICAS DE CRESCIMENTO EM REBANHOS SELEÇÃO E CONTROLE DE VACAS NELORE. | 77 |
| INTRODUÇÃO | 78 |
| MATERIAL E MÉTODOS | 80 |
| RESULTADOS E DISCUSSÃO..... | 83 |
| CONCLUSÕES | 88 |
| REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS | 88 |
| CONSIDERAÇÕES FINAIS | 92 |

CAPÍTULO I – CONSIDERAÇÕES GERAIS

INTRODUÇÃO

A seleção de bovinos de corte em programas de melhoramento é baseada no peso corporal e no ganho de peso em idades pré-determinadas, o que tem resultado em animais de maior porte em função da correlação genética positiva entre tais características e o peso adulto do animal, além de alterações no custo de manutenção, taxa de maturidade, eficiência reprodutiva e econômica do rebanho (Meyer, 1995; Rosa et al., 2000; Silva et al., 2000; Meyer, 2004).

O crescimento pode ser avaliado pelo peso do animal mensurado várias vezes ao longo da vida, o que faz com que essas informações sejam caracterizadas como medidas longitudinais e possam ser analisadas por meio de modelos de regressão aleatória (MRA) (Kirkpatrick et al., 1990; Schaeffer, 2004). Tal metodologia permite descrever a curva de crescimento genética do animal e estimar as diferenças esperadas na progênie (DEP's) para qualquer momento, mesmo em idades nas quais o animal não tenha sido mensurado (Albuquerque, 2004). Além disso, utiliza-se maior número de informações proporcionando estimativas das variâncias e dos parâmetros genéticos mais precisos do que quando analisados por modelos de multicaracterísticas em que as características são padronizadas para determinadas idades (Meyer, 2004).

Através da regressão aleatória para características de crescimento do nascimento à idade adulta é possível observar onde há maior variação e, portanto, em qual momento a seleção será mais eficiente, identificando, dessa forma, animais que apresentem menor peso ao nascer, mas que atinjam rapidamente valores superiores de peso ao sobreano, obtendo-se assim animais mais precoces e com tamanho adulto em torno da média. Com isso, além de diminuir problemas com partos distócicos, devido ao peso elevado do bezerro ao nascer, aumenta-se a produtividade e reduzem-se os custos de manutenção das vacas (Oliveira et al., 1995; Boligon et al., 2009).

Uma das alternativas para que o tamanho das fêmeas do rebanho não aumente em função da seleção para peso, seria a inclusão da informação do peso adulto nos índices de seleção, no entanto, não é comum registrar nas fichas de controle zootécnico o peso dos animais após dois anos de idade.

A altura de garupa é outra característica que poderia ser considerada como critério de seleção para o controle do tamanho dos animais, pois a mensuração é

simples e apresenta menores variações de ambiente, revelando mais adequadamente o tamanho corporal quando comparada à medida de peso vivo do animal (Baker et al., 1998).

Na literatura são poucos os trabalhos sobre as correlações entre os pesos, ganhos de peso, altura e o tamanho adulto em populações de zebuínos (Boligon et al., 2009, 2010; Regatieri et al., 2012; Boligon et al., 2013). Sendo assim, estudos que relacionam o peso adulto e altura das fêmeas com as principais características consideradas como critérios de seleção em programas de melhoramento de gado de corte são de grande importância e podem contribuir na identificação e na ponderação dos critérios dentro dos índices de seleção.

OBJETIVO GERAL

Estimar parâmetros genéticos para características de crescimento do nascimento à idade adulta de vacas de corte.

OBJETIVOS ESPECÍFICOS

Obter os componentes de variância genética, fenotípica e ambiental e as herdabilidades para características de crescimento do nascimento à idade adulta de fêmeas bovinas.

Estimar as funções de covariância genéticas de ordens adequadas para peso e altura de garupa de fêmeas bovinas por meio de modelos de regressão aleatória.

Avaliar as estimativas dos componentes de variância e dos coeficientes de herdabilidade para peso e altura de garupa das fêmeas Nelore dos rebanhos Seleção e Controle do Instituto de Zootecnia de Sertãozinho – SP.

REVISÃO DE LITERATURA

Em busca da maximização da eficiência dos diferentes sistemas de produção, deve-se adequar o biotipo dos animais produzidos para conseguir atender suas necessidades nutricionais e assim obter melhor desempenho produtivo (Arango et al., 2002). Ao longo dos anos a seleção com base em características de crescimento como pesos e ganhos de peso resultou em fêmeas de maior porte que produzem bezerros de maior tamanho, porém, mesmo essas fêmeas trazendo maior receita na

balança quando descartadas, não implica necessariamente em melhor desempenho do sistema produtivo uma vez que além do tamanho também aumentam-se as exigências nutricionais destes animais ao longo de sua vida produtiva (Euclides Filho, 2005).

O equilíbrio entre os requerimentos da vaca para manutenção, reprodução e do bezerro na lactação deve ser obtido para maximizar a produtividade do rebanho, pois sabe-se que a pirâmide da prioridade energética da fêmea é sua sobrevivência (manutenção) e depois a reprodução. Com isso, a escolha dos critérios de seleção e utilização de índices de seleção pode ser uma estratégia na bovinocultura de corte, ponderando-se maiores taxas de crescimento e menor peso adulto, controlando assim gastos com alimentação devido à energia requerida pelos animais e mantendo o nível de produtividade (Diaz, 2012).

A decisão de incluir uma característica como critério de seleção depende da sua importância econômica, do potencial para se obter ganho genético e dos custos de medição (Harris, 1970). As características de fácil mensuração a campo, que apresentam coeficientes de herdabilidade de moderado a alto, como o peso corporal, por exemplo, são frequentemente utilizadas, pois resultam em ganhos genéticos expressivos ao longo das gerações. Embora o peso corporal, mensurado em idades pré-determinadas, seja um eficiente critério de seleção, sabe-se que o crescimento corporal é contínuo, o que faz com que a estimação da variação genética dos pesos nas diferentes fases do crescimento, dos coeficientes de herdabilidade e das correlações do nascimento até a maturidade tenham grande importância para o melhoramento genético de bovinos de corte (Fitzhugh Jr. & Taylor, 1971; Meyer, 1995).

As estimativas de parâmetros genéticos para características longitudinais, que se repetem ao longo da vida dos animais, podem ser obtidas por meio de modelos de repetibilidade, características múltiplas (multivariada) ou regressão aleatória (Schaeffer, 1999).

O modelo de repetibilidade é o mais simples, pois assume que as mensurações ao longo do tempo são medidas repetidas de uma mesma característica. Ele pode ser descrito como:

$$y = Xb + Z_1a + Z_2p + e,$$

Em que:

y = vetor de observações;

b = vetor de efeitos fixos;

a e p = vetores de efeitos aleatórios genético aditivo direto e de ambiente permanente do animal, respectivamente;

e = vetor de efeitos residuais;

X , Z_1 e Z_2 = matrizes de incidência associadas a: b , a e p , respectivamente.

Assumindo-se as seguintes pressuposições:

$$\begin{aligned} a &\sim N(\emptyset, A\sigma_a^2) \\ p &\sim N(\emptyset, I\sigma_p^2) \\ e &\sim N(\emptyset, R) \end{aligned} \quad V \begin{bmatrix} a \\ p \\ e \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A\sigma_a^2 & \emptyset & \emptyset \\ \emptyset & I\sigma_p^2 & \emptyset \\ \emptyset & \emptyset & I\sigma_e^2 \end{bmatrix}$$

Em que:

A = matriz de numeradores do coeficiente de parentesco de Wright;

I = matriz identidade de ordem igual ao número de animais com observações;

σ_a^2 e σ_p^2 = componentes de variância genético aditivo direto e de ambiente permanente, respectivamente.

Neste modelo, as variâncias genéticas e não-genéticas são contínuas e as correlações entre as medidas repetidas são iguais a unidade, como se os mesmos pares de genes fossem responsáveis pelo desempenho do animal ao longo do tempo, o que geralmente não ocorre (Boake, 1989; Albuquerque & Pereira, 2006).

Na análise multivariada, ou modelo de dimensão finita, as covariâncias entre as medidas tomadas em diferentes idades variam e as correlações podem ser diferentes da unidade (Anderson, 1979), pois pressupõe-se que cada medida é uma característica diferente, conforme modelo apresentado a seguir:

$$y_i = X_i b_i + Z_i a_i + e_i,$$

Para t características:

$$\begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X_1 & \emptyset & \dots & \emptyset \\ \emptyset & X_2 & \dots & \emptyset \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \emptyset & \emptyset & \dots & X_t \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_1 \\ b_2 \\ \vdots \\ b_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} Z_1 & \emptyset & \dots & \emptyset \\ \emptyset & Z_2 & \dots & \emptyset \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \emptyset & \emptyset & \dots & Z_t \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_1 \\ a_2 \\ \vdots \\ a_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_1 \\ e_2 \\ \vdots \\ e_t \end{bmatrix}$$

Em que:

y_i = vetor de observações;

b_i = vetor de efeitos fixos;

a_i = vetor do efeito aleatório genético aditivo direto;

e_i = vetor de efeitos residuais;

X_i e Z_i = matrizes de incidência associadas a b e a , respectivamente.

Com as pressuposições:

$$\begin{matrix}
 a_i \sim N(\emptyset, A\sigma_a^2) \\
 e_i \sim N(\emptyset, I\sigma_e^2)
 \end{matrix}
 \quad
 V
 \begin{bmatrix}
 a_1 \\
 a_2 \\
 \vdots \\
 a_t \\
 e_1 \\
 e_2 \\
 \vdots \\
 e_t
 \end{bmatrix}
 =
 \begin{bmatrix}
 A\sigma_{a1}^2 & A\sigma_{a1a2}^2 & \dots & A\sigma_{a1at}^2 & \emptyset & \emptyset & \emptyset & \emptyset \\
 A\sigma_{a2a1}^2 & A\sigma_{a2}^2 & \dots & A\sigma_{a2at}^2 & \emptyset & \emptyset & \emptyset & \emptyset \\
 \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \emptyset & \emptyset & \emptyset & \emptyset \\
 A\sigma_{aia1}^2 & A\sigma_{aia2}^2 & \dots & A\sigma_{aia}^2 & \emptyset & \emptyset & \emptyset & \emptyset \\
 \emptyset & \emptyset & \emptyset & \emptyset & I\sigma_{e1}^2 & I\sigma_{e1e2}^2 & \dots & I\sigma_{e1et}^2 \\
 \emptyset & \emptyset & \emptyset & \emptyset & I\sigma_{e2e1}^2 & I\sigma_{e2}^2 & \dots & I\sigma_{e2et}^2 \\
 \emptyset & \emptyset & \emptyset & \emptyset & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\
 \emptyset & \emptyset & \emptyset & \emptyset & I\sigma_{e1et}^2 & I\sigma_{e2et}^2 & \dots & I\sigma_{et}^2
 \end{bmatrix}$$

Em que:

σ_{aia}^2 e σ_{eiet}^2 = componentes de covariância genética aditiva direta e residual entre as características i e t, respectivamente.

Porém, o maior número de informações faz com que seja necessária a padronização em determinadas idades para viabilizar a estimação dos parâmetros sem considerar as informações intermediárias (Kirkpatrick et al., 1990), o que pode comprometer a confiabilidade dos resultados e, conseqüentemente, a seleção dos animais (Valente et al., 2008).

As funções de covariância (FC), também denominadas de modelo de “dimensão-infinita”, e os modelos de regressão aleatória (MRA) foram desenvolvidos para a avaliação de dados longitudinais uma vez que permitem a utilização de todas as informações do indivíduo para obter a curva de crescimento de cada animal, resultando em uma matriz de (co)variâncias entre as medidas tomadas em diferentes pontos de uma trajetória. Para modelar as FC utiliza-se, usualmente, os polinômios ortogonais de Legendre, que são normalizados e adequados para ajustar funções contínuas, evitar a super parametrização e minimizar a variância do erro, além de possibilitar a análise das variações genéticas das curvas de crescimento.

Os modelos de regressão aleatória (MRA), considerados um caso específico de FC, ajustam uma curva de regressão fixa que leva em conta a tendência média da população e, no mínimo, duas equações de regressão aleatória, sendo uma para o efeito genético aditivo direto e outra para o ambiente permanente do animal. Eles podem ser descritos matricialmente por:

$$y = Xb + Z_1a + Z_2c + e$$

Em que:

y = vetor de observações;

b = vetor de efeitos fixos;

a e c = vetores de efeitos aleatórios genético aditivo direto e de ambiente permanente do animal, respectivamente;

e = vetor de efeitos residuais;

X, Z₁ e Z₂ = matrizes de incidência associadas a: b, a e p, respectivamente.

Ou pela equação apresentada a seguir:

$$y_{ij} = F_{ij} + \sum_{m=0}^3 \beta_m \phi_m(a_{ij}^*) + \sum_{m=0}^{k_{A-1}} \alpha_{im} \phi_m(a_{ij}^*) + \sum_{m=0}^{k_{C-1}} \delta_{im} \phi_m(a_{ij}^*) + \varepsilon_{ij}$$

Em que:

y_{ij} = j^{ésimo} registro do i^{ésimo} animal;

F_{ij} = conjunto de efeitos fixos;

a_{ij}^{*} = idade na data do registro padronizada (-1 a +1);

φ_m(a_{ij}^{*}) = m^{ésimo} polinômio de Legendre sobre a idade a_{ij}^{*};

β_m = coeficientes de regressão para modelar a média da população;

α_{im} e δ_{im} = coeficientes de regressão aleatórios dos efeitos genético aditivo direto e ambiente permanente do animal, respectivamente,

k_A e k_C = ordens dos polinômios correspondentes,

ε_{ij} = efeito de ambiente temporário.

Assumindo-se que:

$$\begin{matrix} a \sim N(\emptyset, A\sigma_a^2) \\ p \sim N(\emptyset, I\sigma_p^2) \\ e \sim N(\emptyset, R) \end{matrix} V = \begin{bmatrix} \sigma_{a0}^2 & \sigma_{a0a1}^2 & \dots & \sigma_{a0ak}^2 & \emptyset & \emptyset & \emptyset & \emptyset \\ \sigma_{a1a0}^2 & \sigma_{a1}^2 & \dots & \vdots & \emptyset & \emptyset & \emptyset & \emptyset \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \emptyset & \emptyset & \emptyset & \emptyset \\ \sigma_{aka0}^2 & \dots & \sigma_{ak}^2 & \emptyset & \emptyset & \emptyset & \emptyset & \emptyset \\ \emptyset & \emptyset & \emptyset & \emptyset & \sigma_{p0}^2 & \sigma_{p0p1}^2 & \dots & \sigma_{p0pk}^2 \\ \emptyset & \emptyset & \emptyset & \emptyset & \sigma_{p1p0}^2 & \sigma_{p1}^2 & \dots & \vdots \\ \emptyset & \emptyset & \emptyset & \emptyset & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \emptyset & \emptyset & \emptyset & \emptyset & \sigma_{pkp0}^2 & \dots & \dots & \sigma_{pk}^2 \end{bmatrix}$$

Em que:

a_i e p_i = coeficientes de regressão aleatória de ordem i [1,k] atribuídos aos efeitos genéticos aditivos diretos e de ambiente permanente animal, respectivamente.

Com o uso da regressão aleatória, a curva genética para cada animal é predita como um desvio de uma curva média populacional, sendo obtidos os valores

genéticos ao longo da curva e não para determinados pontos em idades específicas do animal como os padronizados na análise multicausal.

Uma das vantagens da utilização dos MRA no procedimento de análise é a separação da variação da curva de crescimento fenotípica em efeito genético aditivo direto, genético materno, ambiente permanente individual e ambiente permanente materno, pois determina os coeficientes de regressão aleatórios para cada um destes efeitos. Além disso, esse método permite estimar DEP's para quaisquer idades, mesmo que não tenha sido realizada a medição no animal, além de obter a curva de crescimento sem a necessidade de ajustes dos dados (Meyer, 1998; Albuquerque 2004).

Albuquerque & Meyer (2001) estimaram funções de covariância para o crescimento do nascimento aos 630 dias de idade de bovinos Nelore e concluíram que os modelos de regressão aleatória modelam o padrão de (co)variâncias de forma adequada de acordo com a idade e resultam em estimativas de parâmetros genéticos e predição de valor genético dos animais mais precisos. Albuquerque & El Faro (2008) relataram que em função dos resultados mais acurados espera-se que os modelos de regressão aleatória possam substituir os de características múltiplas usados rotineiramente para tais avaliações. No entanto, Nobre et al. (2009) ao compararem modelos de características múltiplas e de regressão aleatória para pesos do nascimento aos 733 dias idade de bovinos Nelore concluíram que para a implantação dos modelos de regressão aleatória como rotina na avaliação genética em bovinos de corte, são necessários mais testes para garantir que não haja problemas numéricos e menores acurácias nas estimativas dos parâmetros, resultando em menor precisão das DEP's.

A seleção dos animais com o objetivo de modificar a forma da curva de crescimento, aumentar a taxa de crescimento até o peso de abate, sem alterar o tamanho adulto dos indivíduos, tem sido discutida como uma alternativa para melhorar a eficiência de produção na bovinocultura de corte (Kaps et al., 1999; Arango & Van Vleck, 2002; Arango et al., 2002, Pedrosa et al., 2010).

Boligon et al. (2010), ao avaliar registros de pesos de fêmeas Nelore do nascimento à maturidade, observaram que a ordem polinomial e as classes de variância residual podem alterar as estimativas dos componentes de (co)variâncias. Além disso, os autores verificaram que considerar a variação residual heterogênea foi mais adequada para modelar as informações de crescimento, pois o ambiente

temporário não afetou de forma igual a curva de crescimento dos animais ao longo do tempo, estimando os parâmetros de forma mais precisa. No mesmo trabalho os autores notaram que as estimativas de (co)variância obtidas por MRA e análise multicaracterística, utilizando 6 registros ao longo do tempo, foram semelhantes, o que demonstra que as análises utilizando informações padrão são eficientes para obtenção dos parâmetros genéticos. Os autores ainda comentaram a dificuldade de convergência das análises quando utilizavam polinômios de maior ordem, excedendo 50 parâmetros, o que pode ser explicado pelo aumento dos requisitos computacionais.

Regatieri et al. (2012) relataram sobre a importância de avaliar o peso, ganho de peso e a altura de garupa em idades jovens e sua influência no tamanho adulto dos animais e chamam a atenção sobre a necessidade da inclusão do peso adulto nos índices de seleção para a manutenção do tamanho adulto adequado aos sistemas de produção do Brasil. Já Boligon et al. (2013) concluíram que, independentemente das características estarem incluídas ou não nos índices de seleção, o êxito dos programas de melhoramento está no conhecimento das correlações entre as características de importância econômica, pois assim há possibilidade de melhor planejamento dos objetivos e critérios de seleção utilizados para cada caso, prevenindo ganhos genéticos indesejáveis devido a resposta correlacionada. No entanto, as informações de parâmetros genéticos para crescimento do nascimento à idade adulta utilizando-se modelos de regressão aleatória são escassas, em função da exigência de recursos computacionais para proceder tais análises, mas, principalmente, pelo pequeno número de informações de peso dos bovinos à idade adulta.

Na literatura não há informações sobre a utilização dos modelos de regressão aleatória para altura de vacas à maturidade. Porém, os trabalhos que utilizaram análises uni, bi e multicaracterísticas apresentaram estimativas de herdabilidade moderadas a altas para a altura. Além disso, as correlações genéticas foram positivas com altura ao desmame e sobreano, peso, escore de condição corporal e perímetro escrotal (Vargas et al., 2000; Arango et al., 2002; Nephawe et al., 2004; Pedrosa et al., 2010; Pereira et al., 2010; Regatieri et al., 2012; Boligon et al., 2013). As informações relatadas por esses autores indicam que a utilização da informação de altura pode ser eficiente para o monitoramento do tamanho adulto das fêmeas, adequando a estrutura corporal aos diferentes sistemas produtivos.

Com isso, ressalta-se a importância do desenvolvimento de novas pesquisas que utilizem esta metodologia para características de crescimento, permitindo assim que a seleção seja realizada de forma mais acurada.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ALBUQUERQUE, L.G. Regressão aleatória: nova tecnologia pode melhorar a qualidade das avaliações genéticas. Palestra. In: V Simpósio Brasileiro de Melhoramento Animal, Pirassununga – SP, 2004.

ALBUQUERQUE, L.G.; EL FARO, L. Comparações 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, n.2, p.238-246, 2008.

ALBUQUERQUE, L.G.; MEYER, K. Estimates of genetic parameters for early growth of Brazilian Nelore cattle. Proceedings. In: Association Advancement of Animal Breeding Genetics, v.14, p.151-154, 2001.

ALBUQUERQUE, L.G.; PEREIRA, C.S. Evolução dos modelos de avaliação genética e novos desafios. Anais. In: Simpósio da 43ª Reunião Anual da Sociedade Brasileira de Zootecnia, João Pessoa – PB, 2006.

ANDERSON, T.W. Hsu's work in multivariate analysis. The Annals of Statistics, v.7, n.3, p.474-478, 1979.

ARANGO, J.A.; CUNDIFF, L.V.; VAN VLECK, L.D. Genetic parameters for weight, weight adjusted for body condition score, height, and body condition score in beef cows. Journal of Animal Science, v.80, p.3112–3122, 2002.

ARANGO, J.A.; VAN VLECK, L.D. Size of beef cows: early ideas, new developments. Genetics and Molecular Research, v.1, n.1, p.51-63, 2002.

BAKER, J.F.; STEWART, T.S.; LONG, C.R.; CARTWRIGHT, T.C. Multiple regression and principal components analysis of puberty and growth in cattle. Journal of Animal Science, v.66, p.2147-2158, 1998.

BOAKE, C.R.B. Repeatability: its role in evolutionary studies of mating behavior. Evolutionary Ecology, v.3, p.173-182, 1989.

BOLIGON, A.A.; ALBUQUERQUE, L.G.; MERCADANTE, M.E.Z.; LÔBO, R.B. Herdabilidades e correlações entre pesos do nascimento à idade adulta em rebanhos da raça Nelore. *Revista Brasileira de Zootecnia*, v.38, n.12, p.2320-2326, 2009.

BOLIGON, A.A.; MERCADANTE, M.E.Z.; FORNI, S.; LÔBO, R.B.; ALBUQUERQUE, L.G. Covariance functions for weights from birth to maturity in Nellore cows. *Journal of Animal Science*, v.88, p.849-859, 2010.

BOLIGON, A.A.; BIGNARDI, A.B.; MERCADANTE, M.E.Z.; LÔBO, R.B.; ALBUQUERQUE, L.G. Principal componentes and fator analytic models for birth to mature weights in Nellore cattle. *Livestock Science*, v.152, p.135-142, 2013.

EUCLIDES FILHO, K. O efeito do tamanho das reprodutrizas sobre a eficiência da produção de carne e de bezerros desmamados. Disponível em: <http://ainfo.cnptia.embrapa.br/digital/bitstream/item/73377/1/aac-Sincorte2-Kepler-Euclides-Filho.pdf>. Acesso em 20/02/2016.

DIAZ, I.D.P.S. Efeito da seleção para crescimento em diferentes idades sobre o consumo de energia em animais da raça Nelore. Jaboticabal, SP: UNESP, 2012. 97p. Tese (Doutorado em Genética e Melhoramento Animal) – Universidade Estadual Paulista, Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias, 2012.

FITZHUGH JR., H.A.; TAYLOR, ST.C.S. Genetic Analysis of Degree of Maturity. *Journal of Animal Science*, v. 33, n. 4, 1971.

HARRIS, D.L. Breeding for efficiency in livestock production: defining the economic objectives. *Journal of Animal Science*, v.30, p.860-865, 1970.

KAPS, M.; HERRING, W.O.; LAMBERSON, W.R. Genetic and environmental parameters for mature weight in Angus cattle. *Journal of Animal Science*, v.77, p.569-574, 1999.

KIRKPATRICK, M.; LOFSVOLD, D.; BULMER, M. Analysis of the Inheritance, Selection and Evolution of Growth Trajectories. *Genetics*, v.124, p.979-993, 1990.

MEYER, K. Estimates of genetic parameters for mature weight of Australian beef cows and its relationship to early growth and skeletal measures. *Livestock Production Science*, v.44, p. 125-137, 1995.

MEYER, K. Estimating covariance functions for longitudinal data using a random regression model. *Genetics Selection Evolution*, v.30, p.221-240, 1998.

MEYER, K. Scope for a random regression model in genetic evaluation of beef cattle for growth. *Livestock Production Science*, v.86, p.69–83, 2004.

NEPHAWE, K. A.; CUNDIFF, L. V.; DIKEMAN, M. E.; CROUSE, J. D.; VAN VLECK, L. D. Genetic relationships between sex-specific traits in beef cattle: Mature weight, weight adjusted for body condition score, height and body condition score of cows, and carcass traits of their steer relatives. *Journal of Animal Science*, v.82, p.647-653, 2004.

NOBRE, P.R.C.; ROSA, A.N.; SILVA, L.O.C. Genetic evaluation for large data sets by random regression models in Nelore cattle. *Arquivo Brasileiro de Medicina Veterinária e Zootecnia*, v.61, n.4, p.959-967, 2009.

OLIVEIRA, J.A.L; ALENCAR, M.M.; LIMA, R. Eficiência produtiva de vacas da raça Nelore. *Revista Brasileira de Zootecnia*, v.24, n.3, p.445-452, 1995.

PEDROSA, V.B.; ELER, J.P.; FERRAZ, J.B.S.; SILVA, J.A.II.V. RIBEIRO, S.; SILVA, M.R.; PINTO, L.F.B. Genetic parameters for mature weight and growth traits in Nelore cattle. *Revista Brasileira de Saúde e Produção Animal*, v.11, n.1, p 104-113, 2010.

PEREIRA, M.C.; YOKOO, M.J.; BIGNARDI, A.B.; SEZANA, J.C.; ALBUQUERQUE, L.G. Altura da garupa e sua associação com características reprodutivas e de crescimento na raça Nelore. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, v.45, n.6, p.613-620, 2010.

REGATIERI, I.C.; BOLIGON, A.A.; BALDI, F.; ALBUQUERQUE, L.G. Genetic correlations between mature cow weight and productive and reproductive traits in Nelore cattle. *Genetics and Molecular Research*, v.11, n.3, p.2979-2986, 2012.

ROSA, A.N.; LÔBO, R.B.; OLIVEIRA, H.N.; BORJAS, A.R. Variabilidade Genética do Peso Adulto de Matrizes em um Rebanho Nelore do Estado de São Paulo. *Revista Brasileira de Zootecnia*, v.29, n.6, p.1706-1711, 2000.

SILVA, A.M.; ALENCAR, M.M.; FREITAS, A.R.; BARBOSA, R.T.; BARBOSA, P.F.; OLIVEIRA, M.C.S.; CORREA, L.A.; NOVAES, A.P.; TULLIO, R.R. 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.

SCHAEFFER, L.R. Application of random regression models in animal breeding. Livestock Production Science, v.86, p.35-45, 2004.

SCHAEFFER, L.R. Random regression models - 1999. Notas de aula. Disponível em: <http://www.aps.uoguelph.ca/~lrs/Animalz/lesson14/lesson14.pdf>. Acesso em: 28/05/2015.

VALENTE, B.D.; SILVA, M.A.; SILVA, L.O.C.; BERGMANN, J.A.G.; PEREIRA, J.C.C.; FRIDRICH, A.B.; FERREIRA, I.C.; CORRÊA, G.S.S. Estruturas de covariância de peso em função da idade de animais Nelore das regiões Sudeste e Centro-Oeste do Brasil. Arquivo Brasileiro de Medicina Veterinária e Zootecnia, v.60, n.2, p.389-400, 2008.

VARGAS, C.A.; ELZO, M.A.; CHASE, C.C.; OLSON, T.A. Genetic parameters and relationships between hip height and weight in Brahman cattle. Journal Animal Science, v.78, p.3045-3052, 2000.

CAPÍTULO II - ESTIMATIVAS DE HERDABILIDADE PARA PESOS DO NASCIMENTO AOS 10 ANOS DE IDADE EM FÊMEAS BOVINAS

RESUMO

Em função da correlação genética positiva entre os pesos avaliados em diferentes idades é provável que a seleção para peso, realizada pela maioria dos programas de melhoramento de gado de corte brasileiros, tenha como consequência o aumento do peso adulto dos animais. Porém, existem poucas informações após os dois anos de idade, o que dificulta a avaliação adequada. Sendo assim, o objetivo do trabalho foi estimar os coeficientes de herdabilidade para peso de fêmeas Caracu, Gir, Guzerá e Nelore do nascimento à idade adulta. O modelo contemplou os efeitos fixos do grupo de contemporâneos (rebanho e ano de nascimento), mês de nascimento e produto anterior (se a fêmea havia parido = 1 ou não = 0), as covariáveis linear e quadrática da idade da mãe e do animal, além dos efeitos aleatórios genético aditivo direto, materno e de ambiente permanente materno. As herdabilidades foram estimadas por meio de análises unicaracterísticas para peso ao nascer, 120, 210, 378, 450 e 550 dias de idade e, anualmente, dos 2 aos 10 anos para dados de fêmeas nascidas entre 1981 e 2014. Para o peso ao nascer, as herdabilidades variaram entre $0,29 \pm 0,06$ e $0,49 \pm 0,06$, à desmama entre $0,12 \pm 0,05$ e $0,24 \pm 0,09$, ao sobreano de $0,25 \pm 0,07$ a $0,37 \pm 0,05$ e para pesos dos 2 aos 10 anos de idade variaram entre $0,25 \pm 0,07$ e $0,69 \pm 0,11$, para as diferentes raças. Os valores moderados a altos indicam possibilidade de progresso genético para as características de crescimento e, por isso, recomenda-se a inclusão do peso adulto como critério de seleção para monitorar o peso desejado das vacas de corte.

Palavras-chave: crescimento, gado de corte, parâmetro genético, peso adulto

ABSTRACT

Due to the positive genetic correlation between weights assessed at different ages is likely that selection for weight held by the majority of beef cattle breeding programs in Brazil, has the effect of increasing mature weight of the animals. However, little information after the two years old, which makes the proper evaluation. The objective was to estimate the heritability coefficients for weight of Caracu, Gir, Guzerá and Nelore females from birth to maturity. The model included the fixed effects of

contemporary group (herd and year of birth), month of birth and previous product (if the female had calving = 1 or no = 0), the linear and quadratic covariates of maternal and the animal ages, in addition to the random effects direct additive, genetic maternal and maternal permanent environment. The heritability were estimated using univariate analyzes for birth weight, 120, 210, 378, 450 and 550 days of age and annually from 2 to 10 years for data females born between 1981 and 2014. For birth weight the heritability ranged from 0.29 ± 0.06 and 0.49 ± 0.06 , to weaning between 0.12 ± 0.05 and 0.24 ± 0.09 , for yearling weight of 0.25 ± 0.07 and 0.37 ± 0.05 and weights from 2 to 10 years of age ranged between 0.25 ± 0.07 and 0.69 ± 0.11 for the different breeds. The moderate to high values indicate the possibility of genetic progress for the growth characteristics and therefore recommends the inclusion of mature weight as selection criteria to monitor the desired weight of beef cows.

Keywords: beef cattle, growth, genetic parameter, weight mature

INTRODUÇÃO

O peso corporal é uma característica de fácil mensuração, apresenta herdabilidade de moderada a alta, o que resulta em ganhos genéticos efetivos ao longo das gerações, além de estar diretamente relacionado à produção de carne, o que faz com que seja uma das principais características utilizadas como critério de seleção quando o objetivo é maximizar a eficiência produtiva do rebanho. Porém, a seleção para tal característica pode levar ao aumento do peso adulto do animal, uma vez que há correlação genética positiva entre pesos mensurados em diferentes idades resultando no acréscimo das exigências nutricionais, o que pode influenciar negativamente a eficiência reprodutiva das fêmeas e, conseqüentemente, a eficiência econômica do rebanho (Rosa et al., 2001).

Na literatura os artigos sobre peso de matrizes são escassos, pois a maioria dos programas de melhoramento avalia os animais do nascimento aos dois anos, cessando a coleta de dados a partir desta idade. Rosa et al. (2000) estimaram coeficiente de herdabilidade para o peso adulto de 0,36 em vacas Nelore entre 3,5 e 14,5 anos de idade. Já Arango et al. (2002) e Nephawe et al. (2004) estimaram, respectivamente, herdabilidades de 0,49 e 0,52 para o peso adulto em vacas de corte entre 2 e 8 anos de idade de diferentes raças do Programa de Avaliação de

Germoplasma (Centro de Pesquisa de Carne Animal dos Estados Unidos – USMARC), indicando que há considerável variabilidade genética para o tamanho adulto. Por essa razão, os autores indicaram a inclusão desta característica como critério alternativo de seleção nos programas de melhoramento.

Observando os efeitos de seleção para peso ao sobreano em bovinos da raça Nelore, Mercadante et al. (2003) relataram 1% de mudança genética por ano na média da característica via seleção direta e não encontraram efeitos significativos sobre características reprodutivas das vacas. Porém, Cyrillo et al. (2010), ao avaliarem o mesmo rebanho com adição de duas gerações de seleção, encontraram efeitos negativos sobre a taxa de parição, indicando a necessidade de inclusão do peso adulto como critério de seleção.

Portanto, o conhecimento dos parâmetros genéticos do nascimento à idade adulta poderá auxiliar na maximização de progresso genético para características de interesse econômico. Assim, o objetivo deste trabalho foi estimar os coeficientes de herdabilidade do peso do nascimento aos 10 anos de idade de fêmeas das raças Caracu, Gir, Guzerá e Nelore.

MATERIAL E MÉTODOS

Foram utilizados registros de desempenho ponderal de fêmeas Caracu, Gir, Guzerá e Nelore, nascidas entre 1981 e 2014, pertencentes ao Programa de Melhoramento Genético de Bovinos de Corte do Instituto de Zootecnia, descrito por Razook et al. (1997), do Centro Avançado de Pesquisa Tecnológica dos Agronegócios de Bovinos de Corte (APTA), pertencentes ao Instituto de Zootecnia (IZ), localizado no município de Sertãozinho - SP.

O Programa Melhoramento do IZ teve início em 1976, com um rebanho Controle (C) e dois rebanhos Seleção (S-seleção e T-tradicional), com o objetivo de avaliar os efeitos da seleção dentro de rebanhos, envolvendo características de importância econômica como o crescimento, a reprodução e a qualidade de carcaça (Mercadante et al. 2003). A seleção das fêmeas baseia-se no máximo diferencial de seleção para peso ajustado aos 550 dias de idade no rebanho Seleção e diferencial nulo no rebanho Controle. Para a criação do grupo de contemporâneos, os nascimentos concentram-se entre setembro e novembro e o desmame realizado, em média, aos 210 dias de idade.

As pesagens dos animais foram realizadas ao nascer, aos 120 e 210 dias de idade e, após esse período, as novilhas foram pesadas em intervalos de 3 a 5 meses até chegar aos 550 dias de idade. As fêmeas que permaneceram no rebanho para reprodução tiveram o peso tomado no início e no final da estação de monta, no parto e no desmame dos bezerros. Para as mensurações das novilhas, as duas pesagens intermediárias, entre os 210 e 550 dias, foram ajustadas para o peso aos 378 e aos 450 dias de idade com desvio de 45 dias. A estação de monta foi realizada entre os meses de novembro e janeiro/fevereiro. Considerou-se as pesagens na entrada de estação de monta para o peso das vacas entre 2 e 10 anos de idade.

Para o ajuste dos pesos às idades padrão (120, 210, 378, 450 e 550 dias de idade), primeiramente obtiveram-se os ganhos médios diários (GMD), sendo a razão entre a diferença entre os pesos posterior e anterior à idade que desejava-se padronizar, e o número de dias no período compreendido entre as duas pesagens:

$$\text{GMD} = \frac{(P_p - P_a)}{(I_p - I_a)}$$

Em que: P_p = peso posterior à idade-padrão;

P_a = peso anterior à idade-padrão;

I_a = idade do animal em dias na pesagem anterior à idade-padrão;

I_p = idade do animal em dias na pesagem posterior à idade-padrão.

Posteriormente, utilizou-se a seguinte equação para o cálculo dos pesos às idades-padrão:

$$\text{"Peso à idade padrão} = P_a + \text{GMD} * D_a"$$

Em que: P_a = peso anterior à idade-padrão;

D_a = nº de dias entre a pesagem anterior e a idade padrão.

O número de registros do banco de dados original está demonstrado na Tabela 1, de acordo com a raça, categoria de idade e pedigree.

Tabela 1. Número de fêmeas nascidas entre 1981 e 2014 do Programa de Melhoramento Genético do Instituto de Zootecnia de Sertãozinho – São Paulo, em função da raça, categoria de idade e pedigree

| Raça | Bezerras | Novilhas | Vacas | Pedigree | |
|--------|----------|----------|-------|----------|------|
| | | | | Pais | Mães |
| Caracu | 1641 | 1494 | 1049 | 139 | 510 |
| Gir | 820 | 726 | 592 | 108 | 342 |
| Guzerá | 1966 | 1629 | 1299 | 177 | 739 |
| Nelore | 4540 | 4058 | 2895 | 321 | 2164 |

Para a análise descritiva dos dados utilizou-se o PROC UNIVARIATE, com o teste de ajuste à distribuição normal utilizando o SAS 9.4 (SAS Institute, 2013). A consistência do arquivo considerou as médias das características ± 3 desvios-padrão, conforme os parâmetros da curva de Gauss.

As estimativas de variâncias, covariâncias e parâmetros genéticos foram obtidas pelo método da máxima verossimilhança restrita, utilizando o programa WOMBAT (Meyer 2007). O modelo de análise incluiu os efeitos aleatórios: genético aditivo direto, genético aditivo materno e de ambiente permanente materno, do nascimento aos 550 dias de idade e apenas o efeito aleatório genético aditivo direto para animais de 2 a 10 anos de idade, além dos efeitos fixos de grupo de contemporâneos (ano de nascimento: 1981 a 2014 e rebanhos: C, S e T) e mês de nascimento (setembro, outubro e novembro) e como covariáveis os efeitos linear e quadrático da idade da mãe e do animal. Para as análises de peso entre 3 e 10 anos de idade incluiu-se ainda o efeito fixo de “produto anterior”, ou seja, se a fêmea havia parido (1) ou não (0) no ano anterior, pois o estado fisiológico da vaca influencia no peso corporal. Foram excluídos grupos de contemporâneos com menos de 3 animais. As fêmeas com idades inferiores a 3 anos ou superiores a 13 foram consideradas, na primeira e na última classe deste intervalo, respectivamente.

O modelo completo utilizado pode ser descrito matricialmente como:

$$y = X\beta + Z_1a + Z_2m + Wq + e$$

Em que:

y = vetor de observações;

β = vetor de efeitos fixos;

a e m = vetores de efeitos aleatórios genéticos aditivos direto e materno;

q = vetor de efeito ambiente permanente materno;

e = vetor de efeitos residuais;

X , Z_1 , Z_2 e W = matrizes de incidência associadas a: β , a , m e q , respectivamente.

De acordo com as seguintes pressuposições:

$$E(y) = X\beta, E(a) = 0, E(m) = 0, E(q) = 0 \text{ e } E(e) = 0$$

$$V \begin{bmatrix} a \\ m \\ q \\ e \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A\sigma_a^2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & A\sigma_m^2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & I\sigma_q^2 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & I\sigma_e^2 \end{bmatrix}$$

Em que:

A = numerador da matriz de parentesco entre os animais;

I = matriz de incidência;

σ^2a , σ^2m , σ^2q e σ^2e = variâncias dos efeitos aleatórios a, m, q e e, respectivamente.

A covariância entre os efeitos direto e materno foi considerada igual a zero, pois de acordo com Meyer (1991) esses efeitos devem ser tratados como não-correlacionados, porque quando assume-se que há correlação entre os efeitos genéticos direto e materno, em geral, a covariância é muito baixa ou até negativa, em função da não inclusão da interação genótipo x ambiente no modelo. Além disso, Eler et al. (2000) e Lôbo et al. (2000) relataram que a correlação negativa entre os efeitos genéticos direto e materno pode ser resultado de estimação incorreta devido a problemas na estrutura de dados.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

O número de registros e a média do peso corporal do nascimento aos 10 anos de idade das fêmeas Caracu, Gir, Guzerá e Nelore estão apresentados na Figura 1.

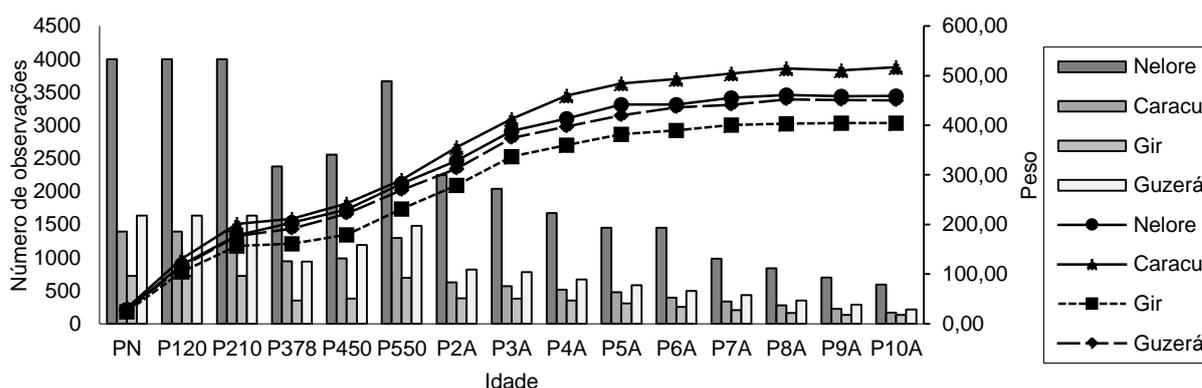
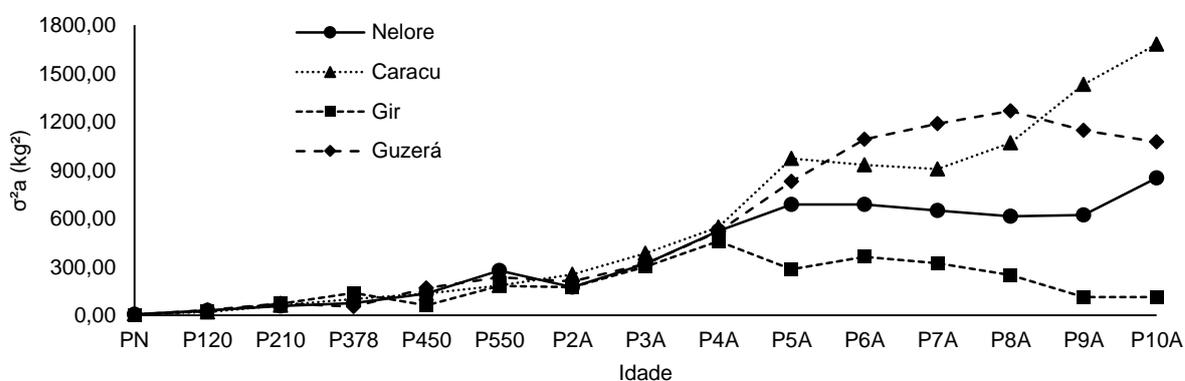


Figura 1. Número de animais e média de peso do nascimento aos 10 anos de idade de fêmeas Caracu, Gir, Guzerá e Nelore do Programa de Melhoramento Animal do Instituto de Zootecnia de Sertãozinho - São Paulo.

Pela Figura 1 observa-se aumento de peso dos animais até 5-6 anos de idade e estabilidade dos valores após este período. Este resultado é semelhante aos

relatados por Kaps et al. (1999) com fêmeas Angus, Arango et al. (2002), com fêmeas de diferentes raças (Angus, Hereford e cruzados), Rosa et al. (2001), Mercadante et al. (2003) e Pedrosa et al. (2010) com fêmeas Nelore, que admitem a maturidade das fêmeas nesta idade. Além disso, o número de animais avaliados diminuiu à medida que a idade aumentou o que pode ser justificado pela exclusão de dados fora do intervalo de confiança e também em função da seleção realizada aos 550 dias de idade das fêmeas destinadas à reprodução. O número de indivíduos utilizados para compor o arquivo dos pesos aos 378 e aos 450 dias foi menor do que o observado aos 550 dias devido ao ajuste utilizado para essas idades, pois animais sem informações neste intervalo de tempo foram excluídos. A diminuição gradativa do número de registros de vacas entre 2 a 10 anos de idade, é evidente e pode ser explicada pelo descarte de animais com problemas reprodutivos ou morfológicos.

A Figura 2 apresenta as estimativas das variâncias genética aditiva direta para os pesos do nascimento aos 10 anos de idade das fêmeas Caracu, Gir, Guzerá e Nelore.



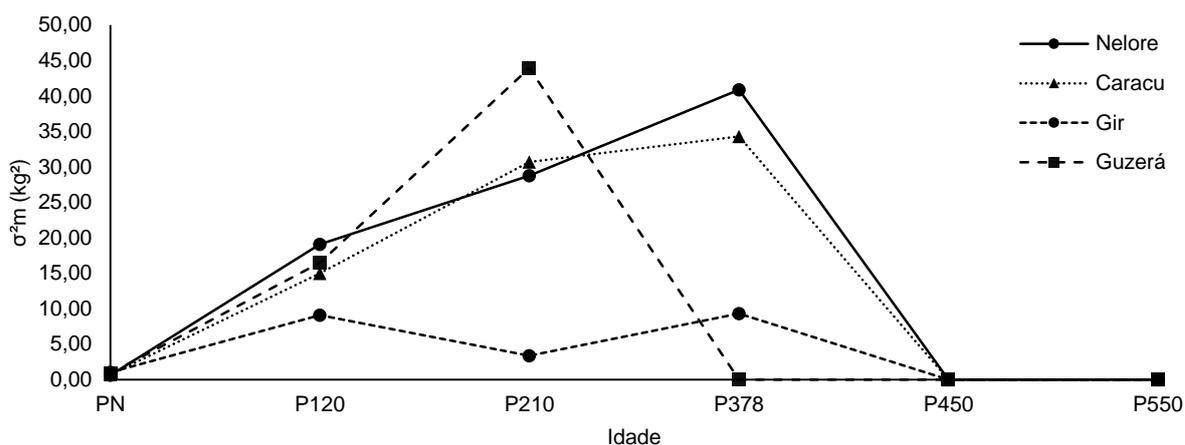
PN = peso ao nascer; P120 = peso aos 120 dias de idade; P210 = peso aos 210 dias de idade; P378 = peso aos 378 dias de idade; P450 = peso aos 450 dias de idade; P550 = peso aos 550 dias de idade; P2A = peso aos 2 anos de idade; P3A = peso aos 3 anos de idade; P4A = peso aos 4 anos de idade; P5A = peso aos 5 anos de idade; P6A = peso aos 6 anos de idade; P7A = peso aos 7 anos de idade; P8A = peso aos 8 anos de idade; P9A = peso aos 9 anos de idade; P10A = peso aos 10 anos de idade.

Figura 2. Variância genética aditiva para pesos do nascimento aos 10 anos de idade de fêmeas Caracu, Gir, Guzerá e Nelore do Programa de Melhoramento Animal do Instituto de Zootecnia de São Carlos - São Paulo.

Pode-se notar pela Figura 2 que a variância genética aditiva foi crescente do nascimento aos 4 anos para a raça Gir (2,89 a 460,44 kg²) e, para a raça Guzerá, até os 8 anos de idade (3,63 a 1268,67 kg²) e após esta idade os valores diminuíram, provavelmente devido ao pequeno número de indivíduos analisados. Já para as raças Nelore e Caracu a variância foi praticamente crescente em todo o período estudado (5,67 a 853,42 kg² e 8,86 a 1682,88 kg², respectivamente). Comportamento

semelhante foi observado por Boligon et al. (2009) e Boligon et al. (2010a) para fêmeas Nelore do nascimento aos 8 anos de idade e por Costa et al. (2011) que avaliaram fêmeas da raça Angus, do nascimento aos 5 anos de idade, indicando que há variabilidade genética para o peso de fêmeas adultas.

A Figura 3 apresenta as estimativas das variâncias genética materna para os pesos do nascimento aos 10 anos de idade das fêmeas Caracu, Gir, Guzerá e Nelore.

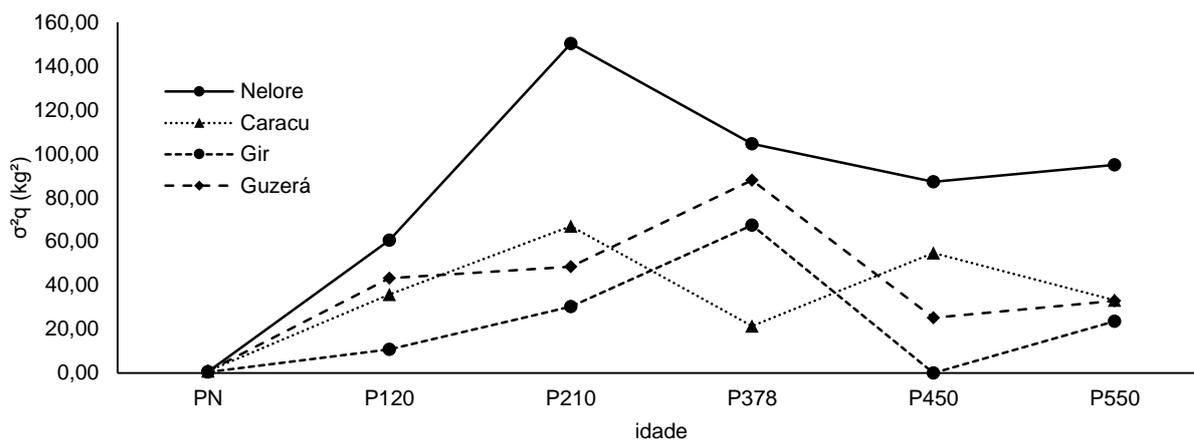


PN = peso ao nascer; P120 = peso aos 120 dias de idade; P210 = peso aos 210 dias de idade; P378 = peso aos 378 dias de idade; P450 = peso aos 450 dias de idade; P550 = peso aos 550 dias de idade; P2A = peso aos 2 anos de idade; P3A = peso aos 3 anos de idade; P4A = peso aos 4 anos de idade; P5A = peso aos 5 anos de idade; P6A = peso aos 6 anos de idade; P7A = peso aos 7 anos de idade; P8A = peso aos 8 anos de idade; P9A = peso aos 9 anos de idade; P10A = peso aos 10 anos de idade.

Figura 3. Variância genética materna para pesos do nascimento aos 10 anos de idade de fêmeas Caracu, Gir, Guzerá e Nelore do Programa de Melhoramento Animal do Instituto de Zootecnia de Sertãozinho - São Paulo.

A variância genética materna apresentou valores crescentes até a desmama para a raça Guzerá (0,89 a 43,93 kg²) e até os 378 dias de idade para as raças Caracu (0,78 a 34,3 kg²), Gir (1,02 a 9,29 kg²) e Nelore (0,59 a 40,86 kg²) (Figura 3), após este período a queda das variâncias é perceptível, mostrando que após o desmame dos animais a influência genética materna diminui. Mesma tendência foi demonstrada por Dias et al. (2006) que identificaram, para animais da raça Tabapuã, menores valores da variância entre 290 e 420 dias de idade. Comportamento semelhante foi observado por Boligon et al. (2010a) em dados de fêmeas Nelore com 365-380 dias de idade.

A Figura 4 apresenta as estimativas das variâncias de ambiente permanente materno para os pesos do nascimento aos 10 anos de idade das fêmeas Caracu, Gir, Guzerá e Nelore.

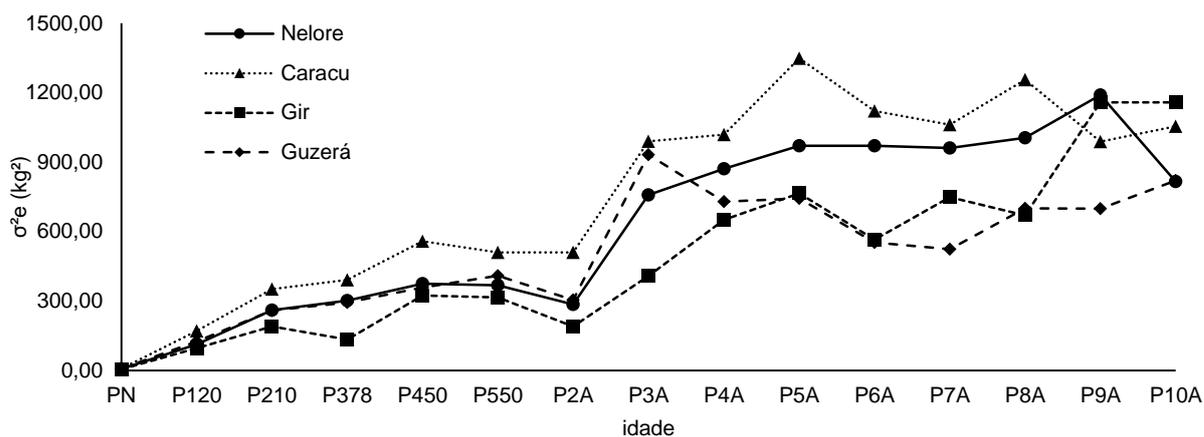


PN = peso ao nascer; P120 = peso aos 120 dias de idade; P210 = peso aos 210 dias de idade; P378 = peso aos 378 dias de idade; P450 = peso aos 450 dias de idade; P550 = peso aos 550 dias de idade; P2A = peso aos 2 anos de idade; P3A = peso aos 3 anos de idade; P4A = peso aos 4 anos de idade; P5A = peso aos 5 anos de idade; P6A = peso aos 6 anos de idade; P7A = peso aos 7 anos de idade; P8A = peso aos 8 anos de idade; P9A = peso aos 9 anos de idade; P10A = peso aos 10 anos de idade.

Figura 4. Variância de ambiente permanente materno para pesos do nascimento aos 10 anos de idade de fêmeas Caracu, Gir, Guzerá e Nelore do Programa de Melhoramento Animal do Instituto de Zootecnia de Sertãozinho - São Paulo.

A variância de ambiente permanente materno aumentou até o desmame para as raças Caracu (0,91 a 66,95 kg²) e Nelore (0,55 a 150,33 kg²) e até o primeiro ano de idade para as raças Gir (0,49 a 67,4 kg²) e Guzerá (0,89 a 87,93 kg²), diminuindo após este período (Figura 4). Ao sobreano a raça Nelore ainda possui alta variabilidade para este efeito (~100 kg²), enquanto que as demais raças apresentam variâncias entre 23,5 e 33,2 kg². Na literatura, Cyrillo et al. (2004) relataram o mesmo comportamento em machos Nelore até os 6-7 meses de idade, Dias et al. (2006) com animais Tabapuã até a desmama e Boligon et al. (2010a) até os 365-380 dias de idade de fêmeas Nelore, demonstrando que mesmo após o desmame o efeito materno ainda contribui para a performance do animal.

A Figura 5 apresenta as estimativas das variâncias residuais para os pesos do nascimento aos 10 anos de idade das fêmeas Caracu, Gir, Guzerá e Nelore.

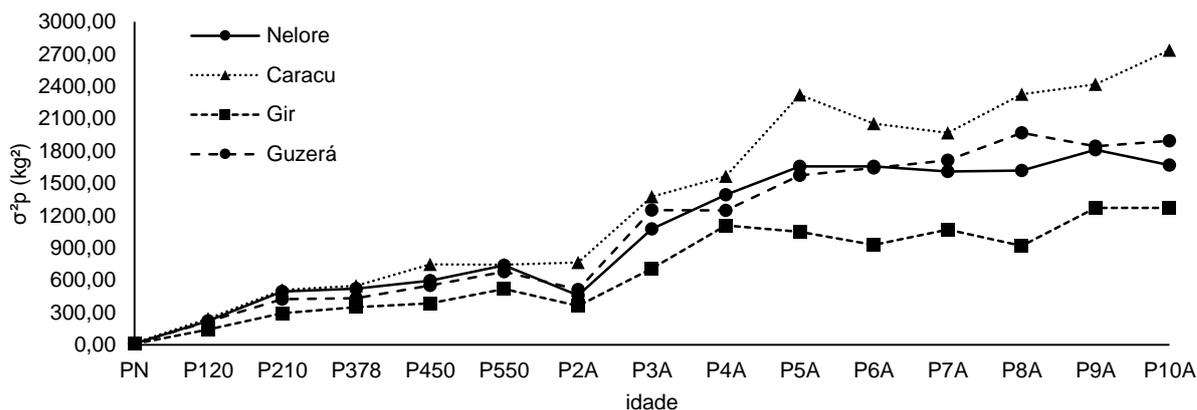


PN = peso ao nascer; P120 = peso aos 120 dias de idade; P210 = peso aos 210 dias de idade; P378 = peso aos 378 dias de idade; P450 = peso aos 450 dias de idade; P550 = peso aos 550 dias de idade; P2A = peso aos 2 anos de idade; P3A = peso aos 3 anos de idade; P4A = peso aos 4 anos de idade; P5A = peso aos 5 anos de idade; P6A = peso aos 6 anos de idade; P7A = peso aos 7 anos de idade; P8A = peso aos 8 anos de idade; P9A = peso aos 9 anos de idade; P10A = peso aos 10 anos de idade.

Figura 5. Variância residual para pesos do nascimento aos 10 anos de idade de fêmeas Caracu, Gir, Guzerá e Nelore do Programa de Melhoramento Animal do Instituto de Zootecnia de Sertãozinho - São Paulo.

Na Figura 5 é possível notar que a variância residual aumentou em todo o período estudado, sendo mais expressiva após os 2-3 anos de idade, período no qual as fêmeas passam pelo primeiro ciclo reprodutivo e muitas não conseguem ciclar novamente (Caracu = 56%, Gir = 51%, Guzerá = 55% e Nelore = 58% de prenhez aos 3 anos de idade). Após este período, há diminuição da variação para a raça Guzerá, e após os 5 anos idade há leve decréscimo para as raças Caracu e Gir. A raça Nelore apresentou crescimento contínuo, diminuindo somente aos 9 anos de idade. Resultados semelhantes foram encontrados por Dias et al. (2006), ao avaliarem animais Tabapuã do nascimento aos 550 dias de idade, e por Boligon et al. (2010a), com fêmeas Nelore do nascimento aos 8 anos de idade, indicando a importância do efeito temporário (ambiente) para a característica.

A Figura 6 apresenta as estimativas das variâncias fenotípicas para os pesos do nascimento aos 10 anos de idade das fêmeas Caracu, Gir, Guzerá e Nelore.

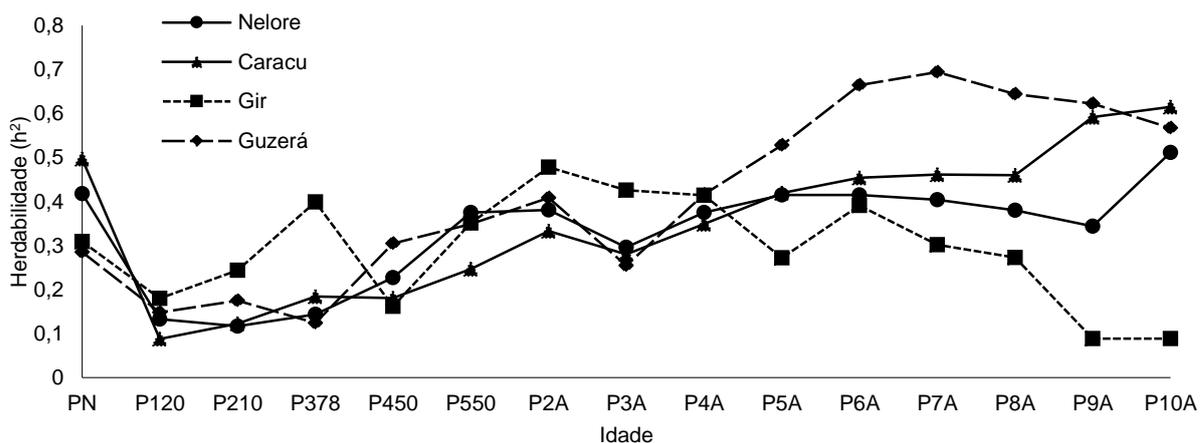


PN = peso ao nascer; P120 = peso aos 120 dias de idade; P210 = peso aos 210 dias de idade; P378 = peso aos 378 dias de idade; P450 = peso aos 450 dias de idade; P550 = peso aos 550 dias de idade; P2A = peso aos 2 anos de idade; P3A = peso aos 3 anos de idade; P4A = peso aos 4 anos de idade; P5A = peso aos 5 anos de idade; P6A = peso aos 6 anos de idade; P7A = peso aos 7 anos de idade; P8A = peso aos 8 anos de idade; P9A = peso aos 9 anos de idade; P10A = peso aos 10 anos de idade.

Figura 6. Variância fenotípica para pesos do nascimento aos 10 anos de idade de fêmeas Caracu, Gir, Guzerá e Nelore do Programa de Melhoramento Animal do Instituto de Zootecnia de Sertãozinho - São Paulo.

A variância fenotípica foi crescente para todas as raças até o sobreano, decrescendo levemente aos 2 anos de idade e com discretas variações crescentes nos valores até os 10 anos de idade (Figura 6). Resultados da literatura apresentaram comportamento crescente de variância fenotípica do nascimento à maturidade (Dias et al. 2006; Boligon et al. 2009; Boligon et al. 2010a).

As herdabilidades para pesos do nascimento aos 10 anos de idade de fêmeas Caracu, Gir, Guzerá e Nelore estão apresentadas na Figura 7.



PN = peso ao nascer; P120 = peso aos 120 dias de idade; P210 = peso aos 210 dias de idade; P378 = peso aos 378 dias de idade; P450 = peso aos 450 dias de idade; P550 = peso aos 550 dias de idade; P2A = peso aos 2 anos de idade; P3A = peso aos 3 anos de idade; P4A = peso aos 4 anos de idade; P5A = peso aos 5 anos de idade; P6A = peso aos 6 anos de idade; P7A = peso aos 7 anos de idade; P8A = peso aos 8 anos de idade; P9A = peso aos 9 anos de idade; P10A = peso aos 10 anos de idade;

Figura 7. Coeficientes de herdabilidade para peso do nascimento aos 10 anos de idade de fêmeas Caracu, Gir, Guzerá e Nelore do Programa de Melhoramento Animal do Instituto de Zootecnia de Sertãozinho - São Paulo.

As estimativas de herdabilidade, obtidas por meio de análises unicaracterísticas, variaram de baixas a altas magnitudes (Figura 7). Para o peso ao nascer e após o sobreano, os valores encontrados variaram de moderados a altos e nos períodos pré e pós-desmama pode-se notar estimativas de baixa magnitude.

As elevadas estimativas de herdabilidade do presente trabalho podem ser justificadas devido à homogeneidade de ambiente, já que foram analisados apenas dados de fêmeas, nas mesmas condições, modelando melhor as variações ambientais (Rosa et al., 2001). Quanto à raça Gir, as baixas estimativas após os 8 anos de idade devem-se ao número reduzido de animais analisados.

Na literatura poucos são os relatos de estimativas de herdabilidade para peso adulto, o que pode ser explicado pela falta de informações após os 2 anos de idade. Valores semelhantes foram relatados para a raça Nelore por Boligon et al. (2009), Boligon et al. (2010a), Regatieri et al. (2012) e Boligon et al. (2013), que estimaram coeficientes de herdabilidade para peso adulto variando de 0,32 a 0,45. Para fêmeas adultas da raça Guzerá, Winkler (1993) estimou herdabilidade de 0,45, já para raças taurinas, Arango et al. (2002), com informações de vacas Angus, Hereford e cruzados entre 2 e 8 anos de idade, obtiveram herdabilidade para o peso adulto de 0,49, e Costa et al. (2011) observaram valores superiores aos estimados neste estudo, variando de 0,43 a 0,56 para o peso adulto de vacas Angus. Os autores afirmam ser de grande importância a coleta de informações dos pesos das fêmeas na estação de monta ou no momento da desmama dos bezerros para seleção e controle do peso adulto, uma vez que a seleção de animais mais pesados ao ano/sobreano trará resposta correlacionada no peso adulto das fêmeas, o que pode não ser favorável para os diferentes sistemas de produção brasileiros (Boligon et al., 2010b).

CONCLUSÕES

Os pesos do nascimento aos 10 anos de idade de fêmeas das raças Caracu, Gir, Guzerá e Nelore responderão à seleção direta em função da variabilidade genética existente e das estimativas de herdabilidade moderadas a altas. Por essa razão, os pesos em idades avançadas devem ser considerados para monitorar o peso adulto das vacas, bem como para melhorar a eficiência do processo de seleção de bovinos de corte.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ARANGO, J.A.; CUNDIFF, L.V.; VAN VLECK, L.D. Genetic parameters for weight, weight adjusted for body condition score, height, and body condition score in beef cows. *Journal of Animal Science*, v.80, p.3112-3122, 2002.

BOLIGON, A.A.; ALBUQUERQUE, L.G.; MERCADANTE, M.E.Z.; LÔBO, R.B. Herdabilidades e correlações entre pesos do nascimento à idade adulta em rebanhos da raça Nelore. *Revista Brasileira de Zootecnia*, v.38, n.12, p.2320-2326, 2009.

BOLIGON, A.A.; MERCADANTE, M.E.Z.; FORNI, S.; LÔBO, R.B.; ALBUQUERQUE, L.G. Covariance functions for weights from birth to maturity in Nelore cows. *Journal of Animal Science*, v.88, p.849-859, 2010a.

BOLIGON, A.A.; ALBUQUERQUE, L.G.; MERCADANTE, M.E.Z.; LÔBO, R.B. Study of relations among age at first calving, average weight gains and weight from weaning to maturity in Nelore cattle. *Revista Brasileira de Zootecnia*, v.39, n.4, p.746-751, 2010b.

BOLIGON, A.A.; BIGNARDI, A.B.; MERCADANTE, M.E.Z.; LÔBO, R.B.; ALBUQUERQUE, L.G. Principal componentes and fator analytic models for birth to mature weights in Nelore cattle. *Livestock Science*, v.152, p.135-142, 2013.

CYRILLO, J.N.S.G.; ALENCAR, M.M.; RAZOOK, A.G.; MERCADANTE, M.E.Z.; FIGUEIREDO, L.A. Modelagem e estimação de parâmetros genéticos e fenotípicos para pesos do nascimento à seleção (378 dias) de machos Nelore. *Revista Brasileira de Zootecnia*, v.33, n.6, p.1405-1415, 2004.

CYRILLO, J.N.S.G.; SILVA, J.A.II de V.; MERCADANTE, M.E.Z.; MONTEIRO, F.M.; DEL CLARO, A.C.; FIGUEIREDO, L.A. Estimation of genetic parameters for yearling weight, mature weight, hip height and calving sucess in Nelore cattle using a multiple-trait threshold model. *Proceedings. In: 9th World Congress on Genetic Applied to Livestock Production, Leipzig. German Society for Animal Science*, v. 1, p.1-4, 2010.

COSTA, R.B.; MISZTAL, I.; ELZO, M.A.; BERTRAND, J.K.; SILVA, L.O.C.; LUKASZEWICZ, M. Estimation of genetic parameters for mature weight in Angus cattle. *Journal of Animal Science*, v.89, p.2680-2686, 2011.

DIAS, L.T.; ALBUQUERQUE, L.G.; TONHATI, H.; TEIXEIRA, R.A. 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.1915-2006, 2006.

ELER, J.P.; FERRAZ, J.B.S.; GOLDEN, B.L.; PEREIRA, E. Influência da Interação Touro x Rebanho na Estimação da Correlação entre Efeitos Genéticos Direto e Materno em Bovinos da Raça Nelore. *Revista Brasileira de Zootecnia*, v.29, n.6, p.1642-1648, 2000.

KAPS, M.; HERRING, W.O.; LAMBERSON, W.R. Genetic and environmental parameters for mature weight in Angus cattle. *Journal of Animal Science*, v.77, p.569-574, 1999.

LOBO, R.N.B.; MARTINS FILHO, R.; PENNA, V.M.; LIMA, F.A.M. Genetic parameters for growth traits of zebu cattle in the semi-arid region of Brazil. *Ciência Animal*, v.10, n.1, p.7-12, 2000.

MERCADANTE, M. E. Z.; PACKER, I. U.; RAZOOK, A. G.; CYRILLO, J. N. S. G.; FIGUEIREDO, L. A. Direct and correlated responses to selection for yearling weight on reproductive performance of Nelore cows. *Journal of Animal Science*, v.81,p.376-384, 2003.

MEYER, K. Estimating variances and covariances for multivariate animal models by restricted maximum likelihood. *Genet. Sel. Evol.*, v.23, p.67-83, 1991.

MEYER, K. WOMBAT - A tool for mixed model analyses in quantitative genetics by restricted maximum likelihood. *Journal of Zhejiang University SCIENCE B*, v. 8, n. 11, p. 815-821, 2007.

NEPHAWE, K.A.; CUNDIFF, L.V.; DIKEMAN, M.E.; CROUSE, J.D.; VAN VLECK, L.D. Genetic relationships between sex-specific traits in beef cattle: mature weight, weight adjusted for body condition score, height and body condition score of cows, and carcass traits of their steer relatives. *Journal of Animal Science*, v.82, p.647-653, 2004.

PEDROSA, V.B.; ELER, J.P.; FERRAZ, J.B.S.; SILVA, J.A.II.V.; RIBEIRO, S.; SILVA, M.R.; PINTO, L.F.B. Parâmetros genéticos do peso adulto e características de desenvolvimento ponderal na raça Nelore. *Revista Brasileira de Saúde e Produção Animal*, v.11, n.1, p.104-113, 2010.

RAZOOK, A.G.; FIGUEIREDO, L.A.; CYRILLO, J.N.S.G.; PACOLA, L.J.; BONILHA NETO, L.M.; TROVO, J.B.F.; RUGGIERI, A.C.; MERCADANTE, M.E.Z. Prova de Ganho de Peso: Normas adotadas pela estação experimental de Zootecnia de Sertãozinho. *Boletim Técnico*, n. 40, 33p., 1997.

REGATIERI, I.C.; BOLIGON, A.A.; BALDI, F.; ALBUQUERQUE, L.G. Genetic correlations between mature cow weight and productive and reproductive traits in Nelore cattle. *Genetics and Molecular Research*, v.11, n.3, p.2979-2986, 2012.

ROSA, A.N.; LÔBO, R.B.; OLIVEIRA, H.N.; BORJAS, A.R. Variabilidade Genética do Peso Adulto de Matrizes em um Rebanho Nelore do Estado de São Paulo. *Revista Brasileira de Zootecnia*, v.29, n.6, p.1706-1711, 2000.

ROSA, A.N.; LÔBO, R.B.; OLIVEIRA, H.N.; BEZERRA, L.A.F.; BORJAS, A.R. Peso adulto de matrizes em rebanhos de seleção da raça Nelore no Brasil. *Revista Brasileira de Zootecnia*, v.30, n.3, p.1027-1036, 2001.

SAS INSTITUTE. SAS/STAT: user's Guide. Version 9.4. Cary: SAS Institute, 2013. 7869p.

WINKLER, R. Tamanho corporal e suas relações com algumas características reprodutivas em fêmeas bovinas adultas da raça Guzerá. Belo Horizonte, MG: UFMG, 1993. 116p. Tese (Mestrado em Melhoramento Animal) – Universidade Federal de Minas Gerais, 1993.

CAPÍTULO III – ESTIMATIVA DE PARÂMETROS GENÉTICOS PARA PESOS DE VACAS NELORE POR MEIO DE MODELOS DE REGRESSÃO ALEATÓRIA

RESUMO

O objetivo deste trabalho foi estimar parâmetros genéticos empregando modelos de regressões aleatórias para a análise de medidas repetidas de pesos de fêmeas Nelore obtidas de um a oito anos de idade. Foram utilizados 33.569 registros de pesagens de 3.860 fêmeas, provenientes do Programa de Melhoramento Animal do Instituto de Zootecnia de Sertãozinho - SP. Nos modelos foram considerados, como fixos, os efeitos de grupo de contemporâneos e do estado fisiológico da vaca para prenhez (0 = vazia; 1 = prenha) e lactação (0 = seca; 1 = lactante) e, a idade da vaca ao parto (efeito linear e quadrático) e polinômio ortogonal de Legendre da classe de idade do animal (regressão cúbica), como covariáveis, além dos efeitos aleatórios genético aditivo direto e o efeito de ambiente permanente de animal e materno. Foram testados 138 modelos, empregando polinômios $k = 3$ a $k = 6$ para modelar o efeito genético aditivo direto e de ambiente permanente de animal e materno. O resíduo foi modelado considerando homogeneidade (1) e heterogeneidade (7 classes = anual; 21 classes = trimestral) de variâncias. O modelo contendo 21 classes de variância foi o que melhor descreveu o comportamento da trajetória para o efeito residual ao longo do crescimento. O modelo que considerou polinômios de Legendre $k = 3$ para o efeito genético aditivo direto, $k = 6$ para ambiente permanente de animal e $k = 1$ para o efeito de ambiente permanente materno foi indicado como o melhor pelos critérios adotados. As estimativas de herdabilidade variaram de moderada a alta magnitudes e sugerem a possibilidade de ganhos genéticos por meio de seleção, indicando a importância de se considerar o peso adulto como critério de seleção para manutenção do tamanho adulto das fêmeas.

Palavras-chave: bovinos de corte, dados longitudinais, herdabilidade, peso adulto

ABSTRACT

The aim of this study was to estimate (co)variance functions using random regression models on Legendre polynomials, for repeated measures of Nelore weights obtained from 1 to 8 years old. Were used 33,569 weight records from 3,860 females, from the Animal Breeding Program of Instituto de Zootecnia de Sertãozinho - SP. The models

included as fixed, the contemporary group effect and physiological state of the cow for pregnancy (0 = empty, 1 = pregnant) and lactation (0 = dry, 1 = in lactation) and age at calving (linear and quadratic effect) and Legendre polynomial for animal age class (cubic regression) as covariates, besides random effects additive direct and permanent environmental of animal and maternal. A total of 138 models from $k = 3$ to $k = 6$ polynomials were considered to model the direct additive genetic and permanent animal and maternal environment effect. The residue was modeled using homogeneous (1) and heterogeneous (7 classes = yearly, 21 classes = quarterly) variances. The model containing 21 classes variance was the best in describing the trajectory of behavior for the residual effect over growth. The model considered polynomials of $k = 3$ for direct genetic effect, $k = 6$ for permanent environmental and animal $k = 1$ for the maternal permanent environmental effect was indicated as the best by these criteria. Heritability estimates of genetic direct effect obtained by random regression models were moderate to high magnitude and suggest the possibility of genetic gains by selection, so one should take into account the characteristic can be used for maintenance of the mature size females.

Keywords: beef cattle, heritability, mature weight, longitudinal data

INTRODUÇÃO

No Brasil, em função dos diferentes biomas e sistemas de produção, se faz necessária a análise do tamanho dos animais produzidos com o objetivo de maximizar a eficiência do rebanho, uma vez que, em ambientes livres de estresse e com boa oferta de alimentos, os animais de maior porte podem ser mais rentáveis. No entanto, onde há escassez de alimentos e situações de estresse, animais mais rústicos e de tamanho mediano poderão proporcionar melhores resultados (Ritchie, 1995).

Atualmente, a seleção dos animais para produção de carne tem sido baseada somente no peso corporal e no ganho de peso obtidos em idades pré-determinadas, o que tem resultado em animais de maior porte em função da correlação genética positiva entre tais características e o peso adulto do animal (Meyer, 1995; Silva et al., 2000; Meyer, 2004; Boligon et al., 2010).

Para o controle do tamanho das fêmeas do rebanho, a informação do peso adulto deveria ser considerada nos índices de seleção, porém não é comum o registro

de dados de peso dos animais após os dois anos de idade, o que faz com que existam poucas informações sobre as correlações entre os pesos, e os ganhos de peso, com o peso adulto em animais de raças zebuínas. Para melhorar a eficiência da seleção dos animais para crescimento é fundamental a estimação de parâmetros genéticos dos pesos do nascimento à idade adulta que pode ser obtida por modelos uni, bi ou multicaracterísticas, além de modelos de repetibilidade e de regressão aleatória. Assim, haverá a possibilidade de selecionar indivíduos mais leves ao nascimento e a idade adulta e mais pesados ao sobreano, o que é desejado pelo mercado, diminuir problemas com partos distócicos devido ao peso elevado do bezerro ao nascer, além de reduzir os custos com a manutenção das vacas (Boligon, 2008).

Portanto, o objetivo do presente trabalho foi estimar funções de (co)variância utilizando modelos de regressões aleatórias para pesos de fêmeas Nelore de 1 a 8 anos de idade.

MATERIAL E MÉTODOS

Foram utilizados 57.913 registros de peso de 4.540 fêmeas da raça Nelore, nascidas entre 1981 e 2012, filhas de 321 touros e 2.164 matrizes, tomados dos 365 dias aos 8 anos de idade, pertencentes ao Programa de Melhoramento Genético do Instituto de Zootecnia, conduzido no Centro Avançado de Pesquisa Tecnológica dos Agronegócios de Bovinos de Corte (APTA), pertencente ao Instituto de Zootecnia (IZ), localizado no município de Sertãozinho - SP.

Para consistência e análise descritiva dos dados realizou-se o teste de Kolmogorov-Smirnov ($n > 2000$) por meio do software SAS 9.4 (SAS Institute, 2013), em que foram consideradas as médias das características ± 3 desvios-padrão, conforme a curva de Gauss. Foram considerados válidos registros de animais com pai e mãe conhecidos e nascidos entre setembro e novembro, além de quatro estações de pesagem, divididas de acordo com o mês de realização da mesma (primavera, verão, outono e inverno).

Os grupos de contemporâneos (GC) foram formados pelas variáveis: rebanho (Controle, Seleção e Tradicional), ano e mês de nascimento e ano e estação de pesagem, totalizando 4.429 GC's, sendo que, os que apresentaram menos de 3 indivíduos foram excluídos da análise, restando 3.838 GC's.

As mensurações das fêmeas eram realizadas ao ano (~378 dias), aos ~450 dias de idade e sobreano (~550 dias), no início e no final da estação de monta (novembro a fevereiro), ao parto (agosto a novembro) e no desmame dos bezerras (abril para os nascidos nos dois primeiros meses e maio para os nascidos no último mês). As idades das fêmeas foram agrupadas em classes de 5 dias (1 a 2 anos), 15 dias (2 a 6 anos) e de 30 dias (6 a 8 anos de idade), gerando assim 73, 98 e 22 classes, respectivamente, totalizando 195 classes de idade.

As estimativas de componentes de (co)variâncias dos coeficientes de regressão aleatória dos efeitos aleatórios genético aditivo direto (A), ambiente permanente de animal (C) e de ambiente permanente materno (Q), além do efeito de ambiente temporário ou residual, foram obtidas pelo método da máxima verossimilhança restrita (REML), utilizando o programa WOMBAT (Meyer, 2007). No modelo de análise foram considerados os efeitos genético aditivo direto, ambiente permanente de animal e ambiente permanente materno como aleatórios. Como efeitos fixos, o grupo de contemporâneos e estado fisiológico da vaca para prenhez (0 = vazia; 1 = prenha) e lactação (0 = seca; 1 = lactante) e, como covariáveis, a idade da mãe e classe de idade do animal. O polinômio ortogonal de Legendre, de quarta ordem ($k=4$), sobre a idade à pesagem foi considerado no modelo como efeito fixo, isto é, uma função cúbica ($n-1$), sobre a idade à pesagem, para modelar a curva média da população, conforme recomendado por Albuquerque & Meyer (2001).

As funções de covariâncias (FC) para os efeitos aleatórios foram obtidas utilizando-se polinômios de Legendre, conforme sugerido por Kirkpatrick et al. (1990), de ordens definidas como: k_A = ordem do polinômio referente ao efeito genético aditivo direto, k_C = ordem do polinômio referente ao efeito de ambiente permanente do animal e k_Q = ordem do polinômio referente ao efeito de ambiente permanente materno.

Considerou-se as variâncias residuais como homogênea (uma classe) ou heterogênea (subdividindo-as em sete classes, para observar o comportamento das variâncias residuais, ano a ano ou vinte e uma classes de idade, com o objetivo de avaliar a variação a cada trimestre). As classes de idade foram agrupadas da seguinte forma:

Para sete classes: 1 (classes 1-73), 2 (classes 74-97), 3 (classes 98-122), 4 (classes 123-146), 5 (classes 147-170), 6 (classes 171-183) e 7 (classes 184-195).

Para vinte e uma classes, agrupou-se em: 1 (classes 1-24), 2 (classes 25-48), 3 (classes 49-72), 4 (classes 73-81), 5 (classes 82-89), 6 (classes 90-97), 7 (classes

98-105), 8 (classes 106-113), 9 (classes 114-121), 10 (classes 122-129), 11 (classes 130-137), 12 (classes 138-145), 13 (classes 146-153), 14 (classes 154-161), 15 (classes 162-169), 16 (classes 170-174), 17 (classes 175-178), 18 (classes 179-182), 19 (classes 183-186), 20 (classes 187-190) e 21 (classes 191-195).

O modelo geral utilizado pode ser descrito como:

$$y_{ij} = F_{ij} + \sum_{m=0}^3 \beta_m \phi_m(a_{ij}^*) + \sum_{m=0}^{k_A-1} \alpha_{im} \phi_m(a_{ij}^*) + \sum_{m=0}^{k_C-1} \delta_{im} \phi_m(a_{ij}^*) + \sum_{m=0}^{k_Q-1} \rho_{im} \phi_m(a_{ij}^*) + \varepsilon_{ij}$$

Em que: y_{ij} é o $j^{\text{ésimo}}$ peso do $i^{\text{ésimo}}$ animal, F_{ij} é o conjunto de efeitos fixos, a_{ij}^* é a idade na data da pesagem padronizada (-1 a +1), $\phi_m(a_{ij}^*)$ é o $m^{\text{ésimo}}$ polinômio de Legendre sobre a idade a_{ij}^* , β_m são os coeficientes de regressão para modelar a média da população, α_{im} , δ_{im} , e ρ_{im} são os coeficientes de regressão aleatórios dos efeitos genético aditivo direto, ambiente permanente do animal e ambiente permanente materno, respectivamente, k_A , k_C e k_Q são as ordens dos polinômios correspondentes, e ε_{ij} é o efeito de ambiente temporário.

O polinômio de Legendre pode ser representado por:

$$\phi_k(a_i^*) = \frac{1}{2^k} \sqrt{\frac{2k+1}{2}} \sum_{m=0}^{\lfloor k/2 \rfloor} (-1)^m \binom{k}{m} \binom{2k-2m}{k} (a_i^*)^{k-2m}$$

Em que $a_i^* = 2(a_i - a_{\min}) / (a_{\max} - a_{\min}) - 1$, tal que a_{\min} e a_{\max} são, respectivamente, a primeira (menor) e a última (maior) idades do intervalo considerado, e os colchetes [] sobre o somatório indicam que o número em seu interior é arredondado para baixo, assumindo o valor inteiro mais próximo.

Em notação matricial:

$$y = Xb + Z_1\alpha + W_1\delta + W_2\rho + \varepsilon$$

$$V \begin{bmatrix} \alpha \\ \delta \\ \rho \\ \varepsilon \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} K_a \otimes A & 0 & 0 & 0 \\ 0 & K_c \otimes I & 0 & 0 \\ 0 & 0 & K_q \otimes I & 0 \\ 0 & 0 & 0 & R \end{bmatrix}$$

Em que: y é o vetor de observações, b o vetor de efeitos fixos (incluindo F_{ij} and β_m), α é o vetor aleatório dos coeficientes genéticos aditivos diretos, δ o vetor de coeficientes de ambiente permanente de animal, ρ o vetor de coeficientes de ambiente

permanente materno, X , Z_1 , W_1 e W_2 são as matrizes de incidência correspondentes, ε é o vetor de resíduos, K_a , K_c e K_q são as matrizes de variâncias e covariâncias entre os coeficientes de regressão aleatórios para os efeitos genético aditivo direto, de ambiente permanente do animal e de ambiente permanente da mãe, respectivamente, \otimes é o produto de Kronecker entre matrizes, A é a matriz de parentesco, I é uma matriz identidade e R é uma matriz diagonal contendo as variâncias residuais.

A comparação dos modelos foi realizada por meio dos critérios de informação Akaike (AIC) e Bayesiano de Schwarz (BIC) que permitem comparar modelos não aninhados e penalizam modelos muito parametrizados, sendo o BIC mais rigoroso do que o AIC, ou seja, é o critério que favorece modelos mais parcimoniosos (Wolfinger, 1993; Nunez-Antón & Zimmerman, 1998), o que é desejável.

Os critérios são dados por:

$$AIC = -2\log L + 2p$$

$$BIC = -2\log L + p\log(N-r)$$

Em que: p é número de parâmetros do modelo, N é o total de observações e r é o posto da matriz X (matriz incidência para os efeitos fixos). Valores menores de AIC e BIC indicam melhor ajuste do modelo.

Após a edição dos dados, foram observados 33.569 registros de pesagens de 3.860 fêmeas, filhas de 304 touros e 1.588 matrizes. Para todas as análises utilizou-se um arquivo de genealogia dos animais, com a identificação de pai e mãe, num total de 9.529 indivíduos na matriz de parentesco.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

O número de registros, médias de peso das fêmeas, desvios-padrão e coeficientes de variação respectivos a cada idade são apresentados nas Figuras 8 e 9.

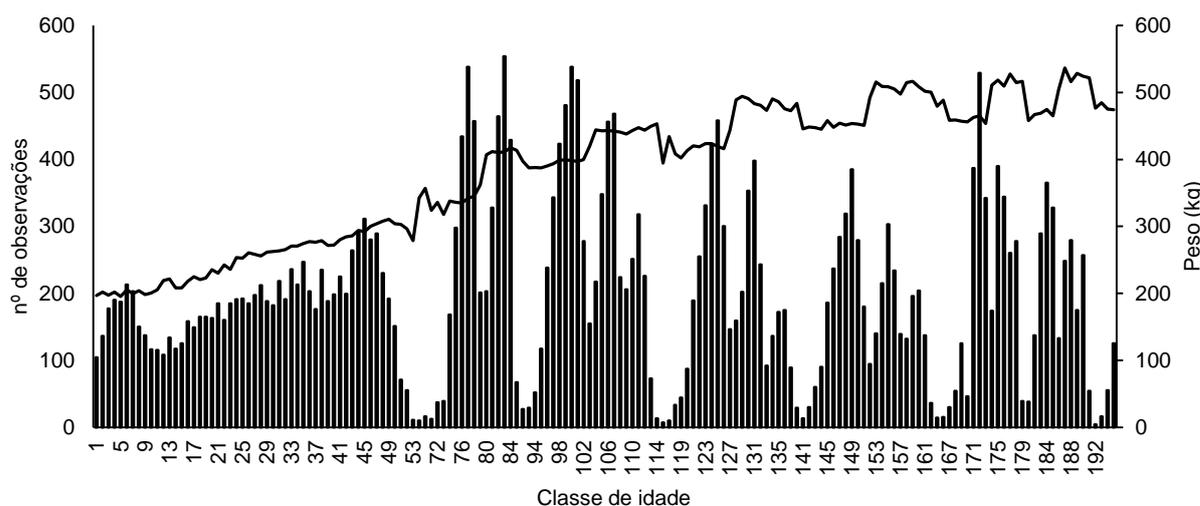


Figura 8. Distribuição do número de observações (barras) e média de peso em kg (●), de acordo com a classe de idade (Classe 1 = 1 ano; Classe 73 = 2 anos; Classe 97 = 3 anos; Classe 122 = 4 anos; Classe 146 = 5 anos; Classe 170 = 6 anos; Classe 183 = 7 anos e Classe 195 = 8 anos de idade) de fêmeas Nelore do Programa de Melhoramento Animal do Instituto de Zootecnia de Sertãozinho - São Paulo.

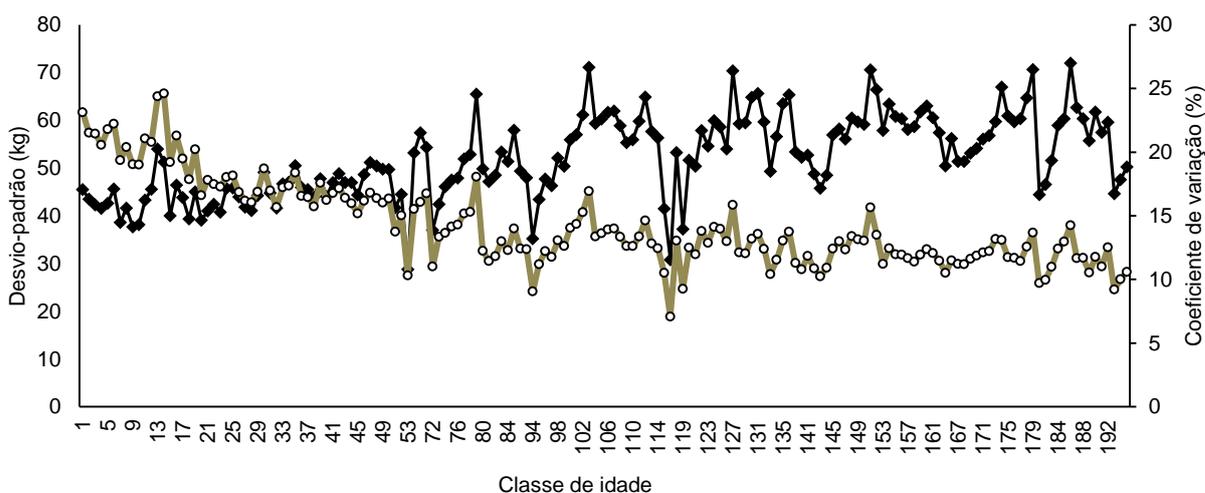


Figura 9. Desvios-padrão em kg (◆) e coeficientes de variação em % (○), de acordo com a classe de idade (Classe 1 = 1 ano; Classe 73 = 2 anos; Classe 97 = 3 anos; Classe 122 = 4 anos; Classe 146 = 5 anos; Classe 170 = 6 anos; Classe 183 = 7 anos e Classe 195 = 8 anos de idade) de fêmeas Nelore do Programa de Melhoramento Animal do Instituto de Zootecnia de Sertãozinho - São Paulo.

As médias de peso aumentaram linearmente do 1º ao 8º ano de idade, variando de 195,5 a 536,7 kg (Figura 8). Já os desvios-padrão e coeficientes de variação mostraram oscilações de acordo com a idade, entre 28,8 e 71,9 kg e 7,1 e 24,6%, respectivamente (Figura 9).

Foram testados 138 diferentes modelos conforme as classes de variância residual, 1 (homogênea), 7 (heterogênea) e 21 (heterogênea) (Tabela 2) e as diferentes ordens de polinômio para os efeitos genético aditivo direto, ambiente

permanente do animal e a inclusão ou não do efeito de ambiente permanente materno. Dentre os modelos analisados, os que apresentaram menores valores da função para os critérios BIC, AIC e Log L podem ser observados na Tabela 3.

Tabela 2. Número de parâmetros, valores dos critérios de informação BIC e AIC e valores de Log L para os diferentes modelos testados de acordo com a estrutura dos resíduos homogêneo ou heterogêneo para pesos de vacas Nelore do Programa de Melhoramento Animal do Instituto de Zootecnia de Sertãozinho - São Paulo

| Modelo | Resíduo | Classes | K _A | K _C | K _Q | NP | BIC | AIC | Log L |
|----------|---------------|-----------|----------------|----------------|----------------|-----------|------------------|------------------|------------------|
| 1 | Homo. | 1 | 4 | 4 | - | 21 | -111631,9 | -111544,7 | -111523,7 |
| 2 | Heter. | 7 | 4 | 4 | - | 27 | -107822,2 | -107710,2 | -107683,2 |
| 3 | Heter. | 21 | 4 | 4 | - | 41 | -107577,9 | -107407,7 | -107366,7 |

Em que: Homo = homogêneo, Heter = heterogêneo, K_A = ordem do polinômio referente ao efeito genético aditivo direto, K_C = ordem do polinômio referente ao efeito de ambiente permanente do animal, K_Q = ordem do polinômio referente ao efeito de ambiente permanente materno, NP = número de parâmetros.

Tabela 3. Número de parâmetros, valores dos critérios de informação BIC e AIC e valores de Log L para os diferentes modelos testados para pesos de vacas Nelore do Programa de Melhoramento Animal do Instituto de Zootecnia de Sertãozinho - São Paulo

| Modelo | Resíduo | Classes | K _A | K _C | K _Q | NP | BIC | AIC | Log L |
|-----------|---------------|-----------|----------------|----------------|----------------|-----------|------------------|------------------|------------------|
| 1 | Heter. | 21 | 5 | 6 | 2 | 60 | -107322,5 | -107073,5 | -107013,6 |
| 2 | Heter. | 21 | 5 | 6 | 1 | 58 | -107321,7 | -107081,1 | -107023,1 |
| 3 | Heter. | 21 | 4 | 6 | 3 | 58 | -107320,4 | -107079,7 | -107021,7 |
| 4 | Heter. | 21 | 4 | 6 | 2 | 55 | -107305,1 | -107076,9 | -107021,9 |
| 5 | Heter. | 21 | 4 | 6 | 1 | 53 | -107304,3 | -107084,3 | -107031,3 |
| 6 | Heter. | 21 | 4 | 3 | 5 | 52 | -107318,5 | -107102,7 | -107050,7 |
| 7 | Heter. | 21 | 3 | 6 | 4 | 58 | -107321,8 | -107081,2 | -107023,2 |
| 8 | Heter. | 21 | 3 | 6 | 3 | 54 | -107301,7 | -107077,6 | -107023,6 |
| 9 | Heter. | 21 | 3 | 6 | 2 | 51 | -107286,5 | -107074,9 | -107023,9 |
| 10 | Heter. | 21 | 3 | 6 | 1 | 49 | -107285,7 | -107082,4 | -107033,4 |

Em que: Homo = homogêneo, Heter = heterogêneo, K_A = ordem do polinômio referente ao efeito genético aditivo direto, K_C = ordem do polinômio referente ao efeito de ambiente permanente do animal, K_Q = ordem do polinômio referente ao efeito de ambiente permanente materno, NP = número de parâmetros.

Quando considerou-se a homogeneidade da variância residual, obteve-se o pior ajuste do modelo, demonstrando que o resíduo se comporta de maneira diferente de acordo com a idade (Tabela 2). O modelo 10 em que k = 3, 6, 1 para os efeitos genético aditivo direto, de ambiente permanente animal e de ambiente permanente materno, respectivamente, com 21 classes de variância residual foi, segundo o critério BIC, o mais adequado (Tabela 3). O modelo escolhido considerou 49 parâmetros para modelar adequadamente as estimativas de variância dos dados. Considerar altas ordens de ajuste para o modelo torna a curva de estimativas mais flexível, porém

aumenta-se o número de parâmetros e conseqüentemente os requerimentos computacionais, o que pode trazer problemas na convergência das análises, além de estimativas inesperadas para herdabilidades e correlações (Kirkpatrick et al., 1994; Meyer, 1998), como observado no presente trabalho para alguns modelos com mais de 60 parâmetros.

Na Tabela 4 estão apresentadas as estimativas de componentes de variância, covariâncias e correlações entre os coeficientes de regressão aleatória e autovalores para os efeitos genético aditivo direto, ambiente permanente do animal e ambiente permanente materno, para o modelo $k = 3, 6, 1$, com 21 classes residuais.

Tabela 4. Estimativas de componentes de variância (diagonal), covariâncias (abaixo da diagonal) e correlações entre os coeficientes de regressão aleatória (acima da diagonal) e autovalores correspondentes, para os efeitos genético aditivo direto, de ambiente permanente animal e de ambiente permanente materno, para $k = 3, 6, 1$, com 21 classes residuais, para peso de vacas Nelore do Programa de Melhoramento Animal do Instituto de Zootecnia de Sertãozinho - São Paulo

| | | Efeito genético aditivo direto | | | | | | |
|------------|---|---------------------------------------|-------|-------|-------|-------|-------|-----------|
| | | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | λ |
| Intercepto | 1 | 1.083,6 | 363,9 | -64,3 | | | | 1.222,9 |
| Linear | 2 | 0,69 | 254,9 | 26,2 | | | | 137,5 |
| Quadrático | 3 | -0,38 | 0,32 | 26,7 | | | | 4,8 |
| | | Efeito de ambiente permanente animal | | | | | | |
| Intercepto | 1 | 898,6 | 238,5 | 31,7 | -49,1 | -67,0 | 15,3 | 980,8 |
| Linear | 2 | 0,61 | 167,1 | 3,3 | -53,9 | -26,6 | 18,8 | 123,7 |
| Quadrático | 3 | 0,17 | 0,04 | 37,8 | 16,5 | -9,7 | -10,8 | 51,2 |
| Cúbico | 4 | -0,22 | -0,57 | 0,37 | 53,1 | 12,6 | -14,6 | 33,3 |
| Quártico | 5 | -0,40 | -0,37 | -0,28 | 0,31 | 31,3 | 12,1 | 15,1 |
| Quíntico | 6 | 0,12 | 0,33 | -0,40 | -0,46 | 0,49 | 18,8 | 2,83 |
| | | Efeito de ambiente permanente materno | | | | | | |
| Intercepto | 1 | 125,2 | | | | | | |

Para todos os efeitos, genético aditivo direto, de ambiente permanente animal e materno, o intercepto teve a maior estimativa de variância associada (Tabela 4). As correlações entre interceptos e os coeficientes de regressão lineares foram altos e positivos para os efeitos genético aditivo direto e de ambiente permanente animal (0,69 e 0,61). Na literatura, os valores observados também foram altos e positivos para todos os efeitos aleatórios do nascimento aos 630 dias de idade em animais Nelore (Albuquerque & Meyer, 2001), do nascimento ao sobreano com animais Tabapuã (Dias et al., 2006), e do nascimento a maturidade com animais da raça Nelore (Boligon et al., 2010).

As correlações entre interceptos e coeficientes de regressão quadráticos, cúbicos, quártico e quántico foram de baixa a moderada e negativas em sua maioria,

semelhante aos resultados obtidos por Albuquerque & Meyer (2001) e Boligon et al. (2010).

As estimativas dos componentes de variância genética aditiva, de ambiente permanente animal, fenotípica, residual e os coeficientes de herdabilidade encontrados para o modelo indicado pelo critério de informação BIC ($k = 3, 6, 1$, com 21 classes residuais) estão apresentadas na Figura 10.

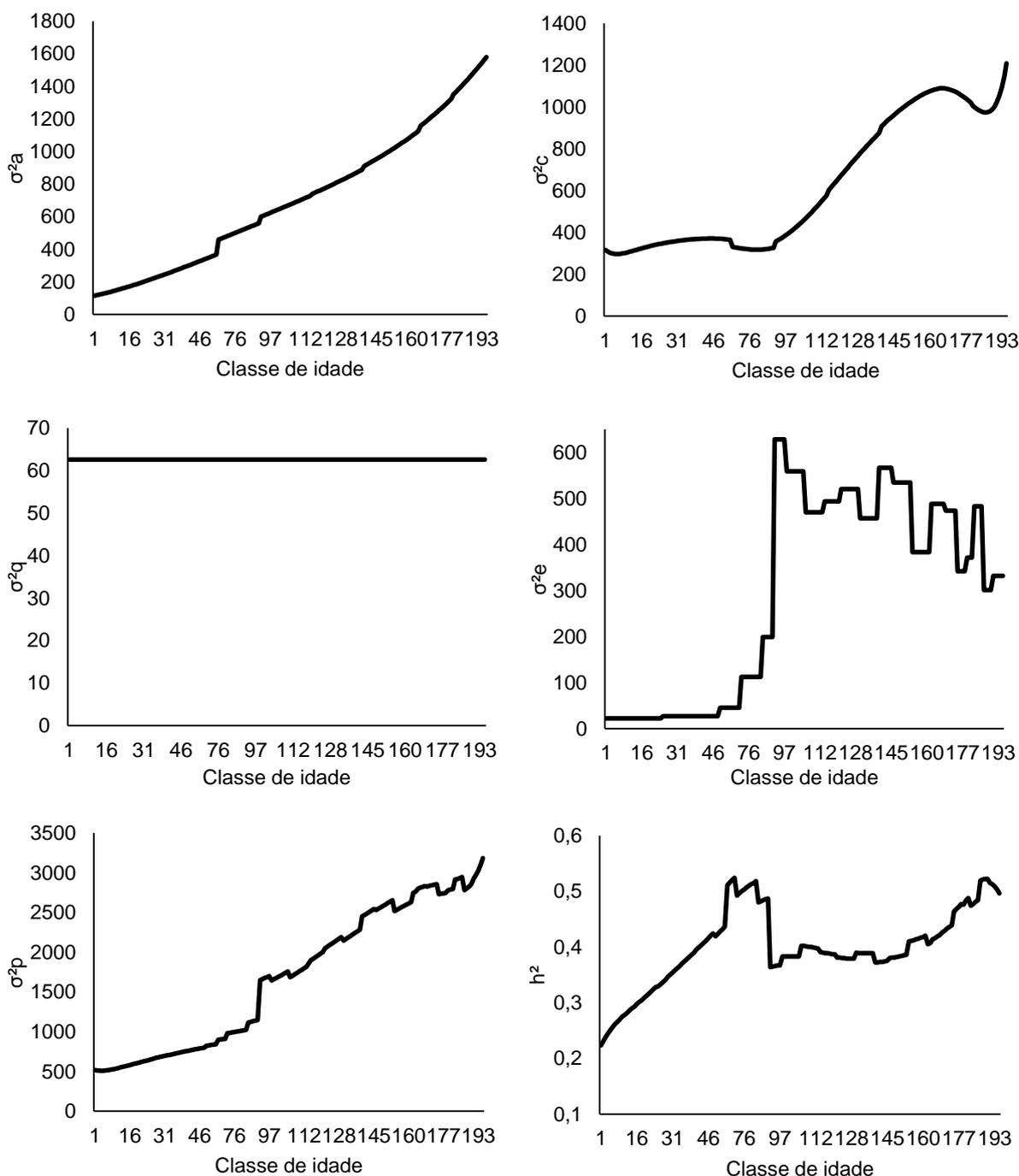


Figura 10. Estimativas dos componentes de variância genética aditiva direta (σ^2a), de ambiente permanente animal (σ^2c), de ambiente permanente materno (σ^2q), residual (σ^2e), fenotípica (σ^2p) e coeficientes de herdabilidade (h^2) obtidas por modelos de regressão aleatória, para $k=3, 6, 1$, com 21 classes residuais, para pesos de vacas Nelore do Programa de Melhoramento Animal do Instituto de Zootecnia de Sertãozinho - São Paulo.

As estimativas de variância genética aditiva direta aumentaram com a idade, de 115,1 kg² aos 365 dias de idade a 1.579,0 kg² aos 8 anos de idade (Figura 10). O mesmo comportamento foi observado por Albuquerque & Meyer (2001), Nobre et al.

(2003) e Boligon et al. (2010) para animais da raça Nelore, demonstrando a variabilidade genética existente para a característica.

Para o efeito de ambiente permanente animal, as estimativas de variância aumentaram de acordo com a idade, variando de 297,3 kg² a 1.208,6 kg² (Figura 10). Baldi et al. (2010) com fêmeas Canchim, e Boligon et al. (2010) com fêmeas Nelore, observaram variação semelhante para este efeito, o que era esperado. Meyer (1999) analisou informações de fêmeas cruzadas, da desmama à maturidade, e observou que para idades extremas pode haver erros de estimação dos parâmetros devido a problemas na estrutura dos dados, sub ou superestimando valores, como no caso da variância de ambiente permanente animal.

A variância do efeito de ambiente permanente materno apresentou-se linear, com valor de 62,6 kg² (Figura 10). Baldi et al. (2010) observaram resultado semelhante para este efeito com dados de fêmeas Canchim do nascimento aos 10 anos de idade, com a variância mantendo-se em torno de 50 kg².

Grandes oscilações na variância residual (22,2 a 628,4 kg²) podem ser observadas a partir da classe 70 (2 anos de idade) (Figura 10). Comportamento semelhante foi relatado por Boligon et al. (2010) ao estudar o crescimento de fêmeas Nelore do nascimento aos 8 anos de idade e por Bolívar et al (2013) para bubalinos do nascimento aos 900 dias de idade. O elevado aumento da variância residual próximo a classe 94 (~3 anos idade) pode ser justificado, pois após o seu primeiro parto muitas fêmeas podem demorar para ciclar novamente e, conseqüentemente, atrasam a nova concepção (Caracu = 56%, Gir = 51%, Guzerá = 55% e Nelore = 58% de prenhez aos 3 anos de idade). A ocorrência de maior período de anestro devido ao maior peso dos animais foi observada por Baldi et al. (2010) em vacas da raça Canchim. Os autores justificaram que o maior requerimento energético nutricional pode levar à deficiência nutricional em função da baixa oferta de forragem, condição típica do Brasil, atrasando o período reprodutivo das fêmeas.

Os valores obtidos para variância fenotípica foram crescentes em toda a análise, de 509,2 kg² a 3.182,2 kg² (Figura 10). Comportamento semelhante foi encontrado por Albuquerque & Meyer (2001) e Boligon et al. (2010) para animais da raça Nelore e por Baldi et al. (2010) para fêmeas da raça Canchim do nascimento aos 10 anos de idade, o que era esperado para o peso corporal.

Nota-se que as herdabilidades variaram de moderadas a altas (0,22 e 0,52) (Figura 10). Arango et al. (2004) relataram estimativas de herdabilidade direta

variando de 0,38 a 0,78 dos 3 aos 7 anos de idade para animais Angus, Hereford e F1 do cruzamento entre as raças, através de modelos de regressão aleatória. Boligon et al. (2010), com dados de fêmeas Nelore, obtiveram herdabilidades de 0,42 ao sobreano e 0,39 aos 8 anos de idade. Cyrillo et al. (2014), com o mesmo banco de dados do presente trabalho, obtiveram valores semelhantes, sendo que, o coeficiente de herdabilidade variou de 0,30 ao sobreano a 0,56 aos 10 anos de idade, indicando a alta variabilidade da característica.

As estimativas de correlação genética aditiva direta e fenotípica entre os pesos de 1 a 8 anos de idade para o modelo $k = 3, 6, 1$, com 21 classes residuais são apresentadas na Tabela 5.

Tabela 5. Correlação genética aditiva (acima da diagonal) e correlação fenotípica (abaixo da diagonal) para pesos de fêmeas Nelore do Programa de Melhoramento Animal do Instituto de Zootecnia de Sertãozinho - São Paulo em diferentes classes de idade para o modelo $k = 3, 6, 1$ com 21 classes residuais

| | Classe 1 | Classe 42 | Classe 105 | Classe 150 | Classe 195 |
|------------|----------|-----------|------------|------------|------------|
| Classe 1 | 1 | 0,88 | 0,65 | 0,44 | 0,19 |
| Classe 42 | 0,77 | 1 | 0,92 | 0,76 | 0,51 |
| Classe 105 | 0,42 | 0,65 | 1 | 0,95 | 0,79 |
| Classe 150 | 0,35 | 0,61 | 0,67 | 1 | 0,94 |
| Classe 195 | 0,28 | 0,50 | 0,61 | 0,67 | 1 |

Em que: Classe 1 = 1 ano de idade; Classe 42 = Sobreano (550 dias); Classe 105 = 3 anos de idade; Classe 150 = 5 anos de idade; Classe 195 = 8 anos de idade.

Pela Tabela 5 é possível notar que as correlações diminuíram com o aumento da distância entre as idades. As estimativas de correlações genéticas variaram de moderadas a altas e positivas entre as pesagens mostram que a seleção para qualquer idade influenciará as demais. Boligon et al. (2010), com informações de fêmeas Nelore do nascimento a idade adulta, obtiveram estimativas de correlação genética entre os pesos maiores que as do presente trabalho, variando entre 0,57 e 0,93 do 1º ao 8º ano de idade dos animais, e concluíram que quanto mais tarde for a seleção, haverá maior influência sobre o peso adulto dos animais, devido à maior correlação entre idades mais próximas. Em análise preliminar ao presente estudo, Cyrillo et al. (2014) obtiveram correlações genéticas entre pesos do nascimento aos 10 anos de idade das fêmeas Nelore com o peso ao sobreano (550 dias), concluindo que a seleção em idade jovem trará ganho mais lentamente após os 4 anos de idade, devido aos menores valores de correlação genética obtidos.

De modo geral, observa-se que a seleção para peso em qualquer idade poderá alterar o peso adulto, devido as altas estimativas de herdabilidade e correlações entre

as idades estudadas, por essa razão parece ser uma ferramenta na manutenção do peso adulto dos animais.

CONCLUSÕES

Assumir a heterogeneidade de variância residual é fundamental para modelar adequadamente as informações de peso de vacas Nelore de 1 a 8 anos de idade.

As altas estimativas de herdabilidade e correlações genéticas entre pesos em diferentes idades sugerem que a seleção com ênfase para peso de fêmeas Nelore proporcionará ganho genético para todo o período adulto, e por esta razão pode ser utilizada no monitoramento do tamanho dos animais adultos.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ALBUQUERQUE, L.G.; MEYER, K. Estimates of genetic parameters for early growth of Brazilian Nelore cattle. Proceedings. In: Association Advancement of Animal Breeding Genetics, v.14, p.151-154, 2001.

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, 2004.

BALDI, F.; ALENCAR, M.M.; ALBUQUERQUE, L.G. Random regression analyses using B-splines functions to model growth from birth to adult age in Canchim cattle. Journal of Animal Breeding and Genetics, v.127, p.433–441, 2010.

BOLIGON, A.A. Estimativas de (co)variância Genética de Pesos do Nascimento até a Maturidade em Rebanhos da Raça Nelore usando Modelos de Regressão Aleatória e de Características Múltiplas. 87 f. Dissertação (Mestrado em Genética e Melhoramento Animal). Universidade Estadual Paulista “Júlio de Mesquita Filho”, Jaboticabal, 2008.

BOLIGON, A.A.; MERCADANTE, M.E.Z.; FORNI, S.; LÔBO, R.B.; ALBUQUERQUE, L.G. Covariance functions for weights from birth to maturity in Nellore cows. Journal of Animal Science, v.88, p.849-859, 2010.

BOLÍVAR, D.M.; CERÓN-MUÑOZ, M.F.; BOLIGON, A.A.; ELZO, M.A.; HERRERA, A.C. Genetic parameters for body weight in buffaloes (*Bubalus bubalis*) in Colombia using random regression models. *Livestock Science*, v.158, p.40–49, 2013.

CYRILLO, J.N.S.G.; PORTES, J.V.; MERCADANTE, M.E.Z.; BONILHA, S.F.M.; DIAS, L.T.; BRANCO, R.H. Estimation of genetic parameters for body weight from birth to 10 years old in Nellore females. *Proceedings... 10th World Congress of Genetics Applied to Livestock Production*, Vancouver, Canadá, 2014.

DIAS, L.T.; ALBUQUERQUE, L.G.; TONHATI, H.; TEIXEIRA, R.A. 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.1915-2006, 2006.

KIRKPATRICK, M.; LOFSVOLD, D.; BULMER, M. Analysis of the Inheritance, Selection and Evolution of Growth Trajectories. *Genetics*, v.124, p.979-993, 1990.

KIRKPATRICK, M.; HILL, W.G.; THOMPSON, R. Estimating the covariance structure of traits during growth and aging, illustrated with lactations in dairy cattle. *Genetic Research*, v.64, p.57-69, 1994.

MEYER, K. Estimates of genetic parameters for mature weight of Australian beef cows and its relationship to early growth and skeletal measures. *Livestock Production Science*, v.44, p. 125-137, 1995.

MEYER, K. Estimating covariances functions for longitudinal data using a random regression model. *Genetics Selection Evolution*, v.30, p.221-240, 1998.

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.

MEYER, K. Scope for a random regression model in genetic evaluation of beef cattle for growth. *Livestock Production Science*, v. 86, p. 69–83, 2004.

MEYER, K. WOMBAT - A tool for mixed model analyses in quantitative genetics by restricted maximum likelihood. *Journal of Zhejiang University SCIENCE B*, v. 8, n. 11, p. 815-821, 2007.

NOBRE, P.R.C.; MISZTAL, I.; TSURUTA, S.; BERTRAND, J.K.; SILVA, L.O.C.; LOPES, P.S. Analyses of growth curves of Nellore cattle by multiple-trait and random regression models. *Journal of Animal Science*, v.81, p.918–926, 2003.

NUÑEZ-ANTON, V.; ZIMMERMAN, D.L. Modeling nonstationary longitudinal data. *Biometrics*, v.56, p.699-705, 1998.

RITCHIE, H.D. The optimum cow: what criteria must she meet? In: BEEF IMPROVEMENT FEDERATION ANNUAL CONFERENCE, Sheridan, 1995. Proceedings. In: Beef Improvement Federation - Sheridan, p.126-45, 1995.

SAS INSTITUTE. SAS/STAT: user's Guide. Version 9.4. Cary: SAS Institute, 2013. 7869p.

SILVA, A.M.; ALENCAR, M.M.; FREITAS, A.R.; BARBOSA, R.T.; BARBOSA, P.F.; OLIVEIRA, M.C.S.; CORREA, L.A.; NOVAES, A.P.; TULLIO, R.R. 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.

WOLFINGER, R.D. Covariance structure in general mixed models. *Commun. Stat.*, v22B, p.1079-1106, 1993.

CAPÍTULO IV – ESTIMATIVA DE PARÂMETROS GENÉTICOS PARA ALTURA DE VACAS NELORE POR MEIO DE MODELOS DE REGRESSÃO ALEATÓRIA

RESUMO

Objetivou-se estimar parâmetros genéticos utilizando modelos de regressões aleatórias para a análise de medidas repetidas de altura de garupa de fêmeas Nelore de 1 a 8 anos de idade. Para tanto, foram utilizados 31.804 registros de altura de 3.487 fêmeas, provenientes do Programa de Melhoramento Animal do Instituto de Zootecnia de Sertãozinho. Os modelos incluíram como fixo, o efeito de grupo de contemporâneos e, como covariáveis a idade da vaca ao parto (efeito linear e quadrático) e polinômio ortogonal de Legendre $k = 4$ da idade do animal (regressão cúbica), além dos efeitos aleatórios genético aditivo direto e o efeito de ambiente permanente de animal. Foram considerados 18 modelos de polinômios de $k = 3$ a $k = 5$ para estudar o efeito genético aditivo direto e de ambiente permanente de animal. O resíduo foi modelado considerando homogeneidade (1 classe) e heterogeneidade (7 classes = anual) de variâncias, sendo que, o modelo que considerou a variância homogênea foi o que melhor descreveu a trajetória para o efeito residual ao longo do crescimento. O modelo que levou em consideração polinômios $k = 4$ para o efeito genético aditivo direto e $k = 3$ para ambiente permanente de animal foi o mais adequado para estimar as variâncias da curva de crescimento. As estimativas de herdabilidade do efeito genético direto obtidas por modelos de regressão aleatória foram de alta magnitude, sugerindo que a altura de garupa pode ser utilizada como critério de seleção para a manutenção do tamanho adulto dos animais.

Palavras-chave: bovinos de corte, dados longitudinais, herdabilidade, tamanho corporal

ABSTRACT

The aim of this study were to estimate functions (co)variance using models of random regression on Legendre polynomials, for the analysis of repeated measures of hip height in Nelore females obtained from 1 to 8 years old. We used 31,804 height records from 3,487 females, from the Animal Breeding Program of Instituto de Zootecnia de Sertãozinho - SP. The models included as fixed, the contemporary group effect and the age of the cow at calving (linear and quadratic effect) and Legendre polynomials

of animal age class (cubic regression) as covariates, in addition the random effects additive direct and permanent environmental of animal. Were considered 18 models from fifth to third order polynomials to study the direct genetic effect and permanent environment of animal. The residue was modeled considering homogeneity (1 class) and heterogeneity (7 classes = annual) variances. The model containing homogeneity variance was the most appropriate to describe the trajectory of behavior for the residual effect over growth. The model considered polynomials of $k = 4$ for direct additive genetic effect and $k = 3$ for animal permanent environment was the most appropriate to estimate the variances of the growth curve. Heritability estimates of direct genetic effects obtained by random regression models were of high magnitude, suggesting that the use of animal height can be criteria appropriate selection for maintenance of the mature size of the animals.

Keywords: beef cattle, body size, heritability, longitudinal data

INTRODUÇÃO

Na bovinocultura de corte, os animais destinados à reprodução têm sido selecionados com base nos critérios de peso corporal e no ganho de peso obtidos em idades pré-determinadas como a desmama, ao ano e ao sobreano. Entretanto, a seleção para tais características resultou em animais de maior porte, em função da correlação genética positiva entre tais características e o peso adulto do animal, através da ação de genes de efeito pleiotrópico (Meyer, 1995; Silva et al., 2000; Meyer, 2004; Boligon et al., 2010).

Rocha et al. (2003) e Yokoo et al. (2007) recomendam a inclusão da altura como critério de seleção de crescimento, por ser de fácil mensuração e também menos susceptível às variações de ambiente, refletindo melhor o tamanho corporal do animal quando comparada à medida de peso vivo, que sofre flutuações periódicas (Baker et al., 1998). Estudos apontam correlações altas e positivas entre pesos e altura de garupa (Bullock et al., 1993, Vargas et al., 2000, Cyrillo et al., 2001, Arango et al., 2002, Silva et al., 2003, Pereira et al., 2004, Riley et al., 2007), o que pode, no decorrer das gerações, produzir animais altos que se não forem criados em ambiente adequado, podem ser menos eficientes e também mais tardios (Pereira et al., 2010), devido à correlação genética negativa e moderada entre altura da garupa e espessura

de gordura subcutânea na carcaça (Yokoo et al., 2010), influenciando ainda o tamanho dos bezerros (Moraes et al., 2012).

Pedrosa et al. (2010) estimaram herdabilidade alta de 0,43 para peso adulto e moderada de 0,35 para altura de garupa de vacas Nelore, entre 4 e 9 anos de idade, de 4 rebanhos Nelore do Oeste de São Paulo e Mato Grosso do Sul, e concluíram que estas características respondem à seleção e podem ser utilizadas como critério de seleção no controle do tamanho dos animais. No mesmo trabalho os autores obtiveram a correlação genética alta e positiva entre peso adulto e altura de garupa, peso a desmama, conformação, precocidade e musculatura (0,37 a 0,70) e concluíram que a seleção para peso adulto influencia o desempenho das demais características de crescimento. Outros trabalhos com zebuínos também mostraram estimativas de herdabilidade de moderada a alta magnitude (0,30 a 0,87) para altura (Vargas et al., 1998, 2000; Riley et al., 2002; Silva et al., 2003; Regatieri et al., 2012; Boligon et al., 2013) indicando possibilidade de resposta à seleção direta em qualquer idade.

Portanto, o objetivo do presente trabalho foi estimar funções de (co)variância por meio de modelos de regressões aleatórias para altura de garupa de fêmeas Nelore de 1 a 8 anos de idade.

MATERIAL E MÉTODOS

Foram utilizados 41.864 registros de altura de 3.559 fêmeas da raça Nelore, nascidas entre 1981 e 2012, filhas de 298 touros e 1.548 matrizes, tomados dos 365 dias aos 8 anos de idade, pertencentes ao Programa de Melhoramento Genético do Instituto de Zootecnia, do Centro Avançado de Pesquisa Tecnológica dos Agronegócios de Bovinos de Corte (APTA), órgão do Instituto de Zootecnia (IZ), localizado no município de Sertãozinho - SP.

Para consistência e análise descritiva dos dados realizou-se o teste de Kolmogorov-Smirnov ($n > 2000$) por meio do software SAS 9.4 (SAS Institute, 2013), em que são selecionadas as médias das características ± 3 desvios-padrão, conforme a curva de Gauss. Foram considerados válidos registros de animais com pai e mãe conhecidos e nascidos entre setembro e novembro, além de quatro estações de pesagem, divididas de acordo com o mês de realização da mesma (primavera, verão, outono e inverno).

Os grupos de contemporâneos (GC) foram formados pelas variáveis: rebanho (Controle, Seleção e Tradicional), ano e mês de nascimento e ano e estação de pesagem, totalizando 3.839 GC's, sendo que, os que apresentaram menos de 3 indivíduos foram excluídos da análise, restando 3.691 GC's.

As mensurações das fêmeas foram realizadas ao ano (~378 dias), aos ~450 dias de idade e sobreano (~550 dias), no início e no final da estação de monta (novembro a fevereiro), ao parto (agosto a novembro) e no desmame dos bezerras (abril para os nascidos nos dois primeiros meses e maio para os nascidos no último mês). As idades das fêmeas foram agrupadas em classes de 5 dias (1 a 2 anos), 15 dias (2 a 6 anos) e de 30 dias (6 a 8 anos de idade). Assim formaram-se 73, 98 e 22 classes, respectivamente, totalizando 195 classes de idade.

As estimativas de componentes de (co)variâncias dos coeficientes de regressão aleatória dos efeitos aleatórios genético aditivo direto (A) e ambiente permanente de animal (C), além do efeito de ambiente temporário ou residual, foram obtidas pelo método da máxima verossimilhança restrita (REML), utilizando o programa WOMBAT (Meyer, 2007). No modelo de análise foram contemplados os efeitos genético aditivo direto e ambiente permanente de animal como aleatórios. Como efeito fixo, o grupo de contemporâneos e, como covariáveis, a idade da mãe e classe de idade do animal. Para modelar a curva média da população sobre a idade à pesagem, utilizou-se o polinômio ortogonal de Legendre, de quarta ordem ($k=4$), como efeito fixo, isto é, uma função cúbica ($n-1$), sobre a idade à pesagem, conforme recomendado por Albuquerque & Meyer (2001).

As funções de covariâncias (FC) para os efeitos aleatórios foram obtidas utilizando-se polinômios de Legendre, conforme sugerido por Kirkpatrick et al. (1990), de ordens definidas como: k_A = ordem do polinômio referente ao efeito genético aditivo direto e k_C = ordem do polinômio referente ao efeito de ambiente permanente do animal.

As variâncias residuais foram modeladas por meio de classes homogêneas (uma classe) ou heterogêneas (sete classes) de variâncias. A divisão das classes foi realizada para se observar o comportamento das variâncias residuais ano a ano, sendo agrupadas da seguinte forma: sete classes: 1 (classes 1-73), 2 (classes 74-97), 3 (classes 98-122), 4 (classes 123-146), 5 (classes 147-170), 6 (classes 171-183) e 7 (classes 184-195).

O modelo geral utilizado pode ser descrito como:

$$y_{ij} = F_{ij} + \sum_{m=0}^3 \beta_m \phi_m(a_{ij}^*) + \sum_{m=0}^{k_A-1} \alpha_{im} \phi_m(a_{ij}^*) + \sum_{m=0}^{k_C-1} \delta_{im} \phi_m(a_{ij}^*) + \varepsilon_{ij}$$

Em que: y_{ij} é a j ésima altura do i ésimo animal, F_{ij} é o conjunto de efeitos fixos, a_{ij}^* é a idade na data da pesagem padronizada (-1 a +1), $\phi_m(a_{ij}^*)$ é o m ésimo polinômio de Legendre sobre a idade a_{ij}^* , β_m são os coeficientes de regressão para modelar a média da população, α_{im} e δ_{im} , são os coeficientes de regressão aleatórios dos efeitos genético aditivo direto e ambiente permanente do animal, respectivamente, k_A e k_C são as ordens dos polinômios correspondentes, e ε_{ij} é o efeito de ambiente temporário.

O polinômio de Legendre pode ser representado por:

$$\phi_k(a_i^*) = \frac{1}{2^k} \sqrt{\frac{2k+1}{2}} \sum_{m=0}^{\lfloor k/2 \rfloor} (-1)^m \binom{k}{m} \binom{2k-2m}{k} (a_i^*)^{k-2m}$$

Em que: $a_i^* = 2(a_i - a_{\min}) / (a_{\max} - a_{\min}) - 1$, tal que a_{\min} e a_{\max} são, respectivamente, a primeira (menor) e a última (maior) idades do intervalo considerado, e os colchetes [] sobre o somatório indicam que o número em seu interior é arredondado para baixo, assumindo o valor inteiro mais próximo.

Em notação matricial:

$$y = Xb + Z_1\alpha + W_1\delta + \varepsilon$$

$$V \begin{bmatrix} \alpha \\ \delta \\ \varepsilon \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} K_a \otimes A & 0 & 0 \\ 0 & K_c \otimes I & 0 \\ 0 & 0 & R \end{bmatrix}$$

Em que: y é o vetor de observações, b o vetor de efeitos fixos (incluindo F_{ij} and β_m), α é o vetor aleatório dos coeficientes genéticos aditivos diretos, δ o vetor de coeficientes de ambiente permanente de animal, X , Z_1 e W_1 são as matrizes de incidência correspondentes, ε é o vetor de resíduos, K_a e K_c são as matrizes de

variâncias e covariâncias entre os coeficientes de regressão aleatórios para os efeitos genético aditivo direto e de ambiente permanente do animal, respectivamente, \otimes é o produto de Kronecker entre matrizes, A é a matriz de parentesco, I é uma matriz identidade e R é uma matriz diagonal contendo as variâncias residuais.

A comparação dos modelos foi realizada por meio dos critérios de informação Akaike (AIC) e Bayesiano de Schwarz (BIC), ambos permitem comparar modelos não aninhados e penalizam modelos muito parametrizados, sendo o BIC mais rigoroso do que o AIC, ou seja, é o critério que favorece modelos parcimoniosos (Wolfinger, 1993; Nunez-Antón & Zimmerman, 1998), o que é desejável.

Os critérios são dados por:

$$AIC = -2\log L + 2p$$

$$BIC = -2\log L + p\log(N-r)$$

Em que: p é número de parâmetros do modelo, N é o total de observações e r é o posto da matriz X (matriz incidência para os efeitos fixos). Valores menores de AIC e BIC indicam melhor ajuste do modelo.

Após a edição dos dados, foram observados 31.804 registros de pesagens de 3.488 fêmeas, filhas de 207 touros e 1.533 matrizes. Para todas as análises utilizou-se um arquivo de genealogia dos animais, com a identificação de pai e mãe, num total de 9.529 indivíduos na matriz de parentesco.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

O número de registros, médias de altura das fêmeas, desvios-padrão e coeficientes de variação respectivos a cada idade são apresentados nas Figuras 11 e 12.

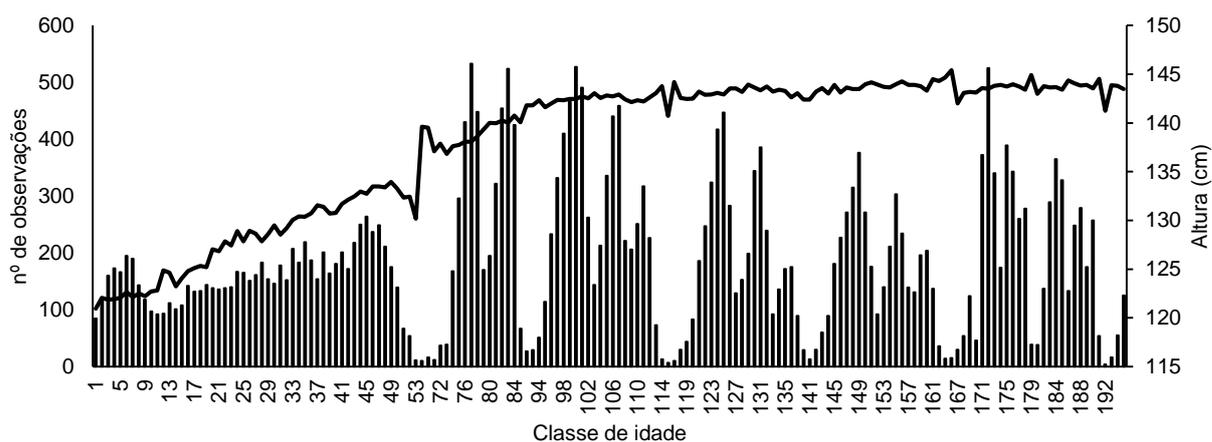


Figura 11. Distribuição do número de observações (barras) e média de altura em centímetros (●), de acordo com a classe de idade (Classe 1 = 1 ano; Classe 73 = 2 anos; Classe 97 = 3 anos; Classe 122 = 4 anos; Classe 146 = 5 anos; Classe 170 = 6 anos; Classe 183 = 7 anos e Classe 195 = 8 anos de idade) de fêmeas Nelore do Programa de Melhoramento Animal do Instituto de Zootecnia de Sertãozinho - São Paulo.

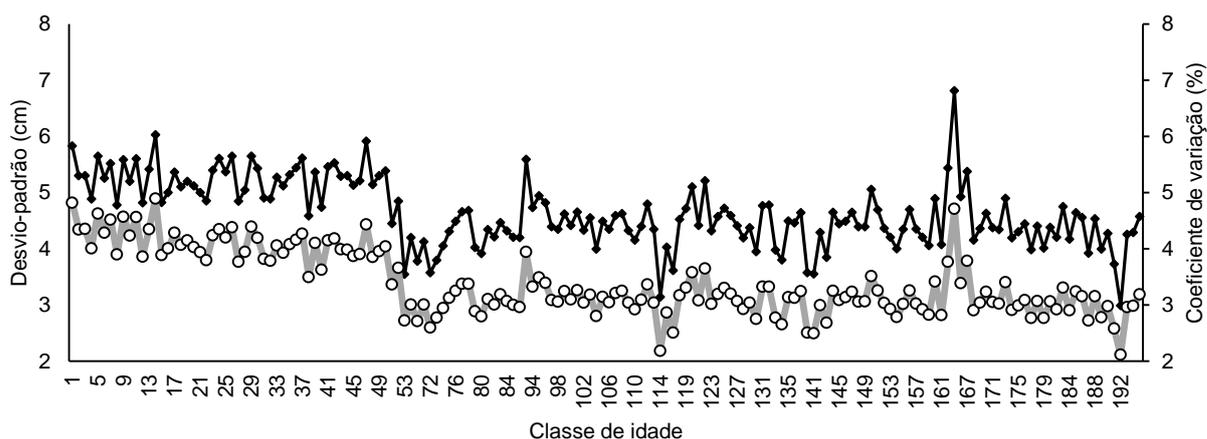


Figura 12. Desvios-padrão em centímetros (◆) e coeficientes de variação em % (○), de acordo com a classe de idade (Classe 1 = 1 ano; Classe 73 = 2 anos; Classe 97 = 3 anos; Classe 122 = 4 anos; Classe 146 = 5 anos; Classe 170 = 6 anos; Classe 183 = 7 anos e Classe 195 = 8 anos de idade) de fêmeas Nelore do Programa de Melhoramento Animal do Instituto de Zootecnia de Sertãozinho - São Paulo.

As médias de altura aumentaram linearmente do 1º ao 3º ano de idade, após este período as médias mantiveram-se constantes até o 8º ano de idade. Na figura 11 é possível observar que, após as fêmeas atingirem a maturidade, a altura sofre menos variação do que o peso corporal. Já os desvios-padrão variaram entre 2,9 e 6,8 cm, acompanhados pelos coeficientes de variação que foram de 2,1 a 5,8% (Figura 12).

Na Tabela 6 estão apresentados alguns dos modelos estudados considerando as classes de variância residual homogênea (1 classe) e anual (7 classes) e as diferentes ordens de polinômio para os efeitos genético aditivo direto e ambiente

permanente do animal. No total, foram testados 18 diferentes modelos, sendo observados na tabela apenas os de menor valor do critério de informação BIC.

Tabela 6. Número de parâmetros, valores dos critérios de informação BIC e AIC e valores de Log L para os diferentes modelos testados de acordo com a estrutura do resíduo e dos polinômios de Legendre para altura de vacas Nelore do Programa de Melhoramento Animal do Instituto de Zootecnia de Sertãozinho - São Paulo

| Modelo | Resíduo | Classes | K _A | K _C | NP | BIC | AIC | Log L |
|----------|---------------|----------|----------------|----------------|-----------|-----------------|----------|----------|
| 1 | Homog. | 1 | 4 | 4 | 21 | -36064,3 | -35977,7 | -35956,7 |
| 2 | Homog. | 1 | 4 | 3 | 17 | -36046,6 | -35976,6 | -35959,6 |
| 3 | Homog. | 1 | 3 | 4 | 17 | -36058,6 | -35988,5 | -35971,5 |
| 4 | Homog. | 1 | 3 | 3 | 13 | -36071,6 | -36018,0 | -36005,0 |
| 5 | Heter. | 7 | 5 | 5 | 37 | -36094,9 | -35942,3 | -35905,3 |
| 6 | Heter. | 7 | 4 | 5 | 32 | -36072,2 | -35940,3 | -35908,3 |
| 7 | Heter. | 7 | 4 | 4 | 27 | -36064,7 | -35953,4 | -35926,4 |
| 8 | Heter. | 7 | 3 | 5 | 28 | -36068,0 | -35952,6 | -35924,6 |
| 9 | Heter. | 7 | 3 | 4 | 23 | -36059,4 | -35964,6 | -35941,6 |
| 10 | Heter. | 7 | 3 | 3 | 19 | -36075,6 | -35997,3 | -35978,3 |

Onde: Homog. = homogêneo; Heter. = Heterogêneo; K_A = ordem do polinômio referente ao efeito genético aditivo direto, K_C = ordem do polinômio referente ao efeito de ambiente permanente do animal, NP = número de parâmetros.

Quando considerou-se a homogeneidade da variância residual, obteve-se o melhor ajuste do modelo, demonstrando que o resíduo não varia de acordo com a idade do animal para a altura. Pela Tabela 6 nota-se que o modelo 2, em que a ordem dos polinômios $k = 4, 3$, respectivamente, para os efeitos genético aditivo direto e de ambiente permanente animal com variância residual homogênea, foi o mais adequado pelo critério BIC, divergindo do critério AIC, menos rigoroso. O modelo escolhido utilizou 17 parâmetros para modelar as estimativas de variância adequadamente. Considerar altas ordens de ajuste para o modelo aumenta a flexibilidade da curva de estimativas, porém, o número de parâmetros é maior e conseqüentemente os requerimentos computacionais também, o que pode causar problemas na divergência das análises (Kirkpatrick et al., 1994; Meyer, 1998).

Na Tabela 7 estão apresentadas as estimativas dos componentes de variância, covariâncias e correlações entre os coeficientes de regressão aleatória e autovalores para os efeitos genético aditivo direto, ambiente permanente do animal e ambiente permanente materno, para o modelo $k = 4,3$ com variância residual homogênea.

Tabela 7. Estimativas de componentes de variância (diagonal), covariâncias (abaixo da diagonal) e correlações entre os coeficientes de regressão aleatória (acima da diagonal) e autovalores correspondentes, para os efeitos genético aditivo direto, de ambiente permanente animal e de ambiente permanente materno, para $k = 4,3$ com variância residual homogênea, para altura de vacas Nelore do Programa de Melhoramento Animal do Instituto de Zootecnia de Sertãozinho - São Paulo

| Efeito genético aditivo direto | | | | | | |
|--------------------------------------|---|-------|-------|-------|-------|-----------|
| | | 1 | 2 | 3 | 4 | λ |
| Intercepto | 1 | 22,58 | 0,55 | -0,65 | -0,33 | 22,87 |
| Linear | 2 | 2,36 | 0,81 | -0,93 | -0,60 | 0,60 |
| Quadrático | 3 | -0,51 | -0,14 | 0,027 | 0,31 | 0,06 |
| Cúbico | 4 | -0,49 | -0,17 | 0,016 | 0,098 | 0,00 |
| Efeito de ambiente permanente animal | | | | | | |
| Intercepto | 1 | 4,94 | -0,42 | 0,28 | | 5,10 |
| Linear | 2 | -0,76 | 0,67 | -0,71 | | 0,63 |
| Quadrático | 3 | 0,28 | -0,25 | 0,19 | | 0,08 |

Para todos os efeitos o intercepto teve maior estimativa de variância associada, explicando a maior proporção da variância total (Tabela 7). As correlações entre o intercepto e os coeficientes lineares foram altas e positivo para o efeito genético aditivo direto e negativo para o efeito de ambiente permanente animal. Já as correlações entre intercepto e o coeficiente quadrático foi alta e negativa para o efeito genético aditivo direto e, para o efeito de ambiente permanente animal, moderada e positiva. A correlação entre intercepto e coeficiente cúbico foi moderada e negativa para o efeito genético aditivo direto.

As estimativas dos componentes de variância genética aditiva, de ambiente permanente animal e fenotípica encontradas para o modelo indicado pelos critérios de informação BIC ($k = 4,3$ com variância residual homogênea) estão apresentadas na Figura 13.

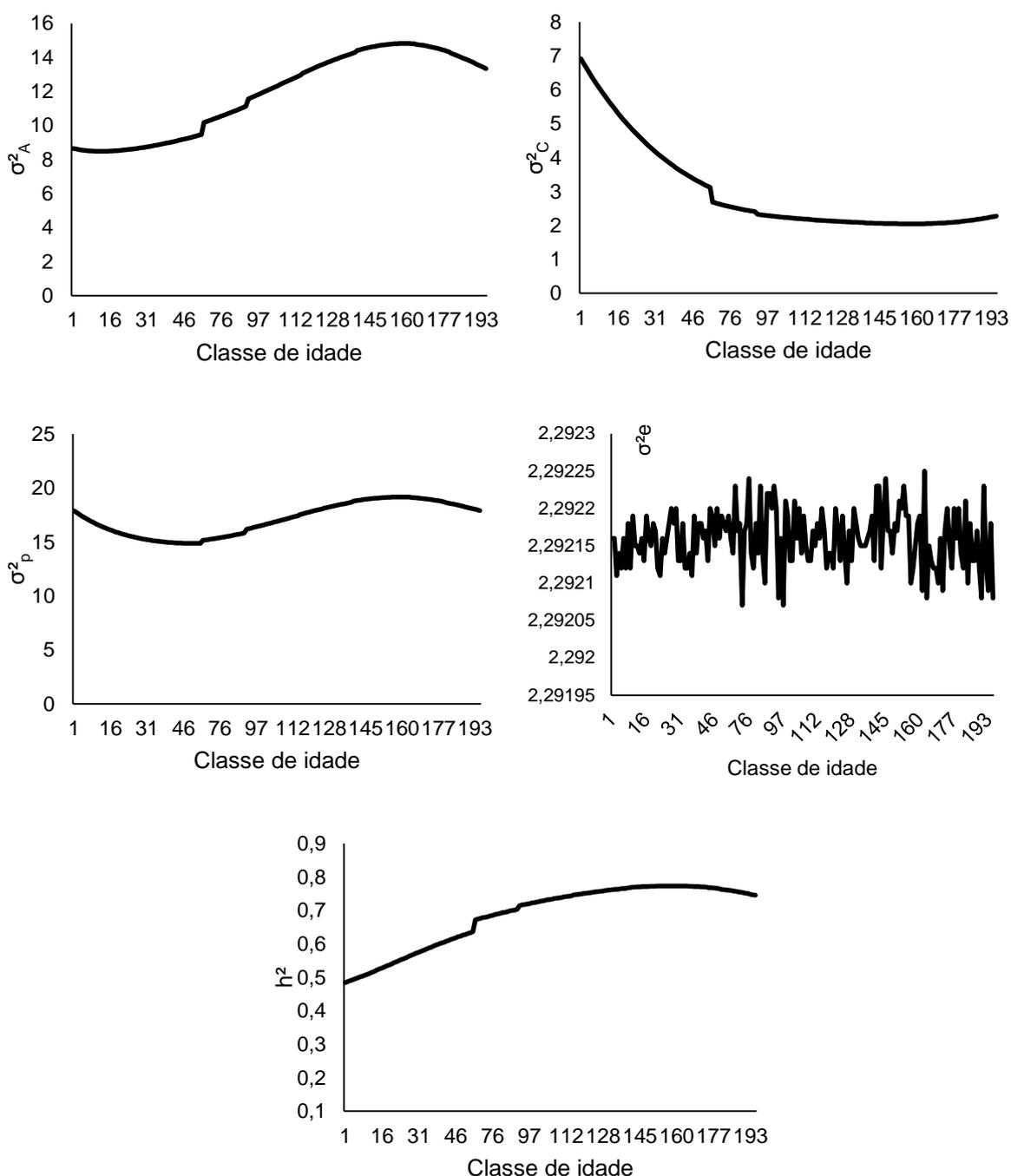


Figura 13. Estimativas dos componentes de variância genética aditiva direta (σ^2_a), de ambiente permanente animal (σ^2_c), fenotípica (σ^2_p), residual (σ^2_e) e os coeficientes de herdabilidade (h^2) obtidos por modelos de regressão aleatória, para $k = 4,3$ com variância residual homogênea, de acordo com a classe de idade (Classe 1 = 1 ano; Classe 73 = 2 anos; Classe 97 = 3 anos; Classe 122 = 4 anos; Classe 146 = 5 anos; Classe 170 = 6 anos; Classe 183 = 7 anos e Classe 195 = 8 anos de idade), para altura de vacas Nelore do Programa de Melhoramento Animal do Instituto de Zootecnia de São Carlos – São Paulo.

As estimativas de variância genética aditiva direta aumentaram até os 5 anos de idade (~classe 161), diminuindo após este período, variando entre 8,5 cm² e 14,8

cm² (Figura 13). Na literatura, não há informações de componentes de variância para altura de fêmeas após o sobreano (550 dias). Nota-se, porém, que a curva obtida para a variância genética aditiva apresenta o mesmo comportamento crescente que a estimada para o peso corporal (conforme resultado apresentado no Capítulo 3). Choy et al. (2002), com informações de vacas Angus, testaram diferentes modelos de análise, e estimaram valores de variância aditiva direta entre 14 e 17,5 para da altura de garupa, indicando a variabilidade genética existente para a característica. Regatieri et al. (2012), analisaram dados de fêmeas Nelore, e estimaram variância de 6,1 para altura de garupa ao sobreano, valor próximo do obtido no presente trabalho (~classe 50), indicando menor variabilidade da característica no momento da seleção dos animais.

Para o efeito de ambiente permanente animal, as estimativas de variância diminuíram de acordo com a idade, variando de 2,0 cm² a 6,9 cm², mantendo-se constante após os 2 anos de idade (~classe 55), mostrando a estabilização da altura dos animais (Figura 13). Resultado contrário ao observado para as estimativas para pesos (Capítulo 3) onde as estimativas de variância de ambiente permanente animal aumentavam com o decorrer da idade, o que era esperado.

A variância fenotípica teve comportamento decrescente do 1º ano de idade até o momento da seleção dos animais (~classe 50), e depois foi crescente, com oscilações no restante do período, variando entre 14,8 cm² e 19,2 cm² (Figura 13), da mesma forma que o observado para o peso das fêmeas no Capítulo 3.

O resíduo foi considerado homogêneo como determinado pelo modelo escolhido pelo critério BIC, com valor em torno de 2,29 kg² (Figura 13), possivelmente pela característica não ser alterada pelo ambiente como o peso corporal.

Nota-se que as herdabilidades foram altas, com valores entre 0,48 e 0,77 (Figura 13). Apesar da diferença na magnitude das estimativas, o formato da curva para altura foi similar ao obtido para os pesos das fêmeas Nelore, demonstrando que ambas características respondem à seleção direta.

Arango et al. (2002), com informações de fêmeas Angus, Hereford e produtos de cruzamentos, dos 2 aos 8 anos idade, estimaram herdabilidade de 0,68 e concluíram que a mensuração da altura em idade jovem pode ser utilizada para seleção indireta de controle do peso adulto, devido a resposta correlacionada. Mesma conclusão foi relatada por Pedrosa et al. (2010) que analisaram o peso adulto com a altura ao sobreano de fêmeas da raça Nelore, e descreveram a importância da

utilização das características para o controle do tamanho dos animais, através de seleção direta ou inclusão em índices de seleção.

Regatieri et al. (2012) e Boligon et al. (2013) avaliaram dados de fêmeas Nelore e obtiveram coeficientes de herdabilidade de 0,48 e 0,56 para altura ao ano, respectivamente, além de 0,47 para altura a maturidade. Os autores concluíram que a inclusão de peso e altura a idade adulta são imprescindíveis para mudanças na estrutura corporal de animais da raça Nelore, devido as correlações destas características com as demais utilizadas atualmente como critérios de seleção para crescimento.

As estimativas de correlação genética aditiva direta e fenotípica entre as medidas de altura de 1 a 8 anos de idade para o modelo $k = 4,3$ com variância residual homogênea estão apresentadas na Tabela 8.

Tabela 8. Correlação genética aditiva (acima da diagonal) e correlação fenotípica (abaixo da diagonal) para altura de fêmeas Nelore do Programa de Melhoramento Animal do Instituto de Zootecnia de Sertãozinho - São Paulo em diferentes classes de idade para o modelo $k = 4,3$ com variância residual homogênea

| | Classe 1 | Classe 42 | Classe 105 | Classe 150 | Classe 195 |
|------------|----------|-----------|------------|------------|------------|
| Classe 1 | 1 | 0,97 | 0,91 | 0,88 | 0,88 |
| Classe 42 | 0,81 | 1 | 0,96 | 0,92 | 0,94 |
| Classe 105 | 0,68 | 0,79 | 1 | 0,99 | 0,99 |
| Classe 150 | 0,66 | 0,76 | 0,86 | 1 | 0,99 |
| Classe 195 | 0,67 | 0,77 | 0,85 | 0,86 | 1 |

Em que: Classe 1 = 1 ano de idade; Classe 42 = Sobreano (550 dias); Classe 105 = 3 anos de idade; Classe 150 = 5 anos de idade; Classe 195 = 8 anos de idade.

As correlações genéticas estimadas foram altas e positivas para as medidas de altura nas diferentes idades, porém os valores diminuíram conforme a distância entre as mensurações (Tabela 8), o que era esperado. Resultados semelhantes foram obtidos por Arango et al. (2002), com informações de vacas Angus, Hereford e cruzados, que encontraram valores entre 0,98 e 1,00 para correlação genética e 0,73 e 0,81 para correlação fenotípica de altura dos 2 aos 6 anos de idade, o que indica que as medidas de altura, mesmo em idades distintas, são determinadas em grande parte pelos mesmos genes e que a seleção realizada em qualquer idade irá promover mudanças nas demais.

Para Boligon et al. (2013), que avaliaram dados de peso, altura e índices de seleção de machos e fêmeas Nelore do sobreano a maturidade, a seleção para maior altura ao sobreano e altura moderada a maturidade, além de antecipar o processo de

seleção, pode ser utilizada como alternativa para o controle do tamanho adulto dos animais do rebanho, devido as altas correlações obtidas entre as idades mensuradas.

CONCLUSÕES

Assumir a homogeneidade de variância residual é suficiente para modelar adequadamente as informações de altura de vacas Nelore de 1 a 8 anos de idade.

As altas estimativas de herdabilidade para altura de garupa sugerem que a seleção direta pode ser utilizada na manutenção do tamanho adulto das matrizes do rebanho.

As altas correlações genéticas entre as medidas de altura de garupa sugerem que a seleção em qualquer idade promoverá alteração nas demais, possibilitando assim a utilização da seleção em idade jovem para mudanças no tamanho adulto de vacas Nelore.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ALBUQUERQUE, L.G.; MEYER, K. Estimates of genetic parameters for early growth of Brazilian Nelore cattle. Proceedings. In: Association Advancement of Animal Breeding Genetics, v.14, p.151-154, 2001.

ARANGO, J.A.; CUNDIFF, L.V.; VAN VLECK, L.D. Genetic parameters for weight, weight adjusted for body condition score, height, and body condition score in beef cows. Journal of Animal Science, v.80, p.3112–3122, 2002.

BAKER, J.F.; STEWART, T.S.; LONG, C.R.; CARTWRIGHT, T.C. Multiple regression and principal components analysis for puberty and growth in cattle. Journal of Animal Science, v.66, p.2147-2158, 1998.

BOLIGON, A.A.; MERCADANTE, M.E.Z.; FORNI, S.; LÔBO, R.B.; ALBUQUERQUE, L.G. Covariance functions for weights from birth to maturity in Nelore cows. Journal of Animal Science, v.88, p.849-859, 2010.

BOLIGON, A.A.; CARVALHEIRO, R.; AYRES, D.R.; ALBUQUERQUE, L.G. Analysis of genetic correlations of hip height with selection indices and mature weight in Nelore cattle. Journal of Applied Genetics, v.54, p.89-95, 2013.

BULLOCK, K.D.; BERTRAND, J.K.; BENYSHEK, L.L. Genetic and environmental parameters for mature weight and other growth measures in Polled Hereford cattle. *Journal of Animal Science*, v.71, p.1737-1741, 1993.

CHOY, Y.H.; BRINKS, J.S.; BOURDON, R.M. Repeated-measure animal models to estimate genetic components of mature weight, hip height, and body condition score. *Journal of Animal Science*, v.80, p.2071-2077, 2002.

CYRILLO, J.N.S.G.; RAZOOK, A.G.; FIGUEIREDO, L.A.; BONILHA NETO, L.M.; MERCADANTE, M.E.Z.; TONHATI, H. 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.

KIRKPATRICK, M.; LOFSVOLD, D.; BULMER, M. Analysis of the Inheritance, Selection and Evolution of Growth Trajectories. *Genetics*, v.124, p.979-993, 1990.

KIRKPATRICK, M.; HILL, W.G.; THOMPSON, R. Estimating the covariance structure of traits during growth and aging, illustrated with lactations in dairy cattle. *Genetic Research*, v.64, p.57-69, 1994.

MEYER, K. Estimates of genetic parameters for mature weight of Australian beef cows and its relationship to early growth and skeletal measures. *Livestock Production Science*, v.44, p. 125-137, 1995.

MEYER, K. Estimating covariances functions for longitudinal data using a random regression model. *Genetics Selection Evolution*, v.30, p.221-240, 1998.

MEYER, K. Scope for a random regression model in genetic evaluation of beef cattle for growth. *Livestock Production Science*, v. 86, p. 69–83, 2004.

MEYER, K. WOMBAT - A tool for mixed model analyses in quantitative genetics by restricted maximum likelihood. *Journal of Zhejiang University SCIENCE B*, v. 8, n. 11, p. 815-821, 2007.

MORAES, G.F.; NOGUEIRA, A.P.C.; ALVARENGA, P.B.; FERREIRA, I.C. Relações de peso e altura de garupa entre bezerro e vaca nelore submetidos a dois manejos de desmama. *Veterinária Notícias*, v.18. n.2, p. 95-99, 2012.

NUÑEZ-ANTON, V.; ZIMMERMAN, D.L. Modeling nonstationary longitudinal data. *Biometrics*, v.56, p.699-705, 1998.

PEDROSA, V.B.; ELER, J.P.; FERRAZ, J.B.S.; SILVA, J.A.II.V.; RIBEIRO, S.; SILVA, M.R.; PINTO, L.F.B. Genetic parameters for mature weight and growth traits in Nelore cattle. *Revista Brasileira de Saúde e Produção Animal*, v.11, n.1, p 104-113, 2010.

PEREIRA, M.C.; YOKOO, M.J.; BIGNARDI, A.B.; ALBUQUERQUE, L.G.; SEZANA, J.C. Estimativas de parâmetros genéticos e de ambiente para altura à desmama em bovinos da raça Nelore. In: V Simpósio da Sociedade Brasileira de Melhoramento Animal. Pirassununga – SP, 2004.

PEREIRA, M.C.; YOKOO, M.J.; BIGNARDI, A.B.; SEZANA, J.C.; ALBUQUERQUE, L.G. Altura da garupa e sua associação com características reprodutivas e de crescimento na raça Nelore. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, v.45, n.6, p.613-620, 2010.

REGATIERI, I.C.; BOLIGON, A.A.; BALDI, F.; ALBUQUERQUE, L.G. Genetic correlations between mature cow weight and productive and reproductive traits in Nelore cattle. *Genetics and Molecular Research*, v.11, n.3, p.2979-2986, 2012.

RILEY, D. G.; CHASE, C. C.; HAMMOND, A. C.; WEST, R.L.; JOHNSON, D.D.; OLSON, T.A.; COLEMAN, S.W. Estimated genetic parameters for carcass traits of Brahman cattle. *Journal of Animal Science*, v.80, p.955–962, 2002.

RILEY, D.G.; COLEMAN, S.W.; CHASE, C.C.; OLSON, T.A; HAMMOND, A.C. Genetic parameters for body weight, hip height, and the ratio of weight to hip height from random regression analyses of Brahman feedlot cattle. *Journal of Animal Science*, v.85, p.42-52, 2007.

ROCHA, E.D.; ANDRADE, V.J.; EUCLIDES FILHO, K.; NOGUEIRA E.; FIGUEIREDO, G.R. Tamanho de vacas Nelore adultas e seus efeitos no sistema de produção de gado de corte. *Arquivo Brasileiro de Medicina Veterinária e Zootecnia*, v.55, p.273-283, 2003.

SAS INSTITUTE. SAS/STAT: user's Guide. Version 9.4. Cary: SAS Institute, 2013. 7869p.

SILVA, A.M.; ALENCAR, M.M.; FREITAS, A.R.; BARBOSA, R.T.; BARBOSA, P.F.; OLIVEIRA, M.C.S.; CORREA, L.A.; NOVAES, A.P.; TULLIO, R.R. 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.

SILVA, J.A.II.V.; VAN MELIS, M.H.; ELER, J.P.; FERRAZ, J.B.S. Estimação de parâmetros genéticos para probabilidade de prenhez aos 14 meses e altura na garupa em bovinos da raça Nelore. *Revista Brasileira de Zootecnia*, v.32, n.5, p.1141-1146, 2003.

VARGAS, C. A.; ELZO, M. A.; CHASE, C. C.; CHENOWETH, P.J.; OLSON, T.A. Estimation of genetic parameters for scrotal circumference, age at puberty in heifers, and hip height in Brahman cattle. *Journal of Animal Science*, v.76, p.2536–2541, 1998.

VARGAS, C.A.; ELZO, M.A.; CHASE, C.C.; OLSON, T.A. Genetic parameters and relationships between hip height and weight in Brahman cattle. *Journal Animal Science*, v.78, p.3045-3052, 2000.

WOLFINGER, R.D. Covariance structure in general mixed models. *Commun. Stat.*, v22B, p.1079-1106, 1993.

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

YOKOO, M.J.; LOBO, R.B.; ARAUJO, F.R.C.; BEZERRA, L.A.F.; SAINZ, R.D.; ALBUQUERQUE, L.G. Genetic associations between carcass traits measured by real-time ultrasound and scrotal circumference and growth traits in Nelore cattle. *Journal of Animal Science*, v.88, p.52-58, 2010.

CAPÍTULO V - ESTIMATIVAS DE PARÂMETROS GENÉTICOS PARA CARACTERÍSTICAS DE CRESCIMENTO EM REBANHOS SELEÇÃO E CONTROLE DE VACAS NELORE.

RESUMO

O objetivo deste trabalho foi estudar as diferenças existentes entre os rebanhos Seleção (NeS) e Controle (NeC) em relação aos parâmetros genéticos para peso e altura de fêmeas Nelore, de 1 a 8 anos de idade. Para o peso foram utilizados 6.597 registros de 863 fêmeas do NeC e 13.303 registros de 1.694 fêmeas do NeS, já para altura, foram 6.286 registros de 853 fêmeas do NeC e 12.570 registros de 1.532 fêmeas do NeS, provenientes do Programa de Melhoramento Animal do Instituto de Zootecnia de Sertãozinho - SP. Nos modelos foram considerados, como fixos, os efeitos de grupo de contemporâneos e estado fisiológico da vaca para prenhez (0 = vazia; 1 = prenha) e lactação (0 = seca; 1 = lactante) para o peso e apenas o grupo de contemporâneos para altura, a idade da vaca ao parto (efeito linear e quadrático) e polinômio ortogonal de Legendre $k = 4$ da idade do animal (regressão cúbica), como covariáveis, além do efeito aleatório genético aditivo direto e o efeito de ambiente permanente de animal e materno. O modelo adotado para a análise de peso considerou polinômios de Legendre $k = 3$ para o efeito genético aditivo direto, $k = 6$ para ambiente permanente de animal e $k = 1$ para o efeito de ambiente permanente materno com 21 classes residuais (trimestral), que melhor descreveu o comportamento da trajetória para o efeito residual ao longo do crescimento. Já para altura, o modelo considerou polinômios de Legendre $k = 4$ para o efeito genético aditivo direto e $k = 3$ para ambiente permanente de animal, com variância residual homogênea. Mesmo após 30 anos de seleção para peso (550 dias), ainda há variabilidade genética para ambas as características estudadas indicando possibilidade de resposta à seleção direta. O uso da altura de garupa como critério de seleção para monitorar o tamanho adulto das vacas poderá ser eficiente.

Palavras-chave: altura de garupa, bovinos de corte, herdabilidade, peso adulto, seleção

ABSTRACT

The objective was to study the differences between Selection (NeS) and Control (NeC) herds in relation to genetic parameters for weight and height of Nelore females, from 1 to 8 years old. For weight were used 6,597 records of 863 females NeC and 13,303 records of 1,694 NeS females, as for hip height, were 6,286 records of 853 females NeC and 12,570 records of 1,532 NeS females, from the Animal Breeding Program of Instituto de Zootecnia de Sertãozinho - SP. The models were considered, the fixed effects of contemporary group for height and weight and physiological state of the cow for pregnancy (0 = empty, 1 = pregnant) and lactation (0 = dry, 1 = in lactation) only for the weight, and, the cow age at calving (linear and quadratic effect) and orthogonal Legendre polynomials of animal age class (cubic regression) as covariates, in addition to the random effects additive direct and permanent environmental of animal and maternal. The model adopted for weight analysis considered Legendre polynomials of $k = 3$ for the direct genetic effect, $k = 6$ for animal permanent environment and $k = 1$ for the maternal permanent environmental effect, with 21 variance classes (quarterly) that best described the trajectory of behavior for the residual effect over growth. As to height, the model considered Legendre polynomials $k = 4$ for the direct genetic effect and $k = 3$ for permanent environment of animal, with residual variance homogeneous. Even after 30 years of selection for weight (550 days), there is genetic variability indicating the possibility of response to direct selection. The hip height could be effective selection criteria to monitor the mature size of the cows.

Keywords: beef cattle, heritability, hip height, mature weight, selection

INTRODUÇÃO

As características de crescimento são fáceis de mensurar, expressas em ambos os sexos, apresentam respostas rápidas à seleção e determinam de forma simples a quantidade de carne produzida (Albuquerque et al., 2010). Por essas razões, os programas de melhoramento genético de bovinos de corte no Brasil têm utilizado as medidas de pesos e ganhos de peso em idades padronizadas (desmama, sobreano) como critério de seleção. No entanto, dentre as consequências observadas pode-se destacar a alteração da estrutura corporal dos animais que ficaram mais pesados e altos devido a resposta correlacionada à seleção, e o aumento no tamanho

das fêmeas que permanecem no rebanho levou ao maior requerimento nutricional e com isso dos custos de produção (Meyer, 1995; Rosa et al., 2000; Silva et al., 2000; Meyer, 2004).

Para a raça Nelore, até a década de 70, a seleção dos indivíduos era baseada no padrão racial, sem qualquer tipo de avaliação genética envolvida para escolha de reprodutores. Nos anos 80, os primeiros projetos de seleção com objetivo de maximizar a produção e produtividade dos rebanhos foram iniciados. Na literatura são inúmeros trabalhos que demonstram que a seleção para pesos e ganhos de peso é eficiente e os parâmetros genéticos apresentam magnitude de moderada a alta, o que resultará em ganho genético para as características (Cyrillo et al., 2000, 2001; Garner et al., 2001; Rosa et al., 2001; Boligon et al., 2009; Laureano et al., 2011).

Posteriormente, estudos sobre as consequências da seleção exclusiva para peso na maturidade dos animais começaram a ser realizados. López de Torre et al. (1992) avaliaram os efeitos dos parâmetros da curva de crescimento sobre a eficiência de vacas da raça Retinta e concluíram que a produtividade das fêmeas pode ser diminuída em consequência do alto peso adulto e que animais precoces podem ser mais eficientes. Nos anos 2000, Choy et al. (2002), com informações de peso, altura e escore corporal de fêmeas Angus dos 2 aos 10 anos de idade, descreveram a importância da mensuração e análise das informações de crescimento ao longo do tempo, para melhor entendimento sobre a genética e fisiologia das mudanças na estrutura corporal dos animais, além da possibilidade de prever o potencial peso adulto das vacas precocemente.

Boligon et al. (2010) utilizando informações reprodutivas e de crescimento de fêmeas Nelore, observaram que a seleção para ganho de peso em idades jovens resulta na diminuição da idade ao primeiro parto, o que é relevante para precocidade sexual do rebanho, porém pode trazer como consequência o aumento no peso adulto das matrizes a longo prazo, devido as correlações baixas e negativas entre as características.

O projeto de pesquisa do Instituto de Zootecnia de Sertãozinho – SP, iniciado em 1980, tem como objetivo principal o aumento da taxa de crescimento dos animais, através da seleção para peso após o desmame, aos 378 dias de idade para machos e 550 dias de idade para fêmeas. Porém, com as mudanças nos sistemas de produção, aumento de custos e a busca pela otimização da produtividade, devem ser

realizados estudos sobre outras características que influenciem na manutenção dos animais que permanecem no rebanho.

Portanto, o objetivo do trabalho foi estimar os parâmetros genéticos para peso e altura de fêmeas Nelore, de 1 a 8 anos de idade, comparando os rebanhos Seleção e Controle do Instituto de Zootecnia de Sertãozinho – SP.

MATERIAL E MÉTODOS

Foram utilizados registros de peso e altura de fêmeas da raça Nelore, nascidas entre 1981 e 2012, tomados dos 365 dias aos 8 anos de idade, pertencentes ao Programa de Melhoramento Genético do Instituto de Zootecnia, do Centro Avançado de Pesquisa Tecnológica dos Agronegócios de Bovinos de Corte (APTA), órgão do Instituto de Zootecnia (IZ), localizado no município de Sertãozinho - SP.

Os animais são divididos em 3 rebanhos distintos em função do tipo de seleção realizada: Controle (NeC), Seleção (NeS) e Tradicional (NeT), em que para os rebanhos NeS e NeT os indivíduos escolhidos com base no maior diferencial de seleção, em relação ao seu grupo de contemporâneos, que no experimento de seleção são formados por ano e rebanho, para as características de peso padronizado aos 378 dias de idade para machos (P378) e peso padronizado aos 550 dias de idade para fêmeas (P550). Já no rebanho NeC é realizada a seleção estabilizadora, ou seja, os animais são selecionados para o diferencial de seleção igual a zero, também em relação ao grupo de contemporâneos, formado pelo ano e rebanho. Desta forma, o NeC é um rebanho testemunha, pois os animais apresentam até hoje, em média, os mesmos desempenhos de P378 e P550 do início do projeto de seleção, possibilitando a comparação entre os rebanhos e estimação do ganho genético para as características mensuradas nos animais. A descrição completa do Programa de melhoramento do Instituto de Zootecnia está descrita em Razook et al. (1997).

Para consistência e análise descritiva dos dados realizou-se o teste de Kolmogorov-Smirnov ($n > 2000$) por meio do software SAS 9.4 (SAS Institute, 2013), utilizando-se as médias das características ± 3 desvios-padrão, conforme a curva de Gauss. Foram considerados válidos registros de animais com pai e mãe conhecidos e nascidos entre setembro e novembro, além de quatro estações de pesagem, divididas de acordo com o mês de realização da mesma (primavera, verão, outono e inverno).

Para o presente trabalho, os grupos de contemporâneos (GC) foram formados pelas variáveis: ano e mês de nascimento e ano e estação da mensuração, totalizando 1.606 (NeC) e 1.806 (NeS) GC's para peso e 1.536 (NeC) e 1.739 (NeS) GC's para altura, sendo que, os que apresentaram menos de 3 indivíduos foram excluídos da análise.

As mensurações das fêmeas eram realizadas ao ano (~378 dias), aos ~450 dias de idade e sobreano (~550 dias), no início e no final da estação de monta (novembro a fevereiro), ao parto (agosto a novembro) e no desmame dos bezeros (abril para os nascidos nos dois primeiros meses e maio para os nascidos no último mês). As idades das fêmeas foram agrupadas em classes de 5 dias (1 a 2 anos), 15 dias (2 a 6 anos) e de 30 dias (6 a 8 anos de idade), assim formaram-se 73, 98 e 22 classes, respectivamente, totalizando 195 classes de idade.

As estimativas de componentes de (co)variâncias dos coeficientes de regressão aleatória dos efeitos aleatórios genético aditivo direto (A), ambiente permanente de animal (C) e de ambiente permanente materno (Q), além do efeito de ambiente temporário ou residual, foram obtidas pela máxima verossimilhança restrita (REML), utilizando o programa WOMBAT (Meyer, 2007). No modelo de análise foram considerados como efeitos fixos, o grupo de contemporâneos para peso e altura, e o estado fisiológico de prenhez (0 = vazia; 1 = prenha) e de lactação (0 = não-lactante; 1 = lactante) apenas para peso, e, como covariáveis, a idade da mãe e classe de idade do animal, além dos efeitos genético aditivo direto, ambiente permanente de animal e ambiente permanente materno (para peso) como aleatórios. O polinômio ortogonal de Legendre, de quarta ordem, sobre a idade à mensuração foi considerado no modelo como efeito fixo, isto é, uma função cúbica (n-1), sobre a idade à mensuração, para modelar a curva média da população, conforme recomendado por Albuquerque & Meyer (2001).

As funções de covariâncias (FC) para os efeitos aleatórios foram obtidas utilizando-se polinômios de Legendre, conforme sugerido por Kirkpatrick et al. (1990), de ordens definidas como: k_A = ordem do polinômio referente ao efeito genético aditivo direto, k_C = ordem do polinômio referente ao efeito de ambiente permanente do animal e k_Q = ordem do polinômio referente ao efeito de ambiente permanente materno (para peso).

Em análise preliminar, testou-se a homogeneidade e heterogeneidade da variância residual, onde foram analisadas 1, 7 e 21 classes (Capítulos 3 e 4). Para o

peso, a melhor distribuição da variância residual foi a que considerou o resíduo independentemente distribuído como heterogêneo, com vinte e uma classes de variâncias. As classes de idade foram agrupadas da seguinte forma: 1 (classes 1-24), 2 (classes 25-48), 3 (classes 49-72), 4 (classes 73-81), 5 (classes 82-89), 6 (classes 90-97), 7 (classes 98-105), 8 (classes 106-113), 9 (classes 114-121), 10 (classes 122-129), 11 (classes 130-137), 12 (classes 138-145), 13 (classes 146-153), 14 (classes 154-161), 15 (classes 162-169), 16 (classes 170-174), 17 (classes 175-178), 18 (classes 179-182), 19 (classes 183-186), 20 (classes 187-190) e 21 (classes 191-195). Já para a altura o modelo que contemplou a variância residual homogênea foi mais eficiente.

O modelo geral utilizado pode ser descrito como:

$$y_{ij} = F_{ij} + \sum_{m=0}^3 \beta_m \phi_m(a_{ij}^*) + \sum_{m=0}^{k_A-1} \alpha_{im} \phi_m(a_{ij}^*) + \sum_{m=0}^{k_C-1} \delta_{im} \phi_m(a_{ij}^*) + \sum_{m=0}^{k_Q-1} \rho_{im} \phi_m(a_{ij}^*) + \varepsilon_{ij}$$

Em que: y_{ij} é a j ésima mensuração do i ésimo animal, F_{ij} é o conjunto de efeitos fixos, a_{ij}^* é a idade na data da mensuração padronizada (-1 a +1), $\phi_m(a_{ij}^*)$ é o m ésimo polinômio de Legendre sobre a idade a_{ij}^* , β_m são os coeficientes de regressão para modelar a média da população, α_{im} , δ_{im} , e ρ_{im} são os coeficientes de regressão aleatórios dos efeitos genético aditivo direto, ambiente permanente do animal e ambiente permanente materno, respectivamente, k_A , k_C e k_Q são as ordens dos polinômios correspondentes, e ε_{ij} é o efeito de ambiente temporário.

O polinômio de Legendre pode ser representado por:

$$\phi_k(a_i^*) = \frac{1}{2^k} \sqrt{\frac{2k+1}{2}} \sum_{m=0}^{\lfloor k/2 \rfloor} (-1)^m \binom{k}{m} \binom{2k-2m}{k} (a_i^*)^{k-2m}$$

Em que $a_i^* = 2(a_i - a_{\min}) / (a_{\max} - a_{\min}) - 1$, tal que a_{\min} e a_{\max} são, respectivamente, a primeira (menor) e a última (maior) idades do intervalo considerado, e os colchetes [] sobre o somatório indicam que o número em seu interior é arredondado para baixo, assumindo o valor inteiro mais próximo.

Em notação matricial:

$$y = Xb + Z_1\alpha + W_1\delta + W_2\rho + \varepsilon$$

$$V \begin{bmatrix} \alpha \\ \delta \\ \rho \\ \varepsilon \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} K_a \otimes A & 0 & 0 & 0 \\ 0 & K_c \otimes I & 0 & 0 \\ 0 & 0 & K_q \otimes I & 0 \\ 0 & 0 & 0 & R \end{bmatrix}$$

Em que: y é o vetor de observações, b o vetor de efeitos fixos (incluindo F_{ij} and β_m), α é o vetor aleatório dos coeficientes genéticos aditivos diretos, δ o vetor de coeficientes de ambiente permanente de animal, ρ o vetor de coeficientes de ambiente permanente materno, X , Z_1 , W_1 e W_2 são as matrizes de incidência correspondentes, ε é o vetor de resíduos, K_a , K_c e K_q são as matrizes de variâncias e covariâncias entre os coeficientes de regressão aleatórios para os efeitos genético aditivo direto, de ambiente permanente do animal e de ambiente permanente da mãe, respectivamente, \otimes é o produto de Kronecker entre matrizes, A é a matriz de parentesco, I é uma matriz identidade e R é uma matriz diagonal contendo as variâncias residuais.

Após a edição dos dados, foram observados 6.597 registros de pesagens de 863 fêmeas do NeC, filhas de 101 touros e 309 matrizes, 13.303 registros de pesagens de 1.694 fêmeas do NeS, filhas de 135 touros e 609 matrizes, 6.286 registros de altura de 853 fêmeas do NeC, filhas de 98 touros e 299 matrizes e 12.570 registros de altura de 1.532 fêmeas do NeS, filhas de 130 touros e 573 matrizes. Para todas as análises utilizou-se um arquivo de genealogia dos animais, com a identificação de pai e mãe, num total de 9.529 indivíduos na matriz de parentesco.

Os modelos utilizados para a estimação dos parâmetros foram obtidos nos Capítulos 3 e 4, desta dissertação de Mestrado, considerando-se $k = 3, 6, 1$ com 21 classes residuais para peso e $k = 4, 3$ com resíduo homogêneo para altura.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

O número de registros e médias das características de peso (kg) e altura (cm) das fêmeas dos rebanhos Nelore Controle (NeC) e Nelore Seleção (NeS) de 1 a 8 anos de idade são apresentados na Figura 14.

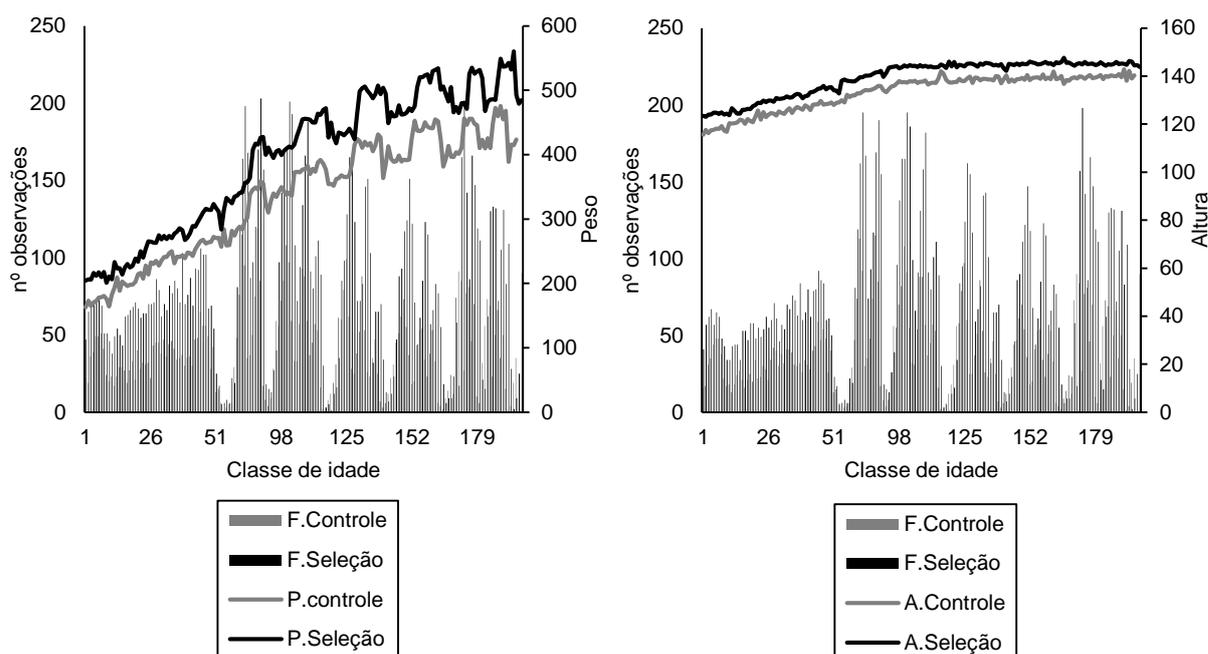


Figura 14. Distribuição da frequência de observações (F - barras) e média de peso (P - à esquerda) e altura (A - à direita), de vacas Nelore dos rebanhos Controle e Seleção, do Programa de Melhoramento Animal do Instituto de Zootecnia de São Carlos - São Paulo, de 1 a 8 anos de idade.

Pela Figura 14 observa-se que as médias de peso e altura para o rebanho NeS foram maiores que as do rebanho NeC, como já era esperado, devido a resposta à seleção para peso ao sobreano (550 dias) realizada nas fêmeas. Os pesos variaram de 163 kg a 475 kg para NeC e de 201 kg a 561 kg para NeS. Para a altura, os valores variaram entre 116 cm e 143 cm para NeC e 123 cm e 148 cm para NeS. As médias de peso apresentam maior variação enquanto que as médias de altura que se mantiveram constantes no período estudado, pois como observado por Baker et al. (1998) apresentam menor variação ambiental.

As estimativas de variância genética aditiva para peso e altura de fêmeas Nelore dos rebanhos NeC e NeS de 1 a 8 anos de idade são apresentados na Figura 15.

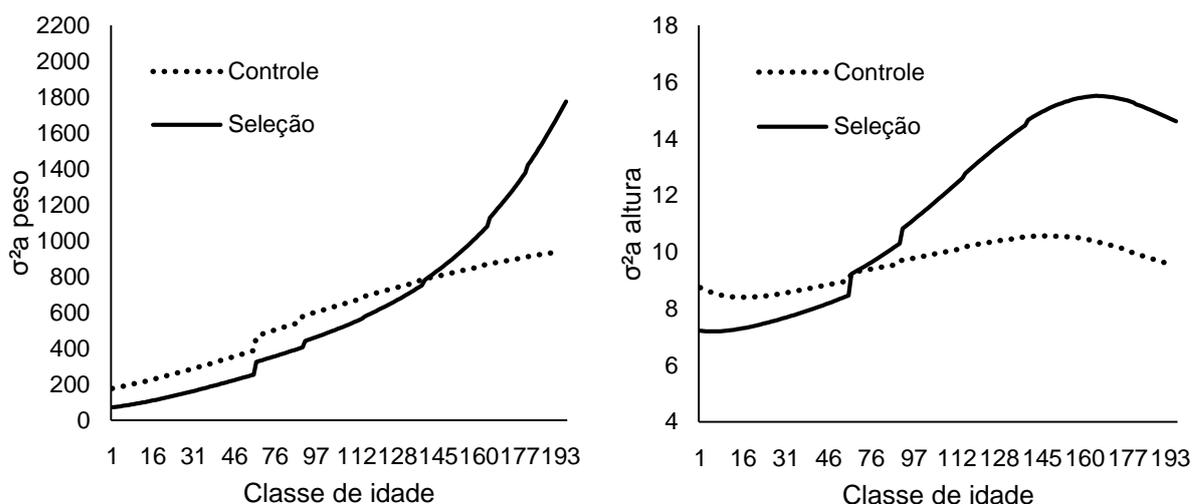


Figura 15. Estimativas dos componentes de variância aditiva direta σ^2_a para peso, obtidas por modelos de regressão aleatória, para $k = 3, 6, 1$, com 21 classes residuais (à esquerda), e para altura, obtidas por modelos de regressão aleatória, para $k = 4, 3$, com resíduo homogêneo (à direita), em vacas Nelore dos rebanhos Seleção (linha) e Controle (pontilhado) do Programa de Melhoramento Animal do Instituto de Zootecnia de Sertãozinho - São Paulo.

A variância aditiva direta para a altura foi crescente até os 5 anos de idade (~classe 150), decrescendo após este período, já para o peso foi crescente até os 8 anos de idade (Figura 15). Os valores obtidos para o peso variaram de 176,6 kg² a 940,3 kg² para NeC e 71,0 kg² a 1.777,2 kg² para NeS. As estimativas para altura variaram entre 8,4 cm² e 10,6 cm² para NeC e 7,2 cm² e 15,5 cm² para NeS. O comportamento das curvas de estimativas de variância genética aditiva foram similares as obtidas nos Capítulos anteriores (2, 3 e 4), sendo que para o peso a curva foi mais suave, enquanto para altura a curva foi mais acentuada, porém em ambas a variabilidade genética é evidente. Boligon et al. (2010), utilizaram diferentes modelos de regressão aleatória para pesos de fêmeas Nelore do nascimento aos 8 anos de idade, e observaram formato semelhante para a curva de variância aditiva, porém em menor escala de variação do que o presente trabalho, demonstrando a variabilidade existente para o peso de 1 a 8 anos de idade de fêmeas Nelore.

Nota-se ainda que para o peso a variância aditiva do rebanho NeS foi menor do que a do NeC, devido à prática de seleção para peso realizada para as fêmeas, diminuindo a variabilidade genética dos animais, aproximando as curvas até os 5 anos de idade (classe 150), quando as curvas dos rebanhos são alteradas. Para a altura, as estimativas de variância aditiva direta foram menores para o rebanho NeS até o sobreano (~classe 50), momento este em que ocorre a seleção dos animais, porém,

após esta idade, o rebanho NeS apresentou maior variabilidade para a característica (Figura 15).

Para o peso corporal, a variância de ambiente permanente animal foi crescente em todo o período estudado para ambos rebanhos, já o ambiente permanente materno do rebanho permaneceu constante. Para a altura, o efeito de ambiente permanente animal foi decrescente até o momento da seleção e permaneceu estável até a maturidade, indicando a diminuição do efeito sobre a característica após a seleção dos animais.

As estimativas de variância fenotípica para peso e altura de fêmeas Nelore dos rebanhos NeC e NeS de 1 a 8 anos de idade estão apresentadas na Figura 16.

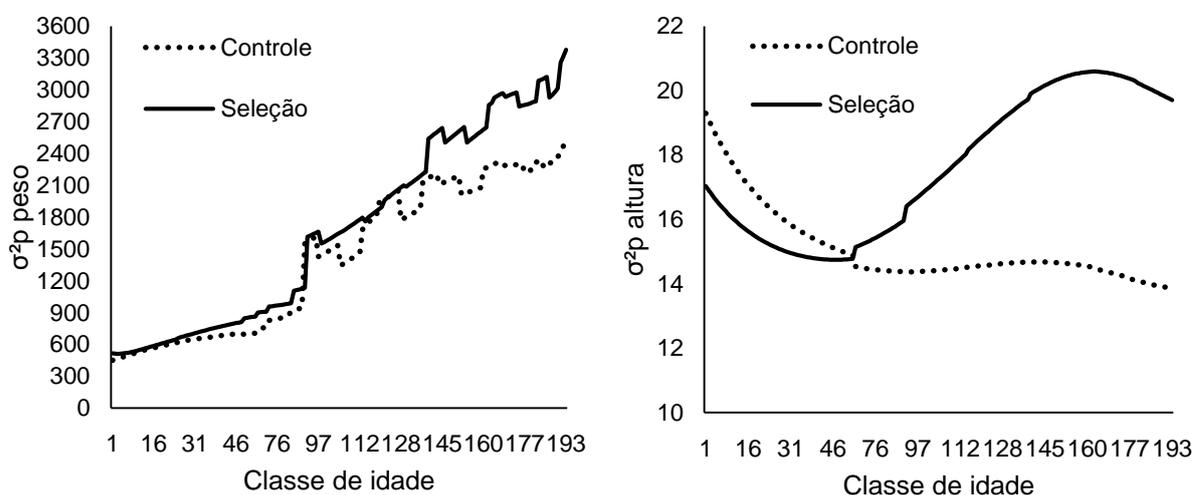


Figura 16. Estimativas dos componentes de variância fenotípica σ^2_p para peso, obtidas por modelos de regressão aleatória, para $k = 3, 6, 1$, com 21 classes residuais (à esquerda), e para altura, obtidas por modelos de regressão aleatória, para $k = 4, 3$, com resíduo homogêneo (à direita), em vacas Nelore dos rebanhos Seleção (linha) e Controle (pontilhado) do Programa de Melhoramento Animal do Instituto de Zootecnia de Sertãozinho - São Paulo.

Verifica-se que as estimativas de variância fenotípica para peso foram crescentes em todo o período, já para a altura, nota-se que as variâncias diminuíram até o sobreano (~classe 50), momento da seleção das fêmeas, e após este período, o rebanho NeS foi crescente, enquanto que o rebanho NeC apresentou estabilização para a característica (Figura 16). As curvas comportaram-se de forma semelhante às observadas nos Capítulos 2, 3 e 4, utilizando respectivamente análise unicaracterística, regressão aleatória para peso e altura. Os valores para peso variaram entre 450,5 kg² e 2.528,9 kg² para NeC e 511,2 kg² e 3.557,8 kg² para NeS,

e para altura de 13,9 cm² e 19,3 cm² para NeC e 14,7 cm² e 20,6 cm² para NeS. Resultados que diferem dos observados por Cyrillo et al. (2004) que, com o mesmo banco de dados, porém com os rebanhos Seleção e Controle em uma mesma análise, do nascimento aos 4 anos de idade, em análise unicaracterística, observaram, inicialmente, uma queda da variância fenotípica para o peso até os 20 meses de idade e logo após o aumento da variabilidade com oscilações ao longo do tempo, já para a altura, as variâncias mantiveram-se constantes com pouca alteração ao longo do período.

As estimativas de herdabilidade para peso e altura de fêmeas Nelore dos rebanhos NeC e NeS de 1 a 8 anos de idade estão apresentadas na Figura 17.

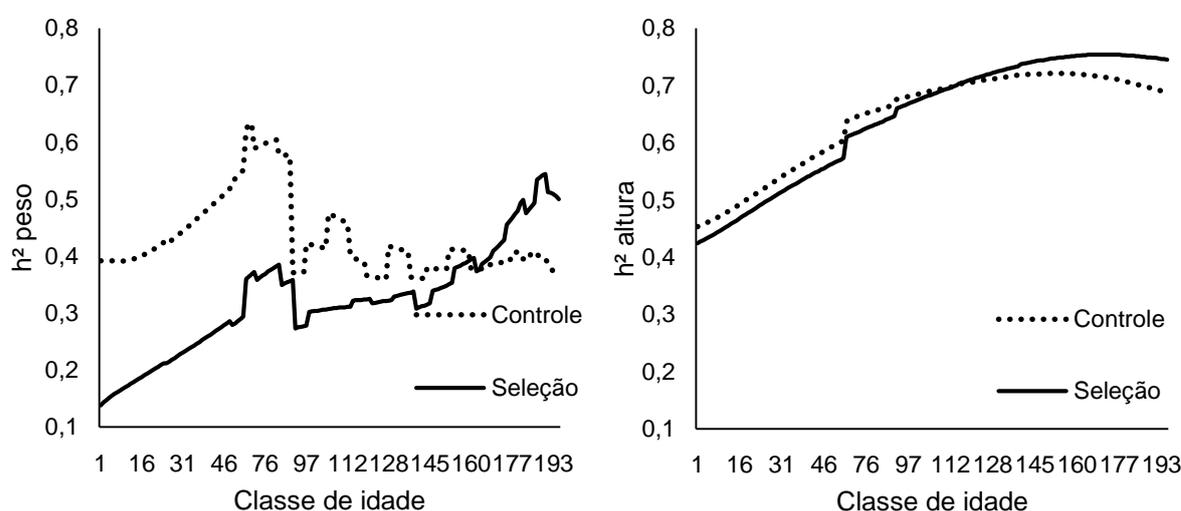


Figura 17. Estimativas de herdabilidade (h^2) para peso, obtidas por modelos de regressão aleatória, para $k = 3, 6, 1$, com 21 classes residuais (à esquerda), e para altura, obtidas por modelos de regressão aleatória, para $k = 4, 3$, com resíduo homogêneo (à direita), em vacas Nelore dos rebanhos Seleção (linha) e Controle (pontilhado), do Programa de Melhoramento Animal do Instituto de Zootecnia de Sertãozinho - São Paulo, de 1 a 8 anos de idade.

As estimativas de herdabilidade para peso variaram de baixa a alta magnitude para o rebanho NeS (0,14 a 0,54) e de moderada a alta para o rebanho NeC (0,36 a 0,63). Para a altura, obtiveram-se herdabilidades altas para o rebanho NeS (0,42 a 0,75) e para o rebanho NeC (0,45 a 0,72) (Figura 17). Observa-se o comportamento crescente das estimativas para peso até os 3 anos de idade (~classe 97), sendo neste período o final do primeiro ciclo reprodutivo, onde muitas fêmeas têm dificuldade de retornar ao cio (Baldi et al., 2010), como ocorreu nos Capítulos 2, 3 e 4, o que pode ter levado a diminuição da estimativa para esta idade.

Na literatura são poucos trabalhos que apresentam estimativas de herdabilidade para peso e altura de vacas adultas. Arango et al. (2002), com dados de vacas Angus, Hereford e cruzadas, dos 2 aos 8 anos de idade, obtiveram altas estimativas de herdabilidade para peso (0,50) e altura (0,68), e alta correlação entre as características (0,80), e concluíram que a seleção para idades jovens trarão mudanças no tamanho adulto dos animais e dessa forma a seleção indireta pode ser realizada para otimizar o peso à maturidade. Regatieri et al. (2012) analisaram informações de vacas Nelore, do nascimento aos 4 anos de idade, e estimaram herdabilidade de 0,43 para peso adulto e 0,48 para altura ao sobreano, além de correlação genética alta e positiva (0,65) entre as características. Os autores concluíram que a seleção dos animais para peso moderado a maturidade é mais apropriada aos sistemas de produção extensivos utilizados do Brasil, e que são necessários mais estudos sobre as características de tamanho do animal para adequação da seleção a ser efetuada nos rebanhos.

CONCLUSÕES

Mesmo após 30 anos de seleção para peso (550 dias), ainda há variabilidade genética para peso e altura indicando, dessa forma, possibilidade de monitorar o tamanho adulto das vacas por meio de seleção direta.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ALBUQUERQUE, L.G.; MEYER, K. Estimates of genetic parameters for early growth of Brazilian Nelore cattle. Proceedings. In: Association Advancement of Animal Breeding Genetics, v.14, p.151-154, 2001.

ALBUQUERQUE, L.G.; OLIVEIRA, H.N.; MERCADANTE, M.E.Z. Seleção para crescimento. PIRES, A.V. Bovinocultura de corte, volume II. Editora FEALQ, 1ª edição, 2010.

ARANGO, J.A.; CUNDIFF, L.V.; VAN VLECK, L.D. Genetic parameters for weight, weight adjusted for body condition score, height, and body condition score in beef cows. Journal of Animal Science, v.80, p.3112–3122, 2002.

BAKER, J.F.; STEWART, T.S.; LONG, C.R.; CARTWRIGHT, T.C. Multiple regression and principal components analysis for puberty and growth in cattle. *Journal of Animal Science*, v.66, p.2147-2158, 1998.

BALDI, F.; ALENCAR, M.M.; ALBUQUERQUE, L.G. Random regression analyses using B-splines functions to model growth from birth to adult age in Canchim cattle. *Journal of Animal Breeding and Genetics*, v.127, p.433-441, 2010.

BOLIGON, A.A.; ALBUQUERQUE, L.G.; MERCADANTE, M.E.Z.; LÔBO, R.B. Herdabilidades e correlações entre pesos do nascimento à idade adulta em rebanhos da raça Nelore. *Revista Brasileira de Zootecnia*, v.38, n.12, p.2320-2326, 2009.

BOLIGON, A.A.; MERCADANTE, M.E.Z.; FORNI, S.; LÔBO, R.B.; ALBUQUERQUE, L.G. Covariance functions for weights from birth to maturity in Nelore cows. *Journal of Animal Science*, v.88, p.849-859, 2010.

CHOY, Y.H.; BRINKS, J.S.; BOURDON, R.M. Repeated-measure animal models to estimate genetic components of mature weight, hip height, and body condition score. *Journal of Animal Science*, v.80, p.2071-2077, 2002.

CYRILLO, J.N.S.G.; RAZOOK, A.G.; FIGUEIREDO, L.A.; BONILHA NETO, L.M. RUGGIERI, A.C. TONHATI, H. Efeitos da seleção para peso pós-desmame sobre medidas corporais e perímetro escrotal de machos Nelore de Sertãozinho. *Revista Brasileira de Zootecnia*, v.29, n.2, p.403-412, 2000.

CYRILLO, J.N.S.G.; RAZOOK, A.G.; FIGUEIREDO, L.A.; BONILHA NETO, L.M.; MERCADANTE, M.E.Z.; TONHATI, H. 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.; ALENCAR, M.M.; RAZOOK, A.G.; MERCADANTE, M.E.Z.; FIGUEIREDO, L.A. Variações genéticas e ambientais de pesos e alturas desde o desmame até idade adulta de fêmeas Nelore. *Anais. In: 41ª Reunião Anual da Sociedade Brasileira de Zootecnia, Campo Grande – MS, 2004.*

GARNERO, A.D.V.; LÔBO, R.B.; BEZERRA, L.A.F.; OLIVEIRA, H.N. Comparação entre alguns critérios de seleção para crescimento na raça Nelore, Revista Brasileira de Zootecnia, v.30, p.714-718, 2001.

KIRKPATRICK, M.; LOFSVOLD, D.; BULMER, M. Analysis of the Inheritance, Selection and Evolution of Growth Trajectories. Genetics, v.124, p.979-993, 1990.

LAUREANO, M.M.M.; BOLIGON, A.A.; COSTA, R.B.; FORNI, S.; SEVERO, J.L.P.; ALBUQUERQUE, L.G. Estimativas de herdabilidade e tendências genéticas para características de crescimento e reprodutivas em bovinos da raça Nelore, Arquivo Brasileiro de Medicina Veterinária e Zootecnia, v.63, p.143-152, 2011.

LÓPEZ DE TORRE, G.; CANDOTTI, J.J.; REVERTER, A.; BELLIDO, M.M.; VASCO, P.; GARCÍA, L.J.; BRINKS, J.S. Effects of growth curve parameters on cow efficiency. Journal of Animal Science, v.70, p.2668-2672, 1992.

MEYER, K. Estimates of genetic parameters for mature weight of Australian beef cows and its relationship to early growth and skeletal measures. Livestock Production Science, v.44, p. 125-137, 1995.

MEYER, K. Scope for a random regression model in genetic evaluation of beef cattle for growth. Livestock Production Science, v.86, p.69-83, 2004.

MEYER, K. WOMBAT - A tool for mixed model analyses in quantitative genetics by restricted maximum likelihood. Journal of Zhejiang University SCIENCE B, v. 8, n. 11, p. 815-821, 2007.

RAZOOK, A.G.; FIGUEIREDO, L.A.; CYRILLO, J.N.S.G.; PACOLA, L.J.; BONILHA NETO, L.M.; TROVO, J.B.F.; RUGGIERI, A.C.; MERCADANTE, M.E.Z. Prova de Ganho de Peso: Normas adotadas pela estação experimental de Zootecnia de Sertãozinho. Boletim Técnico, n. 40, p.33, 1997.

REGATIERI, I.C.; BOLIGON, A.A.; BALDI, F.; ALBUQUERQUE, L.G. Genetic correlations between mature cow weight and productive and reproductive traits in Nellore cattle. Genetics and Molecular Research, v.11, n.3, p.2979-2986, 2012.

ROSA, A.N.; LÔBO, R.B.; OLIVEIRA, H.N.; BORJAS, A.R. Variabilidade Genética do Peso Adulto de Matrizes em um Rebanho Nelore do Estado de São Paulo. Revista Brasileira de Zootecnia, v.29, n.6, p.1706-1711, 2000.

ROSA, A.N.; LÔBO, R.B.; OLIVEIRA, H.N.; BEZERRA, L.A.F.; BORJAS, A.R. Peso adulto de matrizes em rebanhos de seleção da raça Nelore no Brasil. Revista Brasileira de Zootecnia, v.30, n.3, p.1027-1036, 2001.

SAS INSTITUTE. SAS/STAT: user's Guide. Version 9.4. Cary: SAS Institute, 2013. 7869p.

SILVA, A.M.; ALENCAR, M.M.; FREITAS, A.R.; BARBOSA, R.T.; BARBOSA, P.F.; OLIVEIRA, M.C.S.; CORREA, L.A.; NOVAES, A.P.; TULLIO, R.R. 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.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

A possibilidade de resposta à seleção direta para os pesos do nascimento aos 10 anos de idade em fêmeas das raças Caracu, Gir, Guzerá e Nelore, em função da variabilidade genética é evidente. Por essa razão, o peso adulto das vacas deve ser monitorado e para tanto considerado no índice de seleção, para melhorar a eficiência do processo de seleção.

Os componentes de variância genética e ambiental e os parâmetros genéticos para peso e altura apresentaram mudanças importantes durante o crescimento das fêmeas até a maturidade, sendo necessário o estudo das curvas de variabilidade dos efeitos aleatórios das características de crescimento dos animais, como realizado pelos modelos de regressão aleatória.

Na bovinocultura de corte, diferentes modelos têm sido utilizados para estimar os parâmetros genéticos para características de crescimento, como o peso e a altura dos animais. Entretanto, na maioria dos casos, os efeitos maternos são considerados apenas até a desmama, o que pode não ser adequado, visto que no presente trabalho o efeito de ambiente permanente materno foi importante para as estimativas de variâncias até a idade adulta.

Outro efeito que deve ser incluído no estudo de características de crescimento de fêmeas até a maturidade é a condição fisiológica na qual a fêmea se encontra, uma vez que a partir do início da vida reprodutiva a vaca sofre alterações hormonais e nutricionais em cada estágio, seja prenhe, vazia, lactante e/ou seca. Porém, ao utilizar a informação da condição fisiológica reprodutiva das vacas, pode haver conflito quando o conjunto de dados considera as novilhas, já que estas ainda não são afetadas por este efeito, o que pode dificultar a estimação dos parâmetros genéticos para características de crescimento de fêmeas do nascimento à maturidade por modelos de regressão aleatória.

A heterogeneidade da variância residual é de fundamental importância para modelar adequadamente as características de crescimento, como observado no presente trabalho e na literatura. Quanto aos polinômios de Legendre, para o modelo utilizado para o peso das fêmeas, nota-se valores de maior ordem do que os observados para a altura das vacas. O que demonstra que para a altura modelos menos parametrizados são suficientes, e para o peso, que têm maior influência de

ambiente, polinômios de maior ordem são necessários para estimar parâmetros genéticos modelando adequadamente as variâncias obtidas.

As estimativas de correlações genéticas aditiva foram positivas, e em geral, variaram de moderadas a altas, reduzindo conforme o aumento da distância entre as idades. Com isso, a seleção para peso e/ou altura em qualquer idade levará a aumento de peso e altura em outras idades, o que demonstra a importância do monitoramento do tamanho dos animais, que aumentarão suas exigências nutricionais, não sendo o mais adequado aos sistemas de criação extensivas utilizadas no Brasil.

Por fim, observa-se que, mesmo após 30 anos de seleção para peso (550 dias), ainda há variabilidade genética para peso e altura indicando, dessa forma, possibilidade de monitorar o tamanho adulto das vacas.

VITA

Juliana Varchaki Portes, nascida em 19 de março de 1989 na cidade de Curitiba – PR, zootecnista, formada pela Universidade Federal do Paraná em 2013. Integrante do Laboratório de Genética Aplicada ao Melhoramento Animal (GAMA – UFPR). Atualmente cursa especialização em MBA em Gestão do Agronegócio pela Universidade Federal do Paraná, além de estar defendendo a dissertação para obtenção do título de Mestre em Zootecnia, área de concentração em melhoramento genético animal, na Universidade Federal do Paraná, sob a orientação da Professora Doutora Laila Talarico Dias.