

UNIVERSIDADE ESTADUAL DE MARINGÁ
CENTRO DE CIÊNCIAS AGRÁRIAS

MODELAGEM DO EFEITO MATERNO POR MEIO DE
MODELOS DE REGRESSÃO ALEATÓRIA

Autora: Daniela Andressa Lino Lourenço
Orientador: Prof. Dr. Elias Nunes Martins
Co-orientador: Dr. Luiz Otavio Campos da Silva

Tese apresentada como parte das exigências para obtenção do título de DOUTOR EM ZOOTECNIA, no programa de Pós-graduação em Zootecnia da Universidade Estadual de Maringá – Área de concentração: Produção Animal.

MARINGÁ
Estado do Paraná
Novembro - 2011

"Dai graças ao Senhor, pois Ele é bom, porque o seu amor dura para sempre"

(Salmos 136:1)

A **DEUS**, pelo o que Ele representa em nossas vidas e por sempre permitir que nossos sonhos se tornem realidade.

Ao meu marido, **Jeferson**, por ser meu companheiro de todas as horas e por não medir esforços ao me acompanhar pelas jornadas no “mundo” do melhoramento genético animal.

À minha amada **família**, pelo apoio incondicional.

DEDICO...

AGRADECIMENTOS

A Deus.

À Universidade Estadual de Maringá (UEM) e ao Programa de Pós-graduação em Zootecnia (PPZ), por dar oportunidade para a realização deste trabalho.

Ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e tecnológico (CNPq) por financiar este estudo, tanto no Brasil quanto nos Estados Unidos.

Ao Professor Dr. **Elias Nunes Martins**, pela orientação, pelo conhecimento compartilhado, pelos desafios lançados, pela amizade, e enfim, por ser realmente um pai científico.

Ao Dr. **Luiz Otavio Campos da Silva**, pelo apoio, pelos ensinamentos e pela amizade.

Ao Professor Dr. **Ignacy Misztal** e ao pesquisador **Shogo Tsuruta**, pelas sugestões e por viabilizar a utilização dos programas computacionais, por eles desenvolvidos na University of Georgia.

À amiga **Andrea Gondo**, por organizar tão bem os bancos de dados do Geneplus, facilitando assim as edições necessárias.

Aos amigos muito queridos, que são presentes de Deus na minha vida: **Fabiana Martins Costa Maia, Carlos Antônio Lopes de Oliveira, Meiby Carneiro de Paula Leite, Robson Marcelo Rossi, Eliane Gasparino, Alexandre Leseur, Alexandra Inês**

dos Santos, Carlos Eduardo Ramos, por sempre compartilharem ensinamentos e alegrias.

Aos amigos que compartilham a sala de “fermentação” (como diz o prof. Elias): **Daniele Portela de Oliveira, Ana Carolina Conti, Emilia de Paiva, Jean Luc, Osvaldo Martins de Souza e Edson Júnior Paula.**

Aos meus amigos que fazem parte da minha família internacional: **Cinthia Eying, Rafaella Fortini, Diana e Jorge Mattos, Paola Martinez e Johan Muñoz, Marcela Salazar, Flaviana Milagres e Débora Leite.**

Às minhas amigas muito especiais **Huiyu Wang (Joy) e Kaori Tokurisa**, por todos os ensinamentos, pelas palavras compartilhadas, pelas conversas divertidas na hora do almoço e por serem companhia diária durante o período sanduíche realizado na University of Georgia.

Aos meus pais, **David Lino e Vera Lúcia Lino**, à minha irmã, **Vanessa Christina Lino** e ao meu “novo” irmão, **Francisco Sanches**, pelo enorme apoio.

Aos meus sogros, **Edinei e Neide Lourenço**, e à minha cunhada, **Géssica Lourenço**, também pelo enorme apoio.

À minha prima, **Lucieny Manzano**, por ser um anjo na minha vida, e ao seu marido **Joel Franco**, pelo carinho.

Aos meus avós, **Izidora Manzano e Pedro Mariano**, pelo carinho.

Ao meu marido, **Jeferson Menezes Lourenço**, pela paciência, pelo amor, pela amizade e por ser a pessoa enviada por Deus para estar ao meu lado.

A todos os amigos que estiveram sempre ao meu lado me apoiando.

BIOGRAFIA

Daniela Andressa Lino Lourenço, filha de David Lino e Vera Lúcia Lino, nasceu na cidade de Astorga, Paraná, em 06 de março de 1982.

Em março de 2000, ingressou no Curso de Ciências Biológicas na Universidade Estadual de Maringá, em Maringá, Paraná e foi graduada em maio de 2004, o título de Bacharel e Licenciada em Biologia.

Em março de 2004, iniciou os estudos em melhoramento genético animal e recebeu o título de Mestre em Produção Animal – Melhoramento Genético Animal, pelo Programa de Pós-graduação em Zootecnia (PPZ-UEM), na Universidade Estadual de Maringá, em setembro de 2006.

Em fevereiro de 2009, ingressou no curso de doutorado pelo Programa de Pós-graduação em Zootecnia (PPZ-UEM), com área de concentração em Produção Animal – Melhoramento Genético Animal.

Teve seu exame de qualificação em outubro de 2011 e em novembro de 2011 submeteu sua tese à arguição de uma banca examinadora, para a obtenção do título de Doutor em Zootecnia.

ÍNDICE

	Página
LISTA DE TABELAS.....	ix
LISTA DE FIGURAS.....	x
RESUMO.....	1
ABSTRACT.....	3
I - INTRODUÇÃO.....	5
LITERATURA CITADA.....	15
II - OBJETIVOS GERAIS.....	18
III - IDADE DA VACA COMO FONTE DA VARIAÇÃO FENOTÍPICA PARA PESO EM DIFERENTES IDADES EM BOVINOS DA RAÇA NELORE.....	19
Resumo.....	19
Abstract.....	20
Introdução.....	21
Material e Métodos.....	22
Resultados e Discussão.....	26
Conclusões.....	35
Literatura Citada.....	36
IV - MODELAGEM CONJUNTA DA IDADE DO ANIMAL E DA VACA COMO COVARIÁVEIS ALEATÓRIAS EM MODELOS DE TRAJETÓRIA DE CRESCIMENTO EM BOVINOS NELORE.....	38
Resumo.....	38

Abstract.....	39
Introdução.....	40
Material e Métodos.....	41
Resultados e Discussão.....	47
Conclusões.....	59
Literatura Citada.....	59
V – CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	61

LISTA DE TABELAS

Idade da vaca como fonte da variação fenotípica para peso em diferentes idades em bovinos da raça Nelore

- Tabela 1 – Constituição dos cinco bancos de dados utilizados para as análises da influência da idade da vaca sobre o peso e a variância fenotípica para peso do bezerro.....23
- Tabela 2 – Distribuição do número de observações em cada classe de idade da vaca à pesagem (IVPE), em anos, para as pesagens consideradas.....27
- Tabela 3 – Pesos médios observados \pm desvios-padrão (kg) para as classes de idade da vaca à pesagem (IVPE), para as pesagens consideradas.....28

Modelagem conjunta da idade do animal e da vaca como covariáveis aleatórias em modelos de trajetória de crescimento em bovinos da raça Nelore

- Tabela 1 – Estatísticas descritivas para as variáveis de interesse em cada uma das pesagens realizadas, agrupadas de acordo com a classe de variância residual* estabelecida.....47
- Tabela 2 – Quadrados médios obtidos por meio do método de quadrados mínimos em modelos lineares mistos, para o conjunto total de dados e para as pesagens agrupadas de acordo com a classe de variância residual*48
- Tabela 3 – Média “a posteriori” (erro-padrão) dos componentes de variância atribuídos aos coeficientes de regressão dos efeitos genético direto (a) e materno em função da idade do animal ($m1$) e materno em função da idade da vaca ($m2$).....50
- Tabela 4 – Média “a posteriori” (erro-padrão) dos componentes de variância atribuídos aos coeficientes de regressão dos efeitos permanente de ambiente direto (pa) e materno em função da idade do animal ($pm1$) e materno em função da idade da mãe ($pm2$).....53
- Tabela 5 – Média “a posteriori” (erro-padrão) para as variâncias residuais consideradas como heterogêneas entre as oito pesagens e os valores para o $-2\log(P^*)$, para os sete modelos avaliados.....58

LISTA DE FIGURAS

Idade da vaca como fonte da variação fenotípica para peso em diferentes idades em bovinos da raça Nelore

- Figura 1 – Pesos estimados para as classes de idade da vaca à pesagem (IVPE), coeficientes de determinação (r^2) e equações ajustadas para as cinco diferentes pesagens.....29
- Figura 2 – Variância fenotípica para peso do bezerro nas classes de idade da vaca à pesagem (IVPE), coeficientes de determinação (r^2) e equações ajustadas para as cinco pesagens.....32
- Figura 3 – Pesos estimados padronizados para o desvio-padrão fenotípico, de acordo com as classes de idade da vaca à pesagem (IVPE), para as cinco pesagens.....34

Modelagem conjunta da idade do animal e da vaca como covariáveis aleatórias em modelos de trajetória de crescimento em bovinos da raça Nelore

- Figura 1 – Trajetória da variância genética direta do peso do animal em função da idade do animal, para os sete modelos considerados.....54
- Figura 2 – Trajetória da variância permanente de ambiente do peso do animal em função da idade do animal, para os sete modelos considerados.....55
- Figura 3 – Trajetória da variância genética materna do peso do animal em função da idade do animal, para os modelos que consideraram este efeito.....56
- Figura 4 – Trajetória da variância permanente de ambiente materna do peso do animal em função da idade do animal, para os modelos que consideraram este efeito.....57

RESUMO

O objetivo foi verificar a influência que a vaca provoca na vida produtiva de sua progênie, de acordo com a sua idade no momento em que os animais têm seu desenvolvimento ponderal mensurado. Foram utilizados dados de peso de bovinos em diferentes idades, fornecidos pela Associação Brasileira dos Criadores de Zebu (ABCZ), em dois trabalhos. Primeiramente, foi observada a tendência causada pela idade da vaca à pesagem (IVPE) no peso corporal e na variância fenotípica para peso em bovinos Nelore, do nascimento até os 385 dias. Para isso foram utilizadas 2.882.824 medidas coletadas entre 1975 e 2009, divididas em cinco períodos de mensuração, em um modelo animal. Foram considerados a condição de criação, o grupo contemporâneo de rebanho-ano-sexo-estação de nascimento e 11 classes de IVPE como fixos. O peso do bezerro e a variância fenotípica foram estimados e verificou-se a tendência que a idade da vaca provocou em ambos. Em seguida, avaliaram-se sete modelos de regressão aleatória (MRA) que combinaram o efeito genético direto e permanente de ambiente do animal em função de sua idade e o efeito genético e permanente de ambiente materno em função da IVPE e da idade do animal no momento da pesagem. Foram utilizados dados coletados entre 1976 a 2009, em um arquivo com 293.742 observações medidas em 48.637 animais, com média de 6,04 medidas por animal. No primeiro trabalho, foi observada a tendência quadrática (p -valor $< 0,05$) da variância fenotípica para peso e do peso corporal sobre a IVPE, indicando que a idade da vaca à pesagem é um efeito de influência sobre o desenvolvimento dos bezerros do nascimento à desmama e é fonte de diferenças fenotípicas entre indivíduos. No segundo trabalho, quando IVPE foi incluída como covariável para os efeitos genético e permanente de ambiente materno, em modelos de regressão aleatória, foi verificada a não-distinção sobre a porção de variação fenotípica que é realmente devida às diferenças genéticas e ambientais existentes entre os animais e o que de fato é devido às diferenças maternas. As variâncias e covariâncias entre coeficientes de regressão e conseqüentemente as variâncias genética e permanente

de ambiente maternas em função da IVPE apresentaram valores ou muito baixos ou com erros-padrão maiores que as estimativas. Apesar da idade da mãe ser um fator de influência sobre o peso do bezerro, principalmente nos primeiros estágios de vida, o confundimento deste efeito com a idade do animal mostrou que o efeito materno em função da IVPE não pôde ser corretamente estimado nos modelos de regressão aleatória aqui testados.

Palavras-chave: efeito materno, idade da vaca à pesagem, gado de corte, regressão aleatória, trajetória de crescimento

ABSTRACT

The aim of this study was to verify the influence of cows on the productive life of their progeny, according to the age of the cow when the records were measured. Data from Brazilian Association of Zebu Breeders (ABCZ) were used in two works. Formerly, it was observed the trend caused by age of dam (IVPE) on weight and on phenotypic variance of weight in Nellore beef cattle from birth until 385 days. A total of 2,882,824 body weight records from 1975 to 2009 were divided into five periods of measurement. The animal model was used and raising condition, contemporary group of herd-year-sex-birth season, and eleven classes of IVPE were considered as fixed effects. Based on this model, it was possible to reach the phenotypic variance and to verify the trends caused by IVPE. Data from 1976 to 2009 were used for the second work. A total of 293,742 body weight measures from 48,637 animals with average of 6.04 measurements per animal were applied to seven random regression models (MRA) and the coefficients of regression and estimated variances were compared. The MRA combined direct genetic and animal permanent environmental effect due age and, maternal genetic and maternal permanent environmental due IVPE and age of animal at measurement. In the first work, it was observed slightly quadratic trends of phenotypic variance for weight and body weight over IVPE. It shows that the age of dam at measurement have influenced the development of calves from birth to weaning, and it is source of phenotypic variance. In the second work, when the IVPE was considered as covariable for genetic and permanent environmental maternal effects in random regression models, it was observed that the partitioning of the phenotypic variance in genetic and environmental effects between animals and dams was not feasible. The coefficients of regression and the variances of genetic and permanent environmental maternal effects in function of IVPE showed either small values or standard errors greater than the estimates. Although the age of dam is an important effect for the development of the calf, mainly on early weights, the confusion observed between age

of calf and IVPE as covariates during the estimation process indicated that the maternal effects could not be estimated in function of IVPE, for the models proposed by this study.

Key words: age of dam at measurement, beef cattle, growth trajectory, longitudinal models, maternal effect, random regression

I - INTRODUÇÃO

O melhoramento genético é uma prática utilizada tanto nos países desenvolvidos como nos em desenvolvimento e se tornou uma ferramenta útil, que envolve reprodução, biotecnologias, coleta e análise adequada dos dados disponíveis. É também considerado de fundamental importância na produção de alimentos de origem vegetal e animal ecologicamente correta.

Segundo Dionello et al. (2008), para a obtenção de material genético animal de qualidade são necessários programas de melhoramento bem fundamentados, embasados em parâmetros genéticos acurados e precisos, pois a partir destas informações serão estabelecidos os critérios de seleção para a renovação de plantéis com animais de potencial genético superior a cada geração. A aplicação de metodologias estatísticas avançadas pode auxiliar no incremento da produção e qualidade sem que seja necessário o aumento de mesma magnitude da utilização de áreas antes não agregadas pela agropecuária.

A regressão aleatória é uma metodologia estatística que ainda não foi incluída nos programas de melhoramento genético animal no Brasil, mas que atualmente tem sido muito estudada (Nobre et al., 2003; Albuquerque & El Faro, 2008; Valente et al., 2008; Pelicioni et al., 2009; Biassus et al., 2011). Esta metodologia tem recebido atenção por acomodar de forma satisfatória informações obtidas ao longo da vida produtiva do animal, sem ter que padronizar idades para a mensuração. Além disso, permite até reduzir o número de medidas por animal e fornece estimativas mais adequadas de parâmetros genéticos do que outros modelos atualmente empregados.

Grande parte das características de interesse no melhoramento genético é medida várias vezes ao longo da vida produtiva do animal, em diferentes estágios fisiológicos e sob a expressão diferenciada de genes. Como exemplos podem ser citados a produção de leite, o peso corporal e a digestibilidade em bovinos e a produção de ovos em aves.

De acordo com Van der Werf (2001), na análise multivariada a característica é medida mais de uma vez e quando isto se dá sequencialmente ao longo do tempo em um único indivíduo, recebe o nome de medidas repetidas, sendo um caso multivariado especial. Medidas repetidas merecem um tratamento estatístico específico no sentido de que deve ser considerado o padrão de covariâncias. Essas medidas em um único indivíduo são, geralmente, mais correlacionadas do que medidas em diferentes animais e este padrão tende a diminuir à medida que ocorre distanciamento temporal entre elas.

Medidas tomadas repetidamente fornecem informações sobre as mudanças ocorridas na característica ao longo do tempo. As funções que descrevem estas mudanças são de interesse desde que elas ajudem a entender ou explicar como a característica é alterada. Por serem representadas por funções, estas características são também denominadas longitudinais ou de dimensão infinita (Van der Werf, 2001).

Vários modelos têm sido propostos para a avaliação quantitativa de medidas repetidas. Conforme Assis et al. (2006), podem ser aplicados modelos unicaráter para cada medida ao longo do tempo, modelos de repetibilidade, modelos multicaráter e modelos de regressão aleatória, sendo que em modelos unicaráter a covariância existente entre as medidas não é contemplada.

Nos modelos de repetibilidade pressupõe-se que a correlação entre as medidas repetidas seja igual à unidade, portanto, todas as covariâncias genéticas e fenotípicas entre as diferentes medidas são de mesma magnitude (Albuquerque, 2004), o que na maioria dos casos não é assumido como correto.

Nos modelos multicaráter cada medida é tratada como uma característica diferente, mas de acordo com Albuquerque (2004) não é feita nenhuma pressuposição sobre a estrutura de covariâncias, podendo tornar o modelo superparametrizado quando o número de medidas for grande.

Os modelos de regressão aleatória, por outro lado, apresentam as seguintes características: (1) permitem a acomodação de todos os dados, ocasionando um possível aumento na acurácia das avaliações genéticas; (2) contemplam a estrutura de covariância entre as observações, determinada pelas covariâncias entre os coeficientes de regressão e caracterizada como uma função de covariância; (3) permitem a utilização de medidas tomadas em qualquer momento da trajetória produtiva sem a necessidade de fazer correções para as idades e (4) tornam possível o ajuste de uma curva para cada animal, fornecendo uma estimativa contínua e individual do mérito genético (Meyer, 1998).

A metodologia da regressão aleatória foi apresentada por Henderson Jr. em 1982 e considera que se existem coeficientes de regressão pertinentes a cada indivíduo de um experimento e se os indivíduos são uma amostra aleatória da população, então os coeficientes de regressão devem ser tomados como aleatórios (Henderson, 1984). Assim, para aplicar a metodologia de regressão aleatória, a variável dependente deve ser uma função linear de um conjunto de covariáveis, ou seja, apresentar um padrão ao longo do tempo.

O modelo de regressão aleatória é composto por dois grupos de regressões. Um fixo para todos os indivíduos pertencentes a um mesmo nível de efeito fixo, que descreve a forma geral para um determinado indivíduo, e um aleatório que descreve os desvios da regressão fixa, gerando diferentes curvas para diferentes indivíduos, possibilitando a avaliação individual de desempenho.

De acordo com Resende et al. (2001), por assumirem que a característica em questão pode estar mudando continuamente e gradualmente pelo tempo, os modelos de regressão aleatória são mais realísticos que os usualmente empregados. O sucesso obtido na aplicação dos modelos de regressão aleatória para estimar os parâmetros genéticos da produção de leite em gado leiteiro (Jamrozick & Schaeffer, 1997; El Faro & Albuquerque, 2003; Araújo et al., 2006) tem atraído a atenção dos melhoristas de todas as áreas da produção animal.

Pelo fato das medidas repetidas serem mais correlacionadas entre si, elas realmente necessitam de ajustes diferenciados. O ajuste de um modelo de regressão aleatória (MRA) implica em assumir uma determinada estrutura de covariância entre as medidas tomadas no tempo. Esta é determinada pela covariância entre os coeficientes de regressão e pode ser caracterizada como uma função de covariância (FC) (Meyer, 1998).

De acordo com Van der Werf & Schaeffer (1997), as funções de covariância permitem modelar de forma acurada a estrutura de covariância das características e predizem as estruturas de covariância em qualquer ponto de uma escala contínua de tempo. Além disso, fornecem maior flexibilidade na utilização de medidas tomadas em qualquer momento ao longo da trajetória, sem a necessidade de corrigi-las para idades-padrão e permitem analisar padrões de covariância associados a determinadas alterações da característica ao longo da trajetória.

As vantagens no uso das funções de covariância são análogas às vantagens do uso de regressões. Quando se assume um modelo de regressão,

$Y = X\beta + \varepsilon$, em que:

Y é o vetor de observações;

X é a matriz de incidência dos efeitos contidos em β ;

β é o vetor de efeitos a serem estimados;

ε é o vetor de erros associado a cada observação;

o objetivo é prever valores de Y para dados valores de X . Para valores de X que não possuem valores de Y , é possível a previsão de seus valores dentro da amplitude dos dados. Isso parece óbvio quando são modeladas as observações feitas em animais. No entanto, o mesmo princípio deve ser aplicado quando se modelam as variâncias (Van der Werf, 2001).

A função de covariância usará, então, a informação em todos os pontos medidos, para regressar a covariância no tempo. Além disso, ela prevê a covariância entre as características em toda a trajetória, ao invés de fazê-lo apenas em pontos onde as medidas foram tomadas.

Para Van der Werf (2001), re-escrevendo-se um modelo misto multicaráter para um modelo misto com função de covariância, obtém-se o formato de um MRA unicaráter. O MRA com função de covariância é mais flexível do que o modelo multicaráter, podendo-se lidar com mensurações em qualquer estágio definido e as soluções são aproximadamente iguais às soluções do modelo multicaráter com n características, mas com menor parametrização.

Baseando-se no fato de que a regressão polinomial é apropriada e flexível para ajustar funções lineares das médias, ela também pode ser usada para ajustar estruturas de variância. Os polinômios de Legendre são os mais utilizados atualmente. Uma propriedade importante destes polinômios é a ortogonalidade. Eles formam um sistema ortogonal, no intervalo de -1 a 1, estimam coeficientes com reduzida correlação entre eles e possuem vantagens computacionais.

Segundo Diggle et al. (2002), pode-se distinguir três diferentes fontes de variação aleatória que incidem sobre dados longitudinais:

1) Efeitos aleatórios: quando se pode observar variações entre as unidades nas quais as medidas repetidas são amostradas aleatoriamente na população. Algumas unidades podem ser mais responsivas que outras. No melhoramento animal, um exemplo deste efeito é o efeito animal, ou seja, o efeito genético aditivo dos animais.

2) Correlação serial: quando existem correlações maiores entre as observações tomadas dentro de um curto período de tempo e menores em medidas mais distantes. O efeito permanente de ambiente é um exemplo.

3) Erro de mensuração: expressa a independência entre as observações tomadas nos diferentes tempos.

Se um modelo é construído para acomodar estes três efeitos aleatórios, a estrutura de variância de cada efeito precisa ser descrita. Assim, o efeito genético aditivo direto, o efeito permanente de ambiente e o erro devem ser substituídos, no modelo, por funções de covariância.

Um modelo geral de regressão aleatória (MRA) para n observações em q animais pode ser descrito como:

$$Y = X\beta + \sum_{j=0}^{k-1} Z_j a_j + \sum_{j=0}^{k-1} Z_j p_j + \varepsilon, \text{ em que:} \quad (1)$$

Y é a característica observada no animal q ;

X é a matriz dos efeitos identificáveis de ambiente;

β é o vetor dos coeficientes da regressão fixa, para um mesmo nível de efeitos identificáveis de ambiente;

k é a ordem do polinômio ajustado;

Z_j são matrizes n por k multiplicado pelo número de animais, para o i -ésimo polinômio, para o caso em que todos os animais possuem observações. Do contrário, a dimensão da matriz Z de incidência dos efeitos permanentes de ambiente passa a ser n por k multiplicado pelo número de animais com observação;

a_j e p_j são vetores com coeficientes de regressão aleatória para todos os animais para o efeito genético aditivo direto e permanente de ambiente, respectivamente;

ε é o erro aleatório associado a cada observação;

Um modelo animal de repetibilidade é descrito como:

$$Y = X\beta + Z_1 a + Z_2 p + \varepsilon, \text{ em que:} \quad (2)$$

Y é a característica observada no animal q ;

X é a matriz de incidência dos efeitos identificáveis de ambiente;

β é o vetor dos efeitos identificáveis de ambiente;

Z_1 e Z_2 são matrizes de incidência do efeito animal e permanente de ambiente, com dimensões do número de observações x número de animais, e do número de observações x número de animais com observação, respectivamente;

a e p são vetores dos efeitos genético aditivo direto e permanente de ambiente, respectivamente;

ε é o erro aleatório associado a cada observação.

Enquanto no modelo animal de repetibilidade (2) é possível a predição de um valor genético pontual para cada animal, com o MRA dado em (1) é possível a predição de valores genéticos para cada dia considerado dentro do intervalo de dados, para cada animal, mesmo se a medida não foi realizada no dia de interesse.

Albuquerque (2004) resume os MRA como uma curva de regressão fixa que leva em conta a tendência média da população e, no mínimo mais duas equações de regressão aleatória, para o efeito genético direto e para o ambiente permanente de animal, sendo a curva genética de cada animal predita como um desvio da curva média, que é fixa.

As principais vantagens dos modelos de regressão aleatória são:

- i) não exigem número mínimo de medidas por animal;
- ii) consideram o relacionamento existente entre os animais;
- iii) não necessitam de ajustes arbitrários em medidas, de acordo com idades consideradas como padrão (Meyer & Hill, 1997);
- iv) permitem a utilização de dados de animais com apenas uma observação (Schaeffer & Dekkers, 1994);
- v) as análises abrangem todo o intervalo contínuo em que as medidas foram tomadas, permitindo estimar o valor das características e predizer o valor genético em qualquer ponto desse intervalo;
- vi) permitem obter estimativas de covariâncias para as características na qual não há observações, por meio de interpolação (Kirkpatrick & Heckman, 1989);
- vii) permitem predição mais acurada da resposta à seleção, pois, cada função de covariância (FC) possui um conjunto de autofunções associado aos autovalores da matriz de coeficiente da FC. Essas autofunções são capazes de fornecer informações sobre a direção na qual a variável, ou a curva de crescimento média da característica, pode ser alterada, de forma mais rápida, por meio do aumento na pressão de seleção (Kirkpatrick & Heckman, 1989).

Nas avaliações genéticas, os MRA precisam estimar, além dos interceptos dos valores genéticos, os parâmetros correspondentes aos regressores aleatórios de cada animal, exigindo esforço computacional maior que o requerido pelos modelos de regressão fixa (Uribe, 1997). Para contornar este problema, Jamrozik & Schaeffer (1997), Uribe (1997), Assis et al. (2006), Luo et al. (2007) utilizaram conceitos e procedimentos da estatística Bayesiana.

Desde que foram introduzidos no contexto dos modelos lineares, em 1982, os MRA, são empregados para a estimação de parâmetros genéticos em uma variedade de áreas, como: produção de leite (Schaeffer & Dekkers, 1994; Jamrozik & Schaeffer, 2002; Biassus et al., 2011), curva de crescimento de suínos (Anderson & Pedersen, 1996), crescimento de bovinos de corte (Sakaguti, 2000; Meyer, 2002; Pelicioni et al., 2009), reprodução de bovinos de corte (Mercadante, 2001), produção de ovos em aves (Anang et al., 2002), entre outras.

Segundo Schaeffer (2004), as características em que os MRA já foram aplicados com sucesso incluem: características de conformação, escore corporal e digestibilidade em bovinos de leite, peso e espessura de gordura em suínos e bovinos de corte, características morfométricas e peso em trutas, tamanho da leitegada em suínos. As características que apresentam potencial para a aplicação são: produção de lã em ovelhas, produção e qualidade do esperma em machos de várias espécies, vida útil de vacas leiteiras, interação genótipo x ambiente, análises de sobrevivência e características reprodutivas em fêmeas de espécies economicamente importantes. Os MRA são usados até em estudos de saúde humana e podem ser aplicados em várias situações biológicas.

Regressão aleatória em bovinos de corte

Em avaliação genética de bovinos de corte, uma das características de fundamental importância é o ganho de peso. Por ser um fator que é medido ao longo da vida produtiva do animal, muitos pesquisadores da área recorrem aos MRA como forma de reduzir os erros de estimação dos componentes de variância e predição dos valores genéticos.

Sakaguti (2000) avaliou o crescimento de bovinos da raça Tabapuã por meio de análises de funções de covariância, estimadas a partir das matrizes de covariâncias genéticas e fenotípicas. Além de esta metodologia ser considerada bastante útil, foi verificado que as curvas de crescimento dos animais podem ser rapidamente alteradas

pela seleção. O autor ainda concluiu que a utilização do MRA apresentou melhor ajuste em relação aos dados, permitindo estimar os valores genéticos e os componentes de variâncias para qualquer idade.

Em um estudo conduzido por Meyer (2004), em que o objetivo foi avaliar o crescimento de bovinos de corte, utilizando dados simulados, os MRA apresentaram acurácias, medidas pela correlação entre os valores genéticos simulados e os estimados, de 5,7% a 8,3% maiores que os modelos multicarácter. O incremento, neste caso, foi atribuído à modelagem mais apropriada dos parâmetros genéticos, fornecida pelos modelos de regressão aleatória e à não-utilização de idades pré-ajustadas. Em análises do desempenho de bovinos em prova de ganho de peso, Pribylová et al. (2004) relatam que a modelagem por meio de MRA pode ser mais precisa que a partir de modelos multicarácter pelo ajuste das medidas e variâncias para a idade.

Trabalhando com estimação de componentes de covariância para pesos corporais do nascimento aos 365 dias de idade de bovinos da raça Guzerá, Pelicioni et al. (2009) encontraram que os modelos de regressão aleatória, por serem mais precisos, proporcionaram maiores estimativas de herdabilidade direta em comparação às análises unicarácter, com exceção do peso ao nascer. Além disso, os autores destacaram que a autofunção estimada para o efeito genético aditivo direto sugeriu que a seleção praticada para o peso em qualquer idade traria progresso genético em todas as fases do crescimento.

De forma geral, os estudos que envolvem MRA até agora realizados indicam que esta metodologia pode contribuir fortemente com o processo de aceleração do progresso genético em espécies economicamente importantes, por permitir que estimativas de parâmetros e valores genéticos sejam mais acuradas e por possibilitar o início do processo de seleção em idades mais precoces. No entanto, em se tratando de efeitos aleatórios de origem materna, os trabalhos disponíveis na literatura fazem a modelagem em função da idade do bezerro. Contudo, a habilidade materna, que tem como principal componente a produção de leite, é diretamente dependente da idade da vaca.

Habilidade materna

Segundo Koch (1972), o efeito materno refere-se às diferenças no peso do nascimento até o desmame, causadas pelas diferenças no ambiente materno fornecido pelas vacas durante a gestação e amamentação.

No mesmo ano, Willham (1972) relatou que o efeito materno estava sendo extensivamente estudado pela sua importância econômica e por ser teoricamente interessante. Para o mesmo autor, em espécies animais que existe relação próxima entre membros da família, uma característica observada pode ser composta por componentes provenientes da contribuição dada por parentes próximos. Desta forma, em mamíferos, mãe e progênie podem fornecer componentes para determinada característica. Assim, é possível afirmar que o crescimento durante o período de aleitamento, por exemplo, é promovido pelos genes do animal em que o crescimento é medido e pela vaca que fornece um ambiente adequado ao desenvolvimento.

Segundo Perotto (2008), o efeito materno pode ser definido como qualquer influência de meio que a mãe propicia ao fenótipo do seu filho. A contribuição da mãe pode ser de duas formas, sendo a primeira por meio da amostra de metade de seus genes que são transmitidos diretamente ao bezerro na formação do genótipo do mesmo para o crescimento, e a segunda por meio do ambiente materno que ela provê ao filho na forma de leite, defesa imunológica, cuidados e proteção contra predadores. Portanto, apesar do ambiente materno ser estritamente um fator de meio para o bezerro, as diferenças entre mães para este efeito são determinadas por causas genéticas e ambientais.

Quando a característica é, então, influenciada pelo efeito materno, o valor fenotípico do animal pode ser decomposto em um fenótipo proveniente da expressão do genótipo do próprio animal, que foi herdado em igual proporção do pai e da mãe, e um fenótipo que é expressão do genótipo da mãe.

O peso ao nascimento, peso à desmama e ganho de peso no período compreendido do nascimento à desmama em bovinos de corte, são características que sofrem forte influência do efeito materno. Para Oliveira (2006), em sistemas de produção de carne intensivos, em que os animais são abatidos precocemente, o peso do animal ao desmame é extremamente importante, em função da sua forte correlação com o peso final dos animais. Nesta situação e também quando os animais são comercializados na fase de cria, os critérios de seleção devem conter caracteres relacionados com a habilidade materna e desempenho pré-desmame.

Conforme Perotto (2008), aumentar o peso à desmama por meio da seleção para habilidade materna é energeticamente mais eficiente do que por meio da seleção para peso à desmama, porque a seleção para aumento de peso utilizando o efeito direto resultará também em aumento do peso adulto e subsequentemente aumento das exigências de manutenção, pelo fato da correlação genética ser positiva. Assim, para que a

resposta ao critério de seleção, que objetiva melhorar o peso à desmama de bezerros via melhoramento da habilidade materna, seja efetiva, deve-se conhecer os parâmetros genéticos que influenciam o peso à desmama na presença do efeito materno.

Se a presença do efeito materno como causa de variação em uma característica de importância econômica não for considerada, podem ocorrer erros na estimação dos parâmetros genéticos, no cálculo da exatidão de seleção e na predição do ganho genético por meio da seleção (Perotto, 2000). O viés criado, neste caso, é pela superestimação da variância genética direta e conseqüentemente da herdabilidade, que sendo maior que o real, faz com que o ganho genético realizado fique aquém do ganho genético esperado.

De acordo com a Beef Improvement Federation – BIF (2010), o procedimento usual nas avaliações genéticas é que para características afetadas pelo efeito materno, seja feito um ajuste para a idade da vaca ou a mesma pode ser incluída diretamente no modelo animal. No entanto, neste contexto esta idade é considerada como efeito fixo.

Okut et al. (1999) propuseram um estudo para determinar se, para características de peso em ovinos, a idade da mãe deveria ser considerada como parte da característica ou como fator de ajuste, quando o objetivo é proceder à avaliação genética. Para isso, as características foram divididas de acordo com a classe de idade da mãe. Foi encontrado que a expressão genética de características de peso medidas em idades mais jovens podem depender da idade da mãe, indicando que a avaliação genética para peso à desmama, ganho de peso médio diário do nascimento à desmama e especialmente o peso ao nascimento deveria considerar a idade da mãe como parte da característica. Os autores concluíram que a expressão gênica quando a mãe é nova parece ser uma característica diferente da expressão gênica de mães com idade média ou avançada.

Como os estágios de crescimento do animal são dependentes da influência da mãe e o efeito da idade da vaca não é constante ao longo da vida dela, este deve ser considerado como fonte de variação materna e não apenas um efeito fixo no modelo. Isto permite que seja mensurada a extensão das diferenças que a idade da mãe provoca no fenótipo do filho. Assim, pode-se tornar possível a seleção de vacas para efeito materno dependendo de sua própria idade, o que reflete a expressão dos genes para habilidade materna, observada por meio da capacidade fisiológica e disposição para melhor cuidar do bezerro durante sua vida produtiva.

LITERATURA CITADA

- ALBUQUERQUE, L.G. Regressão aleatória: nova tecnologia pode melhorar a qualidade das avaliações genéticas. In: simpósio nacional de melhoramento animal, 4. 2004, Pirassununga. **Anais...** Pirassununga: SBMA, [2004], (CD-ROM).
- ALBUQUERQUE, L.G.; EL FARO. 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.
- ANANG, A; MIELENZ, N.; SCHÜLER, L. Monthly model for genetic evaluation of laying hens II. Random Regression. **British Poultry Science**, v.43, n.3, p.384-390, 2002.
- ANDERSEN, S.; PEDERSEN, B. Growth and food intake curves for group-housed gilts and castrated male pigs. **Journal of Animal Science**, v.63, p.457-464, 1996.
- ARAÚJO, C.V.; TORRES, R.A.; COSTA, C. N. et al. Uso de modelos de regressão aleatória para descrever a variação genética da produção de leite na raça Holandesa. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.35, n.3, p.975-981, 2006 (supl.).
- ASSIS, G.M.L.; ALBUQUERQUE, L.G.; SARMENTO, J.L.R. et al. Estimação de parâmetros genéticos em caprinos leiteiros por meio de análise de regressão aleatória utilizando-se a Amostragem de Gibbs. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.35, n.3, p.706-714, 2006.
- BIASUS, I.O.; COBUCCI, J.A.; COSTA, C.N. Genetic parameters for production traits in primiparous Holstein cows estimated by random regression models. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.40, n.1, p.85-94, 2011.
- B.I.F. Beef Improvement Federation. **Guidelines for uniform beef improvement programs**. USA. 2010.
- DIGGLE, P.J., LIANG, K.Y., ZEGER, S.L. **Analysis of longitudinal data**. 2.ed. New York: Oxford Science Publications, Clarendon Press, 2002. 272p.
- DIONELLO, N.J.L.; CORREA, G.S.S.; SILVA, M.A. et al. Estimativas da trajetória genética do crescimento de codornas de corte utilizando modelos de regressão aleatória. **Arquivos Brasileiros de Medicina Veterinária e Zootecnia**, v. 60, n.2, p.454-460, 2008.
- EL FARO, L.; ALBUQUERQUE, L.G. de. Utilização de regressão aleatória para produção de leite no dia do controle, com diferentes estruturas de variância residuais. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.32, n.5, p.1104-1113, 2003.

- HENDERSON, C.R. **Applications of linear models in animal breeding**. Guelph: University of Guelph, 1984. 462p.
- JAMROZIK, J.; SCHAEFFER, L. R. Estimates of genetic parameters for a test day model with random regression for yield traits of first lactation Holstein. **Journal of Dairy Science**, v.80, p.762-770, 1997.
- JAMROZIK, J.; SCHAEFFER, L. R. Bayesian comparison of random regression models for test-day yields in dairy cattle. In: WORLD CONGRESS ON GENETICS APPLIED TO LIVESTOCK PRODUCTION, 7. 2002, Montpellier, France. **Proceedings...** Montpellier, France, [2002]. (CD-ROM).
- KIRKPATRICK, M.; HECKMAN, N. A quantitative genetic model for growth, shape, reaction norms, and other infinite-dimensional characters. **Journal of Mathematical Biology**, v.27, p.429-450, 1989.
- KOCH, R. M. The role of maternal effects in animal breeding: VI. Maternal effects in beef cattle. **Journal of Animal Science**. v. 35, n. 6, p.1316-1323, 1972.
- LUO, P.T.; YANG, R.Q.; YANG, N. Estimation of genetic parameters for cumulative egg numbers in a broiler dam line using a random regression model. **Poultry Science**, n.86, p.30-36, 2007.
- MERCADANTE, M.E.Z. **Análise de um experimento de seleção para crescimento em bovinos Nelore: respostas direta no peso ao sobreano e correlacionadas no tamanho e reprodução das matrizes**. 2001. 106f. Tese (Doutorado em Agronomia) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”/ Universidade de São Paulo, Piracicaba.
- MEYER, K.; HILL, W.B. Estimation of genetic and phenotypic covariance functions for longitudinal or ‘repeated’ records by restricted maximum likelihood. **Livestock Production Science**, v.47, p.185–200, 1997.
- MEYER, K. Modeling repeated records: covariance functions and random regression models to analyze animal breeding data. In: WORLD CONGRESS ON GENETICS APPLIED TO LIVESTOCK PRODUCTION, 6. 1998, Armindale, Australia. **Proceedings...** Armindale, Australia, v.25, p.517-520, 1998.
- MEYER, K. Estimates of covariance functions for growth of Australian beef cattle from a large set of field data. In: WORLD CONGRESS ON GENETICS APPLIED TO LIVESTOCK PRODUCTION, 7. 2002, Montpellier, France. **Proceedings...** Montpellier, France, [2002]. (CD-ROM).
- 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.
- NOBRE, P.R.C.; MISZTAL, I.; TSURUTA, S. et al. Analyses of growth curves of Nelore cattle by multiple-trait and random regression models. **Journal of Animal Science**, v.81, p.918-926, 2003.
- OKUT, H.; BROMLEY, C.M.; VAN VLECK, L.D. et al. Genotypic expression with different ages of dams: III. Weight traits of sheep. **Journal of Animal Science**, v.77, p.2372-2378, 1999.
- OLIVEIRA, C.A.L. Avanços em melhoramento genético de raças de bovinos de corte: Melhoramento da habilidade materna. In: SIMPÓSIO SOBRE DESAFIOS E NOVAS TECNOLOGIAS NA BOVINOCULTURA DE CORTE, 2, 2006. Brasília.

- Anais...**Brasília: II SIMBOI – Simpósio sobre desafios e novas tecnologias na bovinocultura de corte, [2006]. (CD-ROM).
- PELICIONI, L.C.; ALBUQUERQUE, L.G.; QUEIROZ, S.A. Estimação de componentes de co-variância para pesos corporais do nascimento aos 365 dias de idade de bovinos Guzerá empregando-se modelos de regressão aleatória. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.38, n.1, p.50-60, 2009.
- PEREIRA, J.C.C. **Melhoramento Genético Aplicado a Produção Animal**. Belo Horizonte: FEPMVZ, 2008, 570p.
- PEROTTO, D. **O efeito materno no melhoramento animal**. IV Curso de Melhoramento de Gado de Corte da EMBRAPA – GENEPLUS. Campo Grande, EMBRAPA- Gado de Corte. 2000.
- PEROTTO, D. Habilidade materna em bovinos de corte. In: CONGRESSO BRASILEIRO DAS RAÇAS ZEBUÍNAS, 7, 2008, Uberaba. **Anais...**Uberaba: 7º Congresso Brasileiro das Raças Zebuínas, 2008. p.336.
- PRIBYLOVÁ, J.; VOSTRY, L.; VESELÁ, Z. et al. Breeding value for own growth of beef bulls in performance-test station. **Animal Science Papers and Reports**, v.22, n.2, p.97-103, 2004.
- RESENDE, M.D.V.; REZENDE, G.D.S.P.; FERNANDES, J.S.C. Regressão aleatória e funções de covariância na análise de medidas repetidas. **Revista Brasileira de Matemática e Estatística**, v.19, p.21-40, 2001.
- SAKAGUTI, E.S. **Funções de covariância e modelos de regressão aleatória na avaliação genética do crescimento de bovinos jovens da raça Tabapuã**. 2000. 81f. Tese (Doutorado em Genética e Melhoramento) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa.
- SCHAEFFER, L.R.; DEKKERS, J.C.M. Random regression in animal models for test day production in dairy cattle. In: WORLD CONGRESS ON GENETICS APPLIED TO LIVESTOCK PRODUCTION, 5. 1994, Guelph, Canada. **Proceedings...** Guelph, Canada, p.443-446, 1994.
- SCHAEFFER, L.R. Application of random regression models in animal breeding. **Livestock Production Science**, v.86, p.35-45, 2004.
- URIBE, H.A. **Estimation of genetic merit for conformation traits using random regression in Holstein**. 1997. 222P. Doctoral Thesis - University of Guelph, Guelph, Canada.
- VAN der WERF, J.; SCHAEFFER, L.R. **Random regression in animal breeding**. Course Notes, Canada: University of Guelph, 70p. 1997.
- VAN der WERF Julius. **Random regression in animal breeding**. Course Notes, Brazil: UNESP Jaboticabal, 50p. 2001.
- VALENTE, B.D.; SILVA, M.A.; SILVA, LOC. et al. Estruturas de covariância de peso em função da idade de animais Nelore das regiões Sudeste e Centro-Oeste do Brasil. **Arquivos Brasileiros de Medicina Veterinária e Zootecnia**, v.60, n.2, p.389-400, 2008.
- WILLHAM, R. L. The role of maternal effects in animal breeding: III. Biometrical aspects of maternal effects in animals. **Journal of Animal Science**. v. 35, n. 6, p.1288-1293, 1972.

II - OBJETIVOS

O objetivo geral foi estudar a possibilidade de se observar qual é o momento da vida produtiva do animal em que a influência materna, determinada pela diferente expressão dos genes e pelo ambiente proporcionado pela vaca de acordo com sua idade, é maior, utilizando-se modelos de regressão aleatória.

Os objetivos específicos foram:

a) verificar a tendência causada pela idade da vaca no dia da pesagem (IVPE) não apenas no peso corporal do animal, mas também na variância fenotípica para peso em bovinos Nelore, do nascimento até os 385 dias de idade;

b) aplicar a metodologia de regressão aleatória em dados de peso do nascimento ao sobreano, modelando o efeito materno também como uma função da IVPE, comparando com um modelo de regressão aleatória, normalmente utilizado para o estudo de curvas de crescimento em bovinos.

III - Idade da vaca como fonte da variação fenotípica para peso em diferentes idades em bovinos da raça Nelore

RESUMO - Antes da inclusão de efeitos em modelos de avaliação genética, testes devem ser realizados para quantificar tal influência. O objetivo foi verificar a tendência causada pela idade da vaca à pesagem (IVPE) no peso corporal e na variância fenotípica para peso em bovinos Nelore, do nascimento até os 385 dias. Foram utilizados dados da Associação Brasileira dos Criadores de Zebu (ABCZ). Um total de 2.882.824 medidas de peso, tomadas de 1975 a 2009, foram divididas em cinco períodos de mensuração: peso ao nascimento (P1), peso \pm desvio-padrão à idade de 91 ± 59 dias (P2), 188 ± 73 dias (P3), 290 ± 86 dias (P4) e 382 ± 82 dias (P5). A IVPE foi dividida em 11 categorias, de quatro a 14 anos. Foi ajustado um modelo para cada pesagem. A variância fenotípica ajustada para os efeitos de grupo contemporâneo e condição de criação foi obtida por meio da variância residual, separadamente para cada classe de IVPE. Para efeito de comparação, as estimativas foram padronizadas pelo desvio-padrão fenotípico. O efeito da IVPE sobre P1, P2, P3, P4 e P5 explicou 1,7, 7,5, 6,4, 4,4 e 3,1% das diferenças de peso observadas, respectivamente. A IVPE foi responsável por 6,1% da variação fenotípica observada para P1, com maior variância entre o 4º e 7º ano da vaca. Para P2 a IVPE foi responsável por 6,3% das mudanças na variância fenotípica. Tanto para as mudanças observadas no peso quanto na variância fenotípica, foi observada tendência quadrática, para as diferentes pesagens, em função da IVPE. Para P3, P4 e P5, as mudanças na variância fenotípica foram de 5,5, 8,2 e 6,0%, respectivamente. A idade da vaca no dia da mensuração influenciou a variância fenotípica em todas as pesagens, inclusive após a desmama, indicando que este efeito é parte da variação observada.

Palavras-chave: efeito materno, idade da vaca à pesagem, gado de corte, trajetória de crescimento, variância fenotípica

III - Age of dam as phenotypic source of variation for body weight in Nelore beef cattle

ABSTRACT - Prior to the inclusion of effects in genetic evaluation models, tests should be carried out in order to quantify their influence. The objectives of this study were to verify the trend caused by age of dam (IVPE) on weight and on phenotypic variance of weight in Nelore beef cattle from birth until 385 days. Data from the Brazilian Association of Zebu Breeders were used. A total of 2,882,824 body weight records from 1975 to 2009 were divided into five periods of measurement: birth weight (P1), weight taken at age 91 ± 59 days (P2), 188 ± 73 days (P3), 290 ± 86 days (P4), and 382 ± 82 days (P5). The IVPE at measurement was divided into eleven categories, ranging from 4 to 14 years. A model separate for each weight was considered. The adjusted phenotypic variance was obtained from the residual variance of the model separately for each IVPE class. In order of comparison the estimated values were standardized by phenotypic variance. The effect of IVPE on P1, P2, P3, P4, and P5 explained 1.5, 7.3, 6.4, 4.4, and 3.1% of the differences in weight, respectively. When the standardized values were considered, the changes were basically the same for all periods. The IVPE at measurement accounted for 8.1% of the phenotypic variance observed in P1 with the highest variance at 4-7 years of age and declining variance outside of this range. For P2 the IVPE was responsible for 7.3% of the changes in phenotypic variance. For weight and phenotypic variance of weight, all measurements showed a light quadratic trend. For P3, P4, and P5, the change in phenotypic variance ranged from 5.8 to 8.6, and 7.4%. The age of dam influenced the phenotypic variance in all measurements, including weights taken after weaning, indicating that this effect is part of the variation observed.

Key words: age of dam at measurement, beef cattle, growth trajectory, maternal effect, phenotypic variance

Introdução

Grande parte das características produtivas em gado de corte sofre influência da idade do animal e da idade da vaca. Esta última tem maior participação do nascimento ao desmame do bezerro, pois é a expressão do genótipo da mãe para a produção de leite e a habilidade materna, que promovem ambiente adequado para a criação do bezerro.

De acordo com a Beef Improvement Federation – BIF (2010), o procedimento usual nas avaliações genéticas é pré-ajustar as observações para a idade do bezerro utilizando-se algum tipo de ajustamento contínuo. Para características afetadas pelo efeito materno, é feito um ajuste para a idade da vaca ou a mesma pode ser incluída diretamente no modelo animal. Neste contexto, ambas as idades são consideradas como efeitos fixos.

Antes da inclusão de efeitos em modelos de avaliação genética, testes devem ser realizados de forma a quantificar e qualificar tal influência. Segundo Misztal (2008), os modelos devem conter os efeitos realmente importantes, que são aqueles cuja ausência causa importantes mudanças em parâmetros de interesse nas análises e não necessariamente porque são estatisticamente significativos.

Desta forma, se existe variação no peso dos animais pelo fato de a criação ter sido realizada por vacas de diferentes idades, e este efeito não é considerado de forma adequada no modelo, pode ocorrer viés no processo de avaliação genética, pois o potencial do bezerro em ganhar peso, medido pela variância genética aditiva direta, estará confundido com a habilidade da vaca em cuidar da cria e produzir leite, resultado da variância genética materna e de ambiente permanente materno.

Os modelos de trajetória de crescimento em bovinos de corte têm modelado a influência materna em função apenas da idade do animal. Como os estágios de crescimento do animal são dependentes da influência da mãe e o efeito da idade da vaca

não é constante ao longo da vida dela, este apresenta potencial para ser considerado como fonte de variação materna sobre as diferenças fenotípicas observadas e não apenas um efeito fixo no modelo. Portanto, o objetivo deste trabalho foi verificar a tendência provocada pela idade da vaca no dia da pesagem do bezerro não apenas no peso corporal do animal, mas também na variância fenotípica para peso em bovinos Nelore, do nascimento até os 385 dias de idade.

Material e Métodos

Foram utilizados dados de bovinos de corte da raça Nelore coletados pela Associação Brasileira dos Criadores de Zebu (ABCZ), entre os anos de 1975 a 2009. Os mesmos foram fornecidos pela Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (Embrapa). A edição inicial do banco de dados foi realizada de forma a excluir observações sem identificação de rebanho, dados de animais enjeitados e doentes no momento da pesagem, recebendo aleitamento artificial ou criados por amas de leite. Não foram considerados animais que permaneceram mamando após os 300 dias de idade ou que foram desmamados antes dos 210 dias. Foram excluídos dados de animais que possuíam ganho de peso diário menor que 200 g ou maior que 1.200 g, assim como os animais que estavam três desvios-padrão acima e abaixo da média para cada pesagem. Também foram eliminados animais com a segunda pesagem realizada no mesmo dia do nascimento. Considerou-se apenas animais com três ou mais medidas de peso.

Para as análises da influência da idade da vaca à pesagem (IVPE) sobre o peso e a variância fenotípica para peso dos animais, foram incluídos apenas os dados em que as mães tinham entre quatro e 14 anos no momento em que a medida foi realizada. Na primeira classe, a de vacas com quatro anos, foram consideradas as vacas com idade de

1.460 até 1.824 dias. Na segunda classe, as vacas de 1.825 até 2.189 dias, na terceira classe aquelas com 2.190 até 2.554 dias, na quarta classe aquelas com 2.555 até 2.919 dias, na quinta classe aquelas de 2.920 até 3.284 dias, e assim por diante até a 11ª classe, em que as vacas tinham 14 anos. O fato de vacas com menos de quatro anos não terem sido incluídas nas análises é porque elas produzem bezerros mais leves, sendo uma possível fonte de viés para as estimativas.

Um arquivo geral com 2.882.824 observações tomadas entre os anos de 1975 a 2009, provenientes de 691.358 animais, filhos de 380.020 vacas, criados em 2.591 rebanhos foi então dividido em cinco arquivos, conforme a Tabela 1, em que a pesagem 1 é o peso ao nascimento e os demais pesos foram tomados em datas seguindo o manejo de cada fazenda, mas próximas às idades-padrão para a avaliação do desenvolvimento ponderal. Grupos de contemporâneos foram formados pela combinação de rebanho, ano de nascimento do animal, sexo e estação de nascimento, sendo a primeira estação nos meses de abril até setembro e a segunda de outubro até março.

Tabela 1 – Constituição dos cinco bancos de dados utilizados para as análises da influência da idade da vaca sobre o peso e a variância fenotípica para peso do bezerro

Medida	Número de animais*	Número de vacas	Média de filhos/vaca	Número de GC**
Pesagem 1	575.225	319.823	1,80	35.984
Pesagem 2	550.189	317.421	1,73	35.330
Pesagem 3	613.801	342.588	1,79	36.638
Pesagem 4	632.291	354.377	1,78	36.751
Pesagem 5	511.318	302.454	1,69	30.436

*Número de animais é igual ao número de medidas tomadas; **GC é o grupo contemporâneo formado por rebanho, ano, sexo e estação de nascimento.

Os pesos dos animais não foram ajustados para idades padronizadas, pois um dos propósitos do presente estudo é a utilização dos efeitos, a serem aqui testados, em modelos de regressão aleatória, que apresentam como vantagem a possibilidade do uso de medidas sem a aplicação de correções.

Para cada um dos conjuntos de dados, foram estimados componentes de variância genética e residual usando a amostragem de Gibbs, em inferência Bayesiana, por meio do programa GIBBS1f90 (Misztal et al., 2002), sob o modelo animal na forma estatística:

$$y_{ijkl} = \mu + CC_i + GC_j + IVPE_k + Animal_l + e_{ijkl},$$

em que y_{ijkl} é o peso do animal l , cuja mãe possui a idade de k anos no momento da pesagem, que foi criado no grupo contemporâneo j e sob a condição de criação i , sendo que cada observação possui uma parcela e_{ijkl} , responsável pelos efeitos não-identificáveis de ambiente. Foram considerados válidos apenas grupos contemporâneos com dois ou mais animais. As condições de criação consideradas foram apenas duas: animais mamando sem que a vaca fosse ordenhada e animais desmamados. Para a primeira pesagem, a condição de criação foi excluída do modelo, pois todos os animais pertenciam à primeira condição.

Na forma matricial, o modelo pode ser representado por:

$$Y = X\beta + Za + e$$

em que,

Y é o vetor de observações de peso;

X e Z são matrizes de incidência dos efeitos identificáveis de ambiente e efeitos genéticos diretos, respectivamente;

β e a são os vetores dos efeitos identificáveis de ambiente de condição de criação, grupo contemporâneo e de idade da vaca em anos, e genéticos diretos, respectivamente.

e é o vetor de erros aleatórios associados a cada observação;

A distribuição conjunta dos vetores Y , a e e pode ser descrita como segue:

$$\begin{array}{l} Y \\ a \\ e \end{array} \sim \begin{array}{l} X\beta \\ NMV \\ 0 \end{array} \begin{array}{l} V \\ ; \\ R \end{array} \begin{array}{l} ZG \\ G \\ 0 \end{array} \begin{array}{l} R \\ 0 \\ R \end{array}$$

em que:

$$V = ZGZ' + R; G = A\sigma_a^2; R = I_n\sigma_e^2; \text{ em que:}$$

V é a matriz de variâncias e covariâncias fenotípicas entre as observações;

G é a matriz de variância e covariância genética;

A é a matriz que relaciona os indivíduos geneticamente;

σ_a^2 é a variância genética direta;

R é matriz de variância residual para as observações;

I_n é a matriz identidade de ordem n igual ao número de observações.

σ_e^2 é a variância residual;

O número de animais considerados na matriz de parentesco (A), para cada banco de dados foi 980.203, 958.190, 1.038.783, 1.066.841 e 898.734, respectivamente.

Foram geradas cadeias de Gibbs com 50.000 amostras, com descarte inicial de 10% da cadeia e um intervalo de amostragem de dez iterações. Considerou-se distribuição normal para os pesos nas cinco medidas utilizadas. As “priors” utilizadas foram não-informativas. A convergência das cadeias finais foi testada por meio do programa POSTGIBBSf90 (Misztal et al., 2002), que permite análises gráficas, e utiliza o teste diagnóstico de Geweke (1992).

Após a obtenção das médias posteriores dos componentes de variância, foi utilizado o programa BLUP90IOD2 (Tsuruta et al., 2001) com a opção residual, para a obtenção dos pesos estimados e dos resíduos do modelo. Utilizando-se os valores estimados, foram calculadas as médias de peso para cada classe de IVPE. A variância fenotípica para peso ajustada para os efeitos de grupo contemporâneo e condição de criação foi obtida por meio da variância residual, separadamente para cada IVPE.

Regressões quadráticas foram ajustadas tanto para o peso estimado quanto para a variância fenotípica em função da IVPE, para a observação das tendências, utilizando-se

o pacote estatístico BRugs do R (R Development Core Team, 2009), por meio de inferência Bayesiana. Foi considerada a distribuição normal para as variáveis dependentes e as “priors” assumidas como não-informativas. Foram geradas cadeias de Gibbs de 50.000 amostras, com descarte inicial de 10% da cadeia e um intervalo de amostragem de dez iterações. A ordem de ajuste das regressões foi considerada significativa a 5%, caso o valor “0” não estivesse contido no intervalo de credibilidade.

Estatísticas descritivas foram obtidas, por meio do sistema computacional R (R Development Core Team, 2009), para melhor entendimento da estrutura de dados e da forma como a IVPE influencia a característica peso do bezerro.

Foi utilizada a padronização da média de peso estimado, pelo desvio-padrão fenotípico, uma vez que as medidas de peso foram tomadas em momentos diferentes durante a vida produtiva do animal, para que pudesse ser realizada a comparação da tendência provocada pela IVPE entre as cinco pesagens.

Resultados e Discussão

O número médio de pesagens por animal e por vaca foi de 4,2 e 7,6 medidas, respectivamente. No entanto, o número de observações por vaca foi reduzido à medida que os dados foram tomados ao longo de sua vida produtiva (Tabela 2), o que é esperado, pois vacas mais velhas apresentam maior quantidade de falhas reprodutivas e, conseqüentemente, possuem maiores chances de serem descartadas do rebanho. Foi observado que as pesagens 3 e 4 possuem maior quantidade de medidas. As idades médias \pm desvios-padrão para os animais nas pesagens de 1 a 5 foram, respectivamente, 1 ± 0 (peso ao nascimento), 91 ± 59 , 188 ± 73 , 290 ± 86 e 382 ± 82 dias.

Tabela 2 – Distribuição do número de observações em cada classe de idade da vaca à pesagem (IVPE), em anos, para as pesagens consideradas

Classe de IVPE	Número de observações				
	Pesagem 1	Pesagem 2	Pesagem 3	Pesagem 4	Pesagem 5
4	96.779	88.990	95.714	99.375	84.382
5	87.053	83.822	93.934	94.161	73.650
6	78.115	74.641	82.615	83.745	66.786
7	69.017	65.838	73.376	74.692	60.157
8	59.618	57.049	63.964	65.800	52.839
9	50.762	48.668	54.516	56.256	45.458
10	42.732	41.167	46.029	47.824	38.463
11	34.987	34.216	38.751	40.054	32.317
12	27.638	27.070	30.903	32.719	26.514
13	20.804	20.737	23.945	25.508	21.027
14	14.583	14.870	17.374	18.746	15.696

Os pesos médios \pm desvios-padrão para as cinco pesagens foram, respectivamente, $30,41 \pm 2,80$, $97,24 \pm 42,38$, $155,09 \pm 43,32$, $198,90 \pm 43,97$ e $227,50 \pm 48,36$ kg. Sakaguti et al. (2002) encontraram peso médio para animais da raça Tabapuã de 31,31 kg ao nascimento e 167,71 kg para peso aos 205 dias. Greenwood & Cafe (2007), trabalhando com animais filhos de touros Piemontês e Wagyu, encontraram peso ao nascer e aos 210 dias variando de 28,6 a 38,8 kg e de 174 a 198 kg, respectivamente. Para animais da raça Charolês, Restle et al. (2004) encontraram média de peso ao nascimento e desmama de 36,35 e 163,50 kg, respectivamente. Já para animais da raça Nelore, os mesmos autores reportaram 30,4 e 147,2 kg, respectivamente, corroborando os valores aqui encontrados.

Os pesos observados \pm desvios-padrão para os bezerros em cada classe de IVPE podem ser visualizados na Tabela 3. Os pesos médios ao nascimento apresentaram pouca variação na medida em que a idade da vaca aumentou. Para todas as pesagens, foi observado que o peso do bezerro aumentou ligeiramente do quarto ao sexto anos, decaindo após o sétimo ano. Os animais criados por vacas de 14 anos foram os que apresentaram menor peso.

Tabela 3 – Pesos médios observados \pm desvios-padrão (kg) para as classes de idade da vaca à pesagem (IVPE), para as pesagens consideradas

Classe de IVPE	Peso (desvio-padrão)				
	Pesagem 1	Pesagem 2	Pesagem 3	Pesagem 4	Pesagem 5
4	30,49 \pm 2,84	96,30 \pm 41,55	154,24 \pm 43,29	198,18 \pm 44,26	226,38 \pm 48,36
5	30,49 \pm 2,85	98,56 \pm 42,87	156,42 \pm 43,31	199,63 \pm 43,23	227,98 \pm 47,86
6	30,50 \pm 2,83	99,14 \pm 42,76	157,29 \pm 43,28	201,29 \pm 44,01	229,68 \pm 48,48
7	30,48 \pm 2,80	98,87 \pm 42,91	157,19 \pm 43,36	200,86 \pm 43,85	229,51 \pm 48,58
8	30,44 \pm 2,79	98,24 \pm 42,60	156,28 \pm 43,22	199,91 \pm 43,79	228,60 \pm 48,62
9	30,40 \pm 2,77	97,47 \pm 42,61	155,96 \pm 43,45	199,87 \pm 44,27	227,89 \pm 48,36
10	30,32 \pm 2,74	96,47 \pm 42,37	154,24 \pm 43,13	198,31 \pm 43,69	227,41 \pm 48,22
11	30,24 \pm 2,70	95,42 \pm 42,07	153,05 \pm 43,18	196,92 \pm 43,91	226,19 \pm 48,22
12	30,16 \pm 2,70	94,32 \pm 41,62	151,17 \pm 43,15	195,62 \pm 44,26	224,97 \pm 48,21
13	30,09 \pm 2,64	92,39 \pm 40,93	149,38 \pm 43,06	193,69 \pm 44,34	223,03 \pm 48,23
14	30,04 \pm 2,62	92,48 \pm 41,12	147,87 \pm 42,83	192,75 \pm 44,36	222,69 \pm 48,44

O fato de características inerentes à mãe provocar diferenças observáveis no fenótipo dos filhos é caracterizado como efeito materno, e segundo Koch (1972), refere-se às diferenças no peso do nascimento até o desmame, causadas pelas diferenças no ambiente materno fornecido pelas vacas durante a gestação e amamentação. É considerado como efeito ambiental que influencia a prole e é determinado por fatores genéticos e ambientais pertinentes à mãe. Greenwood & Cafe (2007) concluíram que o genótipo fetal é mais importante na determinação do crescimento do feto durante os primeiros meses até o meio da gestação, ao passo que o genótipo materno é mais importante no final da gestação, quando acontece o maior crescimento do feto e este está sujeito às influências externas que são recebidas por via materna, sendo assim observável o papel da vaca no peso dos bezerros antes do nascimento e nos primeiros estágios da vida.

A forma como a idade da mãe à pesagem influenciou o peso estimado dos bezerros nas cinco pesagens consideradas pode ser visualizada na Figura 1.

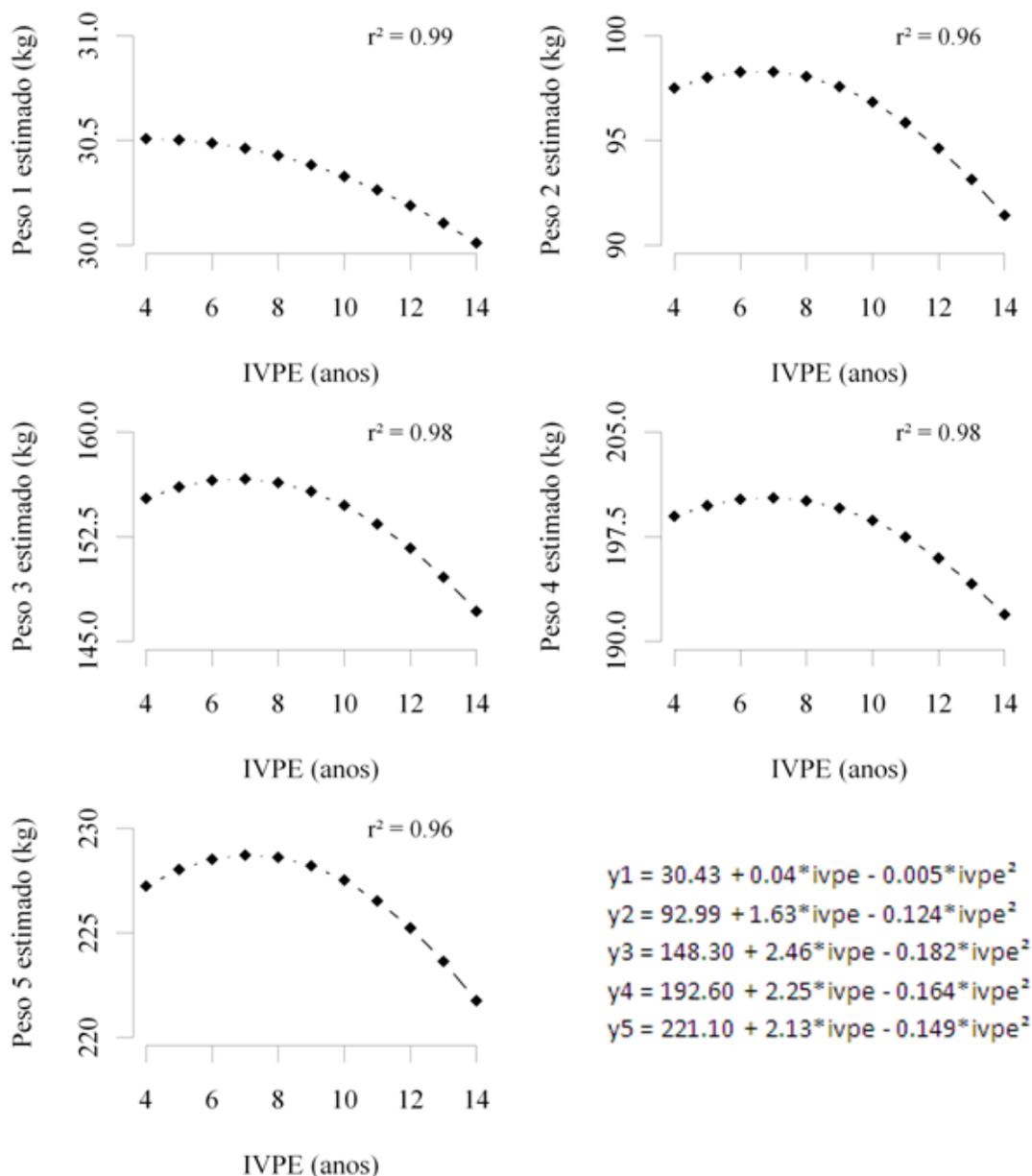


Figura 1 – Pesos estimados para as classes de idade da vaca à pesagem (IVPE), coeficientes de determinação (r^2) e equações ajustadas para as cinco diferentes pesagens.

Para a pesagem 1, ou seja, o peso ao nascimento, as medidas não apresentaram grande variação ao longo da idade da vaca, o que pode ser explicado pela limitação fisiológica pertinente à cada raça em parir bezerros. Porém, isso não significa que a idade da mãe não seja importante para a característica. Animais ligeiramente mais leves foram nascidos de vacas com mais de oito anos, e a porcentagem de mudança no peso

ao nascimento, ou seja, a diferença percentual entre o ponto de maior e menor valor, durante os 11 anos avaliados, foi de 1,7, com tendência quadrática (p -valor $< 0,05$). De forma a comprovar a importância da vaca desde antes do nascimento, Ferrel (1991) avaliou fetos da raça Charolês, que são mais pesados ao nascimento, e fetos da raça Brahman, que são mais leves, implantados em vacas Charolês e Brahman. O autor observou que aos 232 dias de gestação, os fetos de mesma raça eram similares em tamanho independente da raça da receptora. No entanto, aos 271 dias, fetos Charolês foram 13 kg mais pesados quando implantados em vacas Charolês, enquanto fetos Brahman foram 4,9 kg mais pesados se implantados em vacas da raça Charolês em comparação com vacas Brahman.

Para a segunda pesagem, foi observada forte influência da IVPE sobre o peso dos bezerros, com tendência quadrática (p -valor $< 0,05$), sendo mais pronunciada entre o quinto e o oitavo ano. Foram observados pesos 7,5% menores para animais filhos de vacas com 13 anos quando comparados aos filhos de vacas com seis anos no momento da pesagem. Na terceira pesagem, também foi verificada tendência quadrática (p -valor $< 0,05$) do peso em função da IVPE, com animais 6,4% mais pesados no sexto ano quando comparados aos animais filhos de vacas com 14 anos. Corrêa et al. (2006) encontraram tendência quadrática significativa para peso ao nascimento, ganho de peso do nascimento à desmama e peso à desmama em bovinos da raça Devon, com influência máxima da vaca aos 7,89 anos, e concluíram que, na fase pré-desmama, os bezerros têm seu desempenho altamente influenciado pela condição fisiológica da vaca. Paz et al. (1999), trabalhando com animais da raça Nelore, modelando a idade da vaca como polinômio segmentado quadrático, encontraram que vacas com cinco a sete anos de idade atingiram a maturidade fisiológica para habilidade materna, considerando-se o ganho de peso do nascimento à desmama.

Para a quarta e quinta pesagens, foi verificado que os animais continuaram a apresentar diferença nos pesos de acordo com o avanço da idade da vaca, também com tendência quadrática (p -valor $< 0,05$), com porcentagem de mudança de 4,4 e 3,1%, respectivamente, entre o maior e o menor peso, observados para filhos de vacas com seis e 14 anos na pesagem. O fato de as duas últimas pesagens terem acontecido no período após a desmama, quando os animais tinham em média 290 e 382 dias de idade, respectivamente, aliado à menor porcentagem de mudança no peso dos bezerros reflete a redução de sua dependência em relação aos cuidados fornecidos pela vaca.

Alguns autores têm reportado a idade da vaca ao parto como fator de influência sobre o crescimento do bezerro (Teixeira & Albuquerque, 2003; Rumph & Van Vleck, 2004; Toral, et al., 2009). Sakaguti et al. (2002) testaram o efeito da idade da vaca ao parto e na pesagem do animal, em bovinos da raça Tabapuã, visando estabelecer a melhor forma de inclusão deste efeito na parte fixa dos modelos de regressão aleatória e, concluíram que a idade da vaca no dia de cada pesagem do bezerro é um fator mais apropriado nos modelos de avaliação de crescimento do que a idade da vaca no dia do parto.

A influência da idade da vaca sobre o peso do bezerro é evidente e têm sido usada como fator de ajuste ou efeito fixo nos modelos de avaliação genética. No entanto, a sua influência sobre a variância fenotípica para peso, que embasa a necessidade da consideração deste efeito na parte aleatória dos modelos de trajetória de crescimento, não foi até o momento reportada. A influência da IVPE sobre a variância fenotípica para peso do bezerro pode ser observada na Figura 2.

Para a pesagem 1, a variação fenotípica não foi grande como era esperado. No entanto, a idade da vaca à pesagem foi responsável por 6,1% da mudança na variância fenotípica entre o ponto mais alto, aos quatro anos, e o mais baixo, aos 11 anos, com

tendência quadrática (p -valor $< 0,05$), sendo vacas de oito a 12 anos as responsáveis por parir bezerros com menores diferenças de peso.

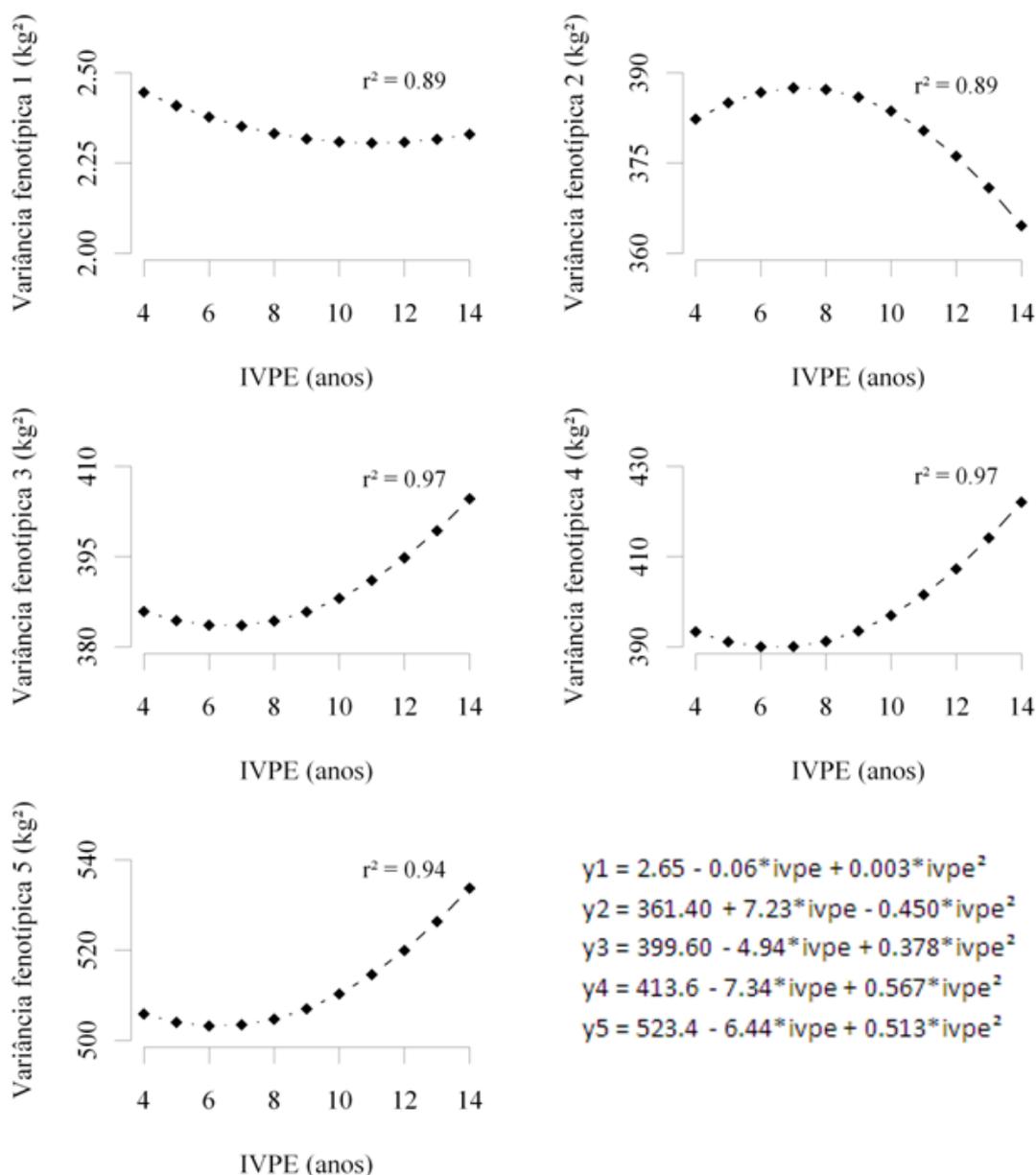


Figura 2 – Variância fenotípica para peso do bezerro nas classes de idade da vaca à pesagem (IVPE), coeficientes de determinação (r^2) e equações ajustadas para as cinco pesagens.

Na segunda pesagem também foi observada tendência quadrática (p -valor $< 0,05$). No entanto, em sentido inverso às demais pesagens, com vacas de idade entre cinco a nove anos responsáveis pela maior variância entre os pesos. A menor variância observada foi para bezerros filhos de vacas de 14 anos no momento da pesagem e a

maior para os bezerros de vacas com sete anos, com percentual de mudança de 6,3%. O coeficiente de regressão quadrático negativo, pode ser um indício de que a fase próxima aos 90 dias de idade do animal seja um ponto importante no efeito materno, em que este se sobrepõe ao efeito direto, apontando que, neste caso, parte das vacas de cinco a nove anos conseguem criar muito bem os bezerros, fazendo com que haja grande diferença entre os filhos destas vacas e filhos de vacas mais velhas.

Para as pesagens de 3 a 5, embora o efeito da IVPE não tenha sido muito pronunciado sobre os pesos, foi observada tendência quadrática (p -valor $< 0,05$) da variância fenotípica em função da IVPE, com porcentagem de mudança entre a menor e a maior variância igual a 5,5, 8,2 e 6,0%, respectivamente. Referindo-se ainda às três últimas pesagens estudadas, foi observado que as vacas acima de dez anos são as responsáveis por criar animais com maior variação fenotípica para peso, o que indica que após esta idade nem todas as vacas são capazes de fornecer ambiente adequado para a cria, quando esta encontra-se em fases pré e pós-desmame, ou seja, de aproximadamente 180 a 385 dias de vida.

Apesar de o peso do bezerro ter sido corrigido para a média da idade da vaca à pesagem, ainda pôde ser observada a tendência da variância fenotípica ao longo da IVPE, indicando que este efeito contribui, de alguma forma, para a variação entre observações. Além disto, o fato da IVPE explicar parte da variação fenotípica indica que este fator pode ser uma covariável de interesse para se obter melhores ajustes em modelos de trajetória de crescimento em bovinos.

Na Figura 3, podem ser visualizadas as mudanças provocadas pela IVPE no peso estimado padronizado para o desvio-padrão fenotípico, que foi obtido para facilitar a comparação entre as cinco pesagens, que apresentam escalas diferentes. Os valores de desvio-padrão negativos são apenas referências a valores abaixo da média.

Para todas as pesagens a tendência da IVPE sobre o peso do bezerro padronizado foi semelhante. Em se tratando de peso ao nascimento, vacas de 12 anos pariram bezerros com 0,1 desvios-padrão abaixo da média da população. Considerando o valor do desvio-padrão para as médias estimadas de 1,53 kg, isto significa que esses animais são 0,15 kg mais leves que bezerros nascidos de mães com dez anos e têm 0,31 kg a menos que filhos de vacas de quatro a sete anos, ao passo que animais de mães com 14 anos são 0,46 kg mais leves. Considerando as pesagens 3 e 4, que foram tomadas próximas à idade à desmama, um bezerro criado por vaca de seis anos de idade está, em média, 0,13 desvios-padrão acima da média da população, sendo um desvio-padrão igual a 19,86 kg, isto significa 2,580 kg a mais que bezerros aleitados por vacas de quatro ou dez anos, por exemplo. Já os animais criados por vacas de 14 anos apresentam peso 0,31 desvios-padrão abaixo da média, sendo 6,15 kg mais leves que os animais criados por vacas de quatro ou dez anos e 8,74 kg que animais criados por mães de seis anos.

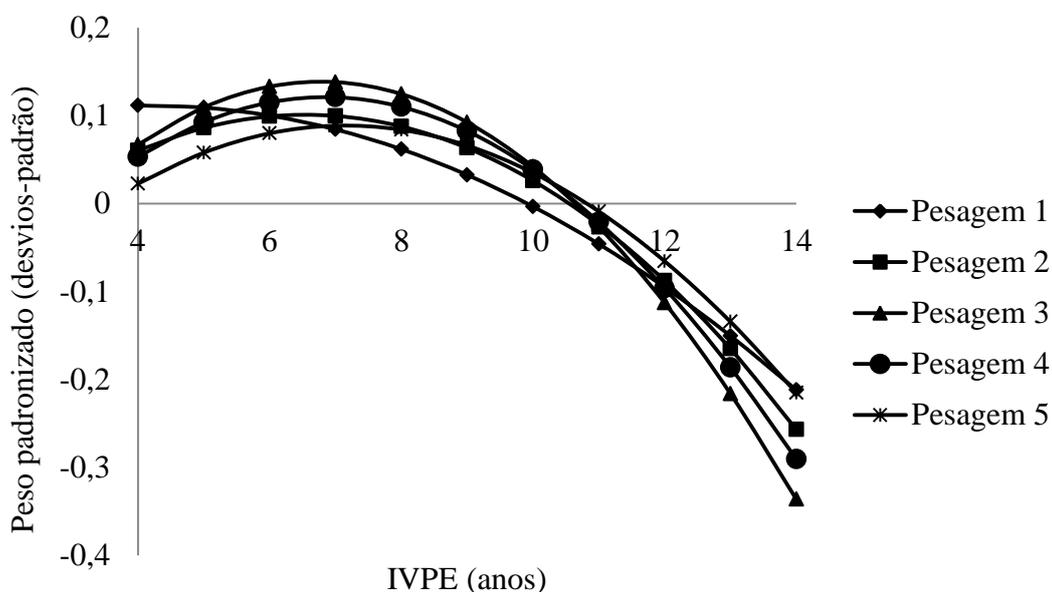


Figura 3 – Pesos estimados padronizados para o desvio-padrão fenotípico, de acordo com as classes de idade da vaca à pesagem (IVPE), para as cinco pesagens.

Em sistemas de criação em que o objetivo é o de se obter bezerros mais pesados ao desmame e em sistemas intensivos em que se tem em vista o abate de animais precoces, o desenvolvimento do animal no período pré-desmame é de grande importância. A correta atribuição dos fatores que possibilitam esse crescimento e identificam a ordem das diferenças entre os indivíduos podem levar a ganhos em acurácia nas avaliações genéticas.

A idade da vaca à pesagem não é constante durante a vida produtiva do animal e causa influência sobre o seu peso do nascimento até idades mais próximas à desmama de forma mais evidente. Já a existência de variabilidade pelas diferentes idades das vacas pode ser importante fonte de variação para o crescimento dos bezerros, e a sua inclusão na parte aleatória de modelos de trajetória de crescimento pode ajudar a entender como a vaca participa do crescimento do bezerro em duas dimensões diferentes: o avanço da idade do animal e o avanço da idade da vaca ao longo do tempo em que as medidas forem tomadas. Isso pode também esclarecer a separação entre o que é o potencial para crescimento pré-desmama, ou seja, valor genético direto e o que é habilidade materna, ou seja, efeito genético e permanente de ambiente materno, inerente à vaca ou demandada pelo bezerro.

Conclusão

A idade da vaca à pesagem mostrou ser um efeito de importante influência sobre o peso dos bezerros até a desmama, com menor influência em medidas subsequentes. Já a sua influência sobre as diferenças fenotípicas entre os indivíduos pôde ser verificada desde o nascimento até cerca de 385 dias, ou seja, até no período pós-desmama, indicando que este efeito é parte da variação observada.

Agradecimentos

Ao CNPq, por conceder a bolsa de estudos no período em que o trabalho foi realizado. À Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (Embrapa) e Associação Brasileira dos Criadores de Zebu (ABCZ). Ao Professor Dr. Ignacy Misztal e ao pesquisador Shogo Tsuruta, pelas contribuições e por viabilizarem a utilização dos programas por eles desenvolvidos.

Literatura Citada

- BIF - Beef Improvement Federation. **Guidelines for uniform beef improvement programs**. USA. 2010.
- CORRÊA, M.B.B.; DIONELLO, N.J.L.; CARDOSO, F.F. Influência ambiental sobre características de desempenho pré-desmama de bovinos Devon no Rio Grande do Sul. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.35, p.1005-1011, 2006.
- DIAS, L.T.; EL FARO, L.; ALBUQUERQUE, L.G. Estimativas de herdabilidade para idade ao primeiro parto de novilhas da raça Nelore. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.33, p.97-102, 2004.
- FERREL, C.L. Maternal and fetal influences on uterine and conceptus development in the cow: I. Growth of tissues of the gravid uterus. **Journal of Animal Sciences**, v.69, p.1945-1953, 1991.
- GEWEKE, J. Evaluating the accuracy of sampling-based approaches to the calculation of posterior moments. In: BERNARDO, J.M.; BERGER, J.O.; DAWID, A.P.; SMITH, A.F.M.(Ed.) **Bayesian Statistics 4**.Oxford: University Press, 1992. p.625-631.
- GREENWOOD, P.L.; CAFE, L.M. Prenatal and pre-weaning growth and nutrition of cattle: long-term consequences for beef production. **Animal Journal**, v.1, p.1283-1296, 2007.
- KOCH, R. M. The role maternal effects in animal breeding: VI. Maternal effects in beef cattle. **Journal of Animal Science**, v.35, p.1316-1323, 1972.
- MISZTAL, I.; TSURUTA, S.; STRABEL, T.; AUVRAY, B.; DRUET, T.; LEE, D.H. BLUPF90 and related programs (BGF90). In: WORLD CONGRESS OF GENETICS APPLIED TO LIVESTOCK PRODUCTION, 7, 2002, Montpellier, France. **Anais...** Montpellier: WCGALP, 2002. p.7.
- MISZTAL I. Reliable computing in estimation of variance components. **Journal of Animal Breeding and Genetics**, v.125, p.363-70, 2008.
- PAZ, C.C.P.; ALBUQUERQUE, L.G.; FRIES, L.A. Fatores de correção para ganho de peso médio diário no período do nascimento ao desmame em bovinos da raça Nelore. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.28, p.65-73, 1999.
- PEROTTO, D. Habilidade materna em bovinos de corte. In: CONGRESSO BRASILEIRO DAS RAÇAS ZEBUÍNAS, 7, 2008, Uberaba. **Anais...**Uberaba, MG: 7º Congresso Brasileiro das Raças Zebuínas, 2008. p.336.

- R DEVELOPMENT CORE TEAM (2009). **R: A language and environment for statistical computing**. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. ISBN 3-900051-07-0, URL <http://www.R-project.org>.
- RESTLE, J.; PACHECO, P.S.; PASCOAL, L.L.; PÁDUA, J.T.; MOLETTA, J.L.; FREITAS, A.K.; LEITE, D.T. Efeito da pastagem, da produção e da composição do leite no desempenho de bezerros de diferentes grupos genéticos. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.33, p.691-703, 2004.
- RUMPH, J.M.; VAN VLECK, L.D. Age-of-dam adjustments for birth and weaning weight records of beef cattle: a review. **Genetics and Molecular Research**, v.3, p.1-17, 2004.
- SAKAGUTI, E.S.; SILVA, M.A.; MARTINS, E.N.; LOPES, P.S.; SILVA, L.O.C.; QUASS, R.L; REGAZZI, A.J.; EUCLYDES, R.F.; DUARTE, R.G. Trajetória de crescimento e efeito da idade da vaca nos modelos de regressão aleatória de bovinos jovens da raça Tabapuã. **Arquivo Brasileiro de Medicina Veterinária e Zootecnia**, v.54, p.414-423, 2002.
- TEIXEIRA, R.A.; ALBUQUERQUE, L.G. Efeitos ambientais que afetam o ganho de peso pré-desmama em animais Angus, Hereford, Nelore e mestiços Angus-Nelore e Hereford-Nelore. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.32, p.887-890,2003.
- TORAL, F.L.B.; TORRES JUNIOR, R.A.A.; LOPES, P.S.; SILVA, L.O.C.; REIS FILHO, J.C. Modeling the effect of the age of dam at calving on the weaning weight of Charolais-Zebu crossbred calves. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.38, p.1229-1237, 2009.
- TSURUTA, S.; MISZTAL, I.; STRANDEN, I. Use of the preconditioned conjugate gradient algorithm as a generic solver for mixed model-equations in animal breeding applications. **Journal of Animal Science**, v.79, p.1166-1172, 2001.

IV - Modelagem conjunta da idade do animal e da vaca como covariáveis aleatórias em modelos de trajetória de crescimento em bovinos Nelore

RESUMO - Os estágios de crescimento do animal dependem da influência de sua mãe, que é variável não apenas ao longo da vida do animal, mas ao longo da vida dela. Objetivou-se aplicar a metodologia de regressão aleatória em dados de peso de bovinos, do nascimento ao sobreano, considerando a idade da vaca (IVPE) como covariável aleatória para o efeito materno e comparar com modelos de regressão aleatória (MRA) padrão. Utilizaram-se dados de bovinos da raça Nelore coletados pela Associação Brasileira dos Criadores de Zebu (ABCZ), entre 1976 a 2009. O arquivo continha 293.742 observações medidas em 48.637 animais, e média de 6,04 medidas de peso por animal. Foram avaliados sete MRA que combinaram o efeito genético direto e permanente de ambiente do animal em função de sua idade e o efeito genético e permanente de ambiente materno em função da IVPE e idade do animal no momento da pesagem. No modelo de regressão linear simples foi verificado efeito quadrático, tanto da idade do animal como IVPE, se tratadas como covariáveis fixas. Quando assumidas como aleatórias, verificou-se que a inclusão do efeito genético materno em função da IVPE, além da idade do animal, provocou redução nas covariâncias entre os coeficientes de regressão para efeito genético direto e ocasionou o direcionamento desta covariância para o efeito permanente de ambiente direto. Apesar de a idade da mãe ser um fator de influência sobre o peso do bezerro, principalmente nos primeiros estágios de vida, a consideração de mais uma covariável relacionada à idade em modelos de regressão aleatória pode estar sujeita à colinearidade, provocando possível eliminação do efeito de uma covariável por outra a ela correlacionada.

Palavras-chave: efeito materno, idade da vaca à pesagem, gado de corte, modelos longitudinais, regressão aleatória

IV - Joint approach of age of animal and dam as random covariables for growth trajectories in Nelore beef cattle

ABSTRACT - The animal growth stages are dependent on the influence of dam and the effect of age of dam which is not constant throughout her life, thus it should be considered as a maternal source of variation and not just as a fixed effect in the model. The objective was to apply the random regression methodology in body weights from birth to 550 days considering age of dam (IVPE) as random covariable for maternal effect and comparing with standard random regression models (IVPE). Data collected between 1976 and 2009 was provided by Brazilian Association of Zebu Breeders (ABCZ). The final data set consisted of 293,742 body weight measures from 48,637 animals with average of 6.04 measurements. Seven MRA were analyzed wherein direct genetic and animal permanent environmental effect due age and, maternal genetic and maternal permanent environmental due IVPE and age of animal at measurement were combined. It was observed quadratic behavior of weight over age and IVPE when they were assumed fixed in regression analysis. As random effect in MRA, a reduction was observed in the covariance among the regression coefficients for direct genetic effect and increase in the permanent environmental effect coefficients. Although the age of dam is an important effect for calf development, collinearity problems may occur if this effect is considered as random covariable in random regression models.

Key words: age of dam at measurement, beef cattle, longitudinal models, maternal effect, random regression

Introdução

Em bovinos de corte, o desenvolvimento nas fases iniciais da vida é fortemente influenciado pelo efeito materno. A distinção adequada dos efeitos genéticos diretos e maternos nos modelos de avaliação genética resulta em predição de valores genéticos menos viesada. Segundo Koch (1972), o efeito materno refere-se às diferenças no peso do nascimento até o desmame, causadas pelas diferenças no ambiente materno fornecido durante gestação e amamentação. É considerado como efeito ambiental que influencia a prole e é determinado por fatores genéticos e ambientais inerentes à mãe.

Quando as características de interesse no melhoramento genético são medidas várias vezes ao longo da vida produtiva do animal, em diferentes estágios fisiológicos e sob a expressão diferenciada dos genes, merecem um tratamento estatístico específico. Os modelos de regressão aleatória permitem a acomodação de todos os dados, ocasionando possível aumento na acurácia das avaliações genéticas; possibilitam o ajuste de uma trajetória aleatória por indivíduo, permitindo que cada animal tenha uma forma diferente da trajetória de seus desempenhos em termos genéticos (Jamrozik et al., 1997).

Na literatura, são escassos os trabalhos sobre estimativas de parâmetros genéticos maternos obtidos por modelos de regressão aleatória para características de crescimento em bovinos de corte. Os existentes (Dias et al., 2006; Sousa Júnior, 2007; Baldi, 2008) modelam o efeito materno em função da idade do bezerro. No entanto, a habilidade materna, que tem como principal componente a produção de leite, é diretamente dependente da idade da vaca.

Os estágios de crescimento do animal são dependentes da influência de sua mãe, sendo esta influência variável não apenas ao longo da vida do animal, mas também ao longo da vida dela. Por essa razão, a variação do efeito materno causada pela idade da

vaca poderia ser acomodada nos modelos de trajetória de crescimento, não apenas como um efeito fixo. Assim, pode se tornar possível a seleção de vacas para efeito materno dependendo de sua própria idade, o que reflete a capacidade fisiológica e disposição para melhor cuidar do bezerro. Desta forma, o objetivo deste estudo foi aplicar a metodologia de regressão aleatória em dados de peso de bovinos, do nascimento ao sobreano, modelando o efeito materno também como uma função da idade da vaca, e comparar com um modelo de regressão aleatória, normalmente, utilizado para o estudo de curvas de crescimento em bovinos.

Material e Métodos

Foram utilizados dados de bovinos de corte da raça Nelore coletados pela Associação Brasileira dos Criadores de Zebu (ABCZ), entre os anos de 1975 a 2009. Os mesmos foram fornecidos pela Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (Embrapa). A edição inicial do banco de dados foi realizada de forma a excluir observações sem identificação de rebanho, dados de animais enjeitados e doentes no momento da pesagem, recebendo aleitamento artificial ou criados por amas de leite. Não foram considerados animais que permaneceram mamando após os 300 dias de idade ou que foram desmamados antes dos 210 dias de idade. Foram excluídos dados de animais que possuíam ganho de peso diário menor que 200 g ou maior que 1.200 g, assim como os animais que estavam três desvios-padrão acima e abaixo da média para cada pesagem. Permaneceram no banco de dados apenas informações de mães com mais de 780 dias de idade e menos de 7.300 dias. Também foram eliminados animais com a segunda pesagem realizada no mesmo dia do nascimento. Considerou-se apenas animais com três ou mais medidas de peso.

De um total de 770.790 animais, provenientes de 2.991 rebanhos, com 4.529.502 produções, divididas em peso ao nascimento e mais 16 momentos de pesagem, foram utilizados apenas dados de 200 rebanhos, por se tratar de estimação de componentes de variância em modelos complexos. O arquivo final para análise foi, então, formado por 293.742 observações medidas entre os anos de 1976 a 2009, em 48.637 animais, filhos de 28.835 vacas e 1.964 touros. Em média, foram realizadas 6,04 medidas de peso por animal e o número máximo de medidas consideradas válidas foi igual a nove. Para as pesagens de um a nove, o número de animais foi igual a 48.302, 43.795, 47.768, 47.389, 38.462, 30.673, 23.388, 12.483, 1.482, respectivamente. A porcentagem de animais com pelo menos quatro observações foi de 96,83%, com pelo menos cinco foi 77,54% e com no mínimo 6 foi 61,32%. Foram considerados 1.961 grupos contemporâneos com pelo menos cinco animais em cada um, a partir da combinação de rebanho, sexo, ano e estação de nascimento. A primeira estação foi de abril até setembro e a segunda de outubro até março.

Os sete modelos de regressão aleatória (MRA) utilizados para as análises foram escolhidos de forma a combinar o efeito genético direto e permanente de ambiente do animal em função de sua idade e o efeito genético e permanente de ambiente materno em função da idade da vaca (IVPE) e do animal no momento da pesagem. Uma padronização foi aplicada à idade do animal (t_1) e IVPE (t_2), para manter a propriedade de ortogonalidade dos polinômios de Legendre no intervalo de -1 a 1, conforme:

$$t^* = \frac{2(t_o - t_{\min})}{t_{\max} - t_{\min}} - 1$$

em que t^* é a idade padronizada, t_o é a idade no dia em que a observação foi tomada, t_{\min} e t_{\max} são as idades mínima e máxima, respectivamente, existentes no conjunto de dados.

Os modelos testados podem ser observados abaixo, partindo-se do modelo mais complexo, M7, aqui apresentado na forma algébrica:

$$\begin{aligned}
 y_{ij} = & cc + \sum_{m=0}^{kb_1-1} b1_m \phi_m(t1_i^*) + \sum_{m=0}^{kb_2-1} b2_m \phi_m(t2_l^*) + \sum_{m=0}^{ka-1} a_{jm} \phi_m(t1_{ij}^*) + \sum_{m=0}^{km_1-1} m1_{jm} \phi_m(t1_{ij}^*) + \\
 & \sum_{m=0}^{km_2-1} m2_{jm} \phi_m(t2_{lj}^*) + \sum_{m=0}^{kpa-1} pa_{jm} \phi_m(t1_{ij}^*) + \sum_{m=0}^{kpm_1-1} pm1_{jm} \phi_m(t1_{ij}^*) + \\
 & \sum_{m=0}^{kpm_2-1} pm2_{jm} \phi_m(t2_{lj}^*) + e_{ij},
 \end{aligned}$$

em que y_{ij} são as medidas de peso do j -ésimo animal, tomadas na i -ésima idade $t1$ do animal e l -ésima idade $t2$ da vaca. A condição de criação, representada por cc foi considerada como efeito fixo e possuía dois níveis: animais mamando sem que a vaca fosse ordenhada e animais desmamados; $b1_m$ e $b2_m$ são os m -ésimos coeficientes da regressão fixa em função da idade $t1^*$ do animal e $t2^*$ da vaca à pesagem, em dias padronizados, para cada grupo contemporâneo; a_{jm} , pa_{jm} , $m1_{jm}$ e $pm1_{jm}$ são os regressores aleatórios genético e permanente de ambiente direto, e genético e permanente de ambiente materno regredidos em função da idade do j -ésimo animal; $m2_{jm}$ e $pm2_{jm}$ são os regressores genético e permanente de ambiente materno regredidos em função da idade da vaca, mãe do j -ésimo animal. Os coeficientes kb_1 , kb_2 , ka , kpa , km_1 , kpm_1 , km_2 e kpm_2 representam as ordens dos polinômios de Legendre utilizados para os efeitos anteriormente descritos. O erro aleatório associado a cada observação é representado por e_{ij} . As funções de regressão representadas por ϕ_m são os polinômios de Legendre de terceira ordem e descrevem as trajetórias fixas e as aleatórias de cada animal j , de acordo com as idades, obtidos após a padronização para cada idade, utilizando o programa LEGENDRE, da família BLUPf90 (Miształ, et al., 2002). Para os efeitos genéticos e permanentes de ambiente diretos e maternos em

função da idade do animal, o intervalo foi restrito entre um e 600 dias, e para os efeitos maternos em função da idade da vaca, entre 1.200 e 5.000 dias, para proporcionar a estimação mais acurada, sendo as idades fora destes limites assumidas como o limite inferior ou superior mais próximo.

Uma forma mais prática de se representar o modelo M7 seria:

$$\text{M7: } y = C_1 + C_2 + C_3 + C_4 + C_5 + C_6 + C_7 + C_8 + C_9 + C_{10}$$

em que cada componente do modelo é representado por C_i , na mesma ordem em que aparece no modelo algébrico. Assim, os modelos M1 a M6 podem ser representados:

$$\text{M1: } y = C_1 + C_2 + C_3 + C_4 + C_5 + C_7 + C_8 + C_{10}$$

$$\text{M2: } y = C_1 + C_2 + C_3 + C_4 + C_5 + C_7 + C_8 + C_9 + C_{10}$$

$$\text{M3: } y = C_1 + C_2 + C_3 + C_4 + C_6 + C_7 + C_8 + C_{10}$$

$$\text{M4: } y = C_1 + C_2 + C_3 + C_4 + C_6 + C_7 + C_9 + C_{10}$$

$$\text{M5: } y = C_1 + C_2 + C_3 + C_4 + C_6 + C_7 + C_8 + C_9 + C_{10}$$

$$\text{M6: } y = C_1 + C_2 + C_3 + C_4 + C_5 + C_6 + C_7 + C_8 + C_{10}$$

O modelo M1, excluindo-se o componente C_3 , é o MRA normalmente utilizado para o estudo de curvas de crescimento em bovinos. O modelo M7, que considerou duas dimensões de idade para os efeitos de origem materna, pode, ainda, ser representado na forma matricial como:

$$Y = Xb + Z_1a + Z_2m_1 + Z_3m_2 + Z_4pa + Z_5pm_1 + Z_6pm_2 + e,$$

em que Y é o vetor de pesos dos animais; X é a matriz de incidência dos efeitos fixos de condição de criação e dos regressores para cada grupo contemporâneo, de acordo com os coeficientes polinomiais contidos em b , Z_1 , Z_2 , Z_3 , Z_4 , Z_5 e Z_6 são as matrizes dos efeitos aleatórios genético direto em função da idade do animal, genético materno em função da idade do animal e da vaca, permanente de ambiente direto, permanente de ambiente materno em função da idade do animal e da vaca, respectivamente, que

contém os regressores utilizados para a estimação dos coeficientes dos polinômios de Legendre observados nos vetores a , m_1 , m_2 , pa , pm_1 e pm_2 ; os efeitos aleatórios residuais estão representados no vetor e . As pressuposições de esperança e variância para os efeitos do modelo foram:

$$E \begin{matrix} y \\ a \\ m_1 \\ m_2 \\ pa \\ pm_1 \\ pm_2 \\ e \end{matrix} = X\beta \begin{matrix} a \\ m_1 \\ m_2 \\ pa \\ pm_1 \\ pm_2 \\ e \end{matrix} ; \quad Var \begin{matrix} a \\ m_1 \\ m_2 \\ pa \\ pm_1 \\ pm_2 \\ e \end{matrix} = \begin{matrix} k_a \otimes A & k_{am_1} \otimes A & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ k_{am_1} \otimes A & k_{m_1} \otimes A & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & k_{m_2} \otimes A & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & k_{pa} \otimes I & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & k_{pm_1} \otimes I & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & k_{pm_2} \otimes I & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & R \end{matrix}$$

em que k_a , k_{am_1} , k_{m_1} , k_{m_2} , k_{pa} , k_{pm_1} , k_{pm_2} são as matrizes de covariância atribuídas aos coeficientes da regressão dos efeitos aleatórios genético direto em função da idade do animal, covariância entre efeito genético direto e materno em função da idade do animal, genético materno em função da idade do animal e da vaca, permanente de ambiente direto, permanente de ambiente materno em função da idade do animal e da vaca, respectivamente. A é a matriz de parentesco entre os indivíduos, da ordem de 97.270 animais, I é a matriz identidade da ordem do número de animais, \otimes é o produto de kronecker, R é uma matriz diagonal que contém as variâncias residuais heterogêneas dependendo da pesagem realizada.

Os elementos das matrizes de covariância entre os coeficientes dos polinômios de Legendre (k), de terceira ordem para todos os efeitos considerados nos modelos, foram estimados por meio de inferência Bayesiana, utilizando-se o programa GIBBS3F90 (Misztal, et al., 2002), que permite a consideração de heterogeneidade de variância residual. Os resíduos foram considerados independentemente distribuídos, com medida heterogênea da variância residual, sendo as mudanças neste componente modeladas em oito classes de acordo com as medidas de peso realizadas. Para maior consistência das

estimativas, a pesagem de número 9, com menor quantidade de informação, foi considerada conjuntamente com a oitava classe.

Foram obtidas tendências médias para a população pertencente a cada grupo contemporâneo em função da idade do animal e da vaca no momento da pesagem, utilizando-se de regressões lineares fixas. Para a modelagem da parte aleatória dos MRA, não foram consideradas interações entre idade do animal e idade da vaca, pois Robbins et al. (2005) encontraram que quando a interação é considerada, embora na parte fixa, os modelos apresentaram menor coeficiente de determinação em relação aos modelos sem interação, o que sugere a não-existência de interação.

Para os modelos que consideram efeitos genéticos e permanentes de ambiente maternos em função da idade do animal e da vaca, foi assumido intercepto único para estes efeitos, sem estrutura de covariância entre os coeficientes lineares e quadráticos entre as duas dimensões de idade.

As variâncias para os efeitos genético direto e permanente de ambiente, genético e permanente de ambiente materno foram calculadas por meio das funções de covariância, na forma:

$$f(t_l^*, t_l^*) = \sum_{i=0}^{k_m-1} \sum_{j=0}^{k_m-1} \phi_i(t_l^*) \phi_j(t_l^*) k_{ij},$$

em que $f(t_l^*, t_l^*)$ é a função de covariância entre as idades padronizadas l e l , consideradas iguais, portanto, para a obtenção apenas das variâncias; ϕ_i são os polinômios de Legendre, k_m é a ordem do polinômio ajustado, k_{ij} é a matriz de covariância atribuída aos coeficientes da regressão.

Foram geradas cadeias de Gibbs, para todos os parâmetros dos modelos, com 250.000 amostras, intervalo de retiradas a cada dez iterações e período inicial de descarte igual a 100.000 amostras. Assumiu-se distribuição normal para os dados de

pesagem, e as “priors” foram não-informativas. A convergência das cadeias finais foi testada por meio do programa POSTGIBBSf90 (Misztal et al., 2002), que permite a verificação gráfica do comportamento de cada componente de covariância atribuída aos coeficientes polinomiais de Legendre para todos os efeitos, além de fazer o teste de diagnóstico de convergência de Geweke (1992). Os modelos foram comparados por meio de $-2\log(P^*)$, fornecido pelos programas utilizados, sendo P^* o Fator de Bayes. Estatísticas gerais foram obtidas, por meio do sistema computacional R (R Development Core Team, 2009), para melhor entendimento do relacionamento entre as variáveis analisadas.

Resultados e Discussão

As estatísticas descritivas para as variáveis de interesse em cada uma das pesagens podem ser visualizadas na Tabela 1. Foi observado um peso médio de 30 kg, ao nascimento (pesagem 1), e 276 kg, ao sobreano (pesagem 7), para os animais pertencentes ao conjunto de dados utilizado. As idades médias para os animais nas pesagens foram de um a 615 dias, e para as idades das vacas na pesagem do bezerro (IVPE) foram de 2.690 a 3.365 dias, para as pesagens 1 e 8, respectivamente.

Tabela 1 – Estatísticas descritivas para as variáveis de interesse em cada uma das pesagens realizadas, agrupadas de acordo com a classe de variância residual* estabelecida

Pesagem	Peso (kg)		Idade (dias)		IVPE (dias)	
	Média	SD	Média	SD	Média	SD
1	30	3	1	0	2.690	1.286
2	100	45	97	63	2.785	1.288
3	155	44	194	78	2.886	1.286
4	196	45	293	91	2.985	1.284
5	223	48	382	83	3.068	1.285
6	251	51	465	70	3.147	1.285
7	276	53	542	54	3.251	1.289
8*	299	54	615	46	3.365	1.295

* Se refere à junção das pesagens de número oito e nove na classe de número oito.

Idade é a idade do bezerro à pesagem e IVPE é a idade da vaca à pesagem. SD é o desvio-padrão.

Na Tabela 2 podem ser visualizados os quadrados médios resultantes de análises de variância preliminares para determinar o efeito das variáveis a serem consideradas como covariáveis aleatórias nos modelos de regressão aleatória. Por se tratar de estimação em um conjunto com grande volume de dados, as variáveis que não eram de interesse na investigação foram consideradas como aleatórias por conterem grande número de níveis. Para a primeira pesagem não foi considerado o efeito de idade do animal, pois esta foi realizada no primeiro dia de vida.

Tabela 2 – Quadrados médios obtidos por meio do método de quadrados mínimos em modelos lineares mistos, para o conjunto total de dados e para as pesagens agrupadas de acordo com a classe de variância residual*

Banco de dados	Idade ¹	Idade ²	IVPE ¹	IVPE ²	CV%
Total	1.978.305.163	65.092.539	7.715	572.385	14,17
Pesagem 1 (1)**	-	-	2,07 ^{ns}	480,28	0,05
Pesagem 2 (97)	18.112.273	638.606	84 ^{ns}	137.736	13,62
Pesagem 3 (194)	15.320.928	1.108.009	647 ^{ns}	326.154	12,83
Pesagem 4 (293)	11.464.730	41.266	8.024	306.467	12,50
Pesagem 5 (382)	8.150.441	3.486	12.690	198.557	11,79
Pesagem 6 (465)	7.063.026	4.062	11.546	136.624	11,40
Pesagem 7 (542)	2.865.154	20.061	11.946	60.146	11,07
Pesagem 8 (615)	1.598.818	452 ^{ns}	9.594	16.579	10,63

O sobrescrito 1 refere-se ao ajuste linear e o 2 refere-se ao quadrático.

* Se refere à junção das pesagens de número 8 e 9 na classe de número 8.

** O número entre parênteses refere-se à idade média do animal em dias

ns = efeito não-significativo (p-valor > 0,05)

CV% é o coeficiente de variação em porcentagem.

A magnitude do quadrado médio do efeito linear da idade do animal sobre o seu peso foi muito superior ao quadrático, para todas as pesagens, exceto para a pesagem 1, que não teve a idade do animal considerada no modelo de regressão. O comportamento quadrático foi significativo (p-valor < 0,05), como era esperado para a característica de peso. O efeito linear da idade sofreu redução ao longo do tempo em que as medidas

foram tomadas, indicando rápido crescimento dos animais nos primeiros estágios de vida, com subsequente desaceleração.

O efeito da IVPE apresentou quadrados médios menores que o da idade do animal, porém esteve presente e foi significativo (p -valor $< 0,05$) em ordem quadrática para todas as pesagens, sendo o efeito linear menor que o quadrático. Foi observada a influência quadrática da idade da vaca à pesagem mais pronunciada sobre as pesagens 3 e 4, quando a idade do animal em média foi de 194 e 293 dias, respectivamente, ou seja, os períodos entre a desmama e um ano de idade. Isso reflete a importância da IVPE não apenas no momento do nascimento do bezerro, como tem sido considerado, mas durante o cuidado que ela tem com o bezerro em seu crescimento, indicando que vacas mais novas ou mais velhas não apenas parem, mas criam bezerros mais leves.

Sakaguti et al. (2002) estudaram o efeito da idade da vaca no momento da pesagem com o objetivo de modelá-la na parte fixa de modelos de regressão aleatória, como regressões lineares simples, e encontraram curvas quadráticas mais acentuadas nas primeiras idades dos animais, o que refletiu maior influência da IVPE sobre o peso dos bezerros. Os mesmos autores ainda verificaram que as curvas tornaram-se mais planas próximo do período de desmama, indicando redução da dependência do bezerro para com a sua mãe. As mudanças observadas na relação entre idade da vaca e peso do bezerro indicaram que os modelos que avaliam o crescimento do animal podem considerar este efeito para se obter melhor ajuste.

Os valores médios e erros-padrão da distribuição “a posteriori” dos componentes de variância atribuídos aos coeficientes de regressão dos efeitos genéticos de ordem direta em função da idade do animal e de ordem materna em função da idade do animal e da vaca são apresentados na Tabela 3.

Tabela 3 – Média “a posteriori” (erro-padrão) dos componentes de variância atribuídos aos coeficientes de regressão dos efeitos genético direto (a) e materno em função da idade do animal ($m1$) e materno em função da idade da vaca ($m2$)

Componentes	Modelos						
	M1	M2	M3	M4	M5	M6	M7
a_0	138,49 (9,56)	137,05 (9,16)	117,11 (6,92)	178,47 (7,19)	135,17 (7,52)	36,32 (2,08)	29,67 (3,82)
a_1	38,60 (2,72)	38,48 (2,87)	29,30 (1,72)	32,64 (1,66)	32,55 (1,70)	18,55 (1,87)	15,77 (1,37)
a_2	6,70 (0,72)	6,53 (0,66)	5,13 (0,48)	10,08 (0,62)	4,67 (0,48)	5,56 (0,59)	5,71 (0,64)
$m1_0$	36,06 (3,99)	37,05 (4,33)	-	-	-	22,08 (1,14)	29,45 (1,35)
$m1_1$	2,92 (0,64)	3,63 (0,80)	-	-	-	4,32 (0,62)	4,71 (0,55)
$m1_2$	3,65 (0,43)	3,58 (0,48)	-	-	-	2,76 (0,41)	3,15 (0,43)
$m2_0$	-	-	0,07 (0,01)	0,05 (0,01)	0,01 (0,004)	-	-
$m2_1$	-	-	0,01 (0,003)	0,01 (0,003)	0,008 (0,004)	2,88 (6,72)	2,83 (6,65)
$m2_2$	-	-	0,03 (0,005)	0,02 (0,005)	0,007 (0,002)	5,59 (6,87)	6,20 (7,24)

Os subscritos 0, 1 e 2 correspondem ao intercepto, efeito linear e quadrático, respectivamente.

Foi verificado que para o efeito genético direto e para o efeito genético materno, em modelos que se considerou só a idade do animal (M1 e M2) ou a combinação entre esta idade e IVPE (M6 e M7), os coeficientes de regressão aleatória relativos ao intercepto apresentaram maior variância em relação aos outros coeficientes. Verificou-se ainda que as variâncias para os interceptos de origem direta foram maiores que os de origem materna. O mesmo comportamento foi observado por Valente et al. (2008) que, trabalhando com bovinos da raça Nelore, utilizaram um MRA que considerou efeitos genéticos direto e materno e efeito permanente de ambiente direto, todos em função da idade do animal.

No entanto, quando os valores dos componentes de variância associados aos coeficientes de regressão para o efeito genético direto em função da idade do animal foram comparados, Valente et al. (2008) encontraram valores de a_0 , a_1 e a_2 iguais a

204,20, 12,26 e 0,04, respectivamente, sendo o primeiro componente maior e os dois últimos menores que os valores aqui encontrados, em relação aos modelos M1 a M5. Para o efeito genético materno em função da idade do animal, Valente et al. (2008) encontraram valores de ml_0 , ml_1 e ml_2 iguais a 157,60, 11,53 e 27,32, respectivamente, todos maiores que os aqui encontrados. Dias et al. (2006), trabalhando com bovinos da raça Tabapuã em MRA que consideraram efeitos genéticos direto e materno e efeitos permanentes de ambiente direto e materno em função da idade do animal, encontraram a_0 , a_1 e a_2 de 87,39, 25,80 e 4,52, respectivamente, todos menores que os encontrados utilizando-se os modelos M1 a M5, e valores de ml_0 , ml_1 e ml_2 , iguais a 34,36 e 3,56 e 1,93, respectivamente, sendo muito próximos aos obtidos por meio dos modelos M1 e M2.

Para os modelos em que o efeito genético materno foi considerado apenas em função da idade da vaca (M3, M4 e M5), apesar dos componentes de variância atribuídos aos coeficientes de regressão serem reais, elas foram de magnitude muito baixa, o que fez com que as variâncias calculadas por meio da função de covariância também fossem muito baixas. Utilizando-se o modelo M3, por exemplo, as variâncias para o efeito genético materno em função da IVPE apresentaram valores muito baixos, sendo de 0,04, 0,05, 0,10, 0,16, 0,17, 0,14, 0,08, 0,04 e 0,09 kg², para as vacas com idade de quatro a 12 anos no momento da pesagem, respectivamente. Comparando-se ao modelo M1 que considerou o efeito genético materno apenas em função da idade do animal, as variâncias genéticas maternas, quando calculadas por meio da função de covariância, foram iguais a 0,06, 24,91, 50,16, 57,90, 63,85, 56,48 e 35,82 kg², para peso ao nascimento, 120, 205, 240, 365, 420 e 550 dias, respectivamente. O efeito genético materno em função da IVPE, no modelo M3, em seu maior valor correspondeu apenas a 0,04% do valor médio da variância genética materna em função da idade do

animal (M1). O modelo M4, em que além do efeito genético materno, o efeito permanente de ambiente materno também foi considerado apenas em função da IVPE, apresentou variância genética materna igual a $0,04 \text{ kg}^2$ para vacas com quatro anos na pesagem, $0,14 \text{ kg}^2$ para vacas com oito e $0,09 \text{ kg}^2$ para vacas com 12 anos.

O modelo M5 apresentou problemas na convergência das covariâncias entre $m2_1$ e $m2_2$, entre $pm1_0$ e $pm1_1$ e entre $pm1_1$ e $pm1_2$, de acordo com o teste diagnóstico de Geweke (1992), e também reduzido tamanho efetivo de amostras para as variâncias atribuídas aos coeficientes da regressão para efeito genético materno em função da IVPE e coeficiente linear para efeito permanente de ambiente materno em função da idade do animal. Para os modelos M6 e M7, as variâncias atribuídas aos coeficientes da regressão de ordem linear e quadrática para o efeito genético materno em função da IVPE apresentaram erros-padrão maiores que as estimativas, tornando duvidosa qualquer inferência sobre eles realizada.

Os componentes de variância atribuídos aos coeficientes de regressão para os efeitos permanentes de ambiente diretos e maternos são apresentados na Tabela 4.

Quando foi considerado o efeito permanente de ambiente materno em função da idade do animal ($pm1$) e IVPE ($pm2$) conjuntamente, as estimativas de variância para os coeficientes de regressão para $pm2$ apresentaram erros-padrão maiores que as estimativas, para os modelos M2, M5 e M7, dificultando, assim, a inferência acerca deste efeito. No modelo M4, a variância atribuída aos coeficientes de regressão para o efeito permanente de ambiente materno em função da IVPE foi muito pequena, o que fez com que as variâncias, calculadas por meio das funções de covariância, apresentassem valores quase nulos, da mesma forma que foi observado para a variância genética materna em função da IVPE, nos modelos M3, M4 e M5.

Tabela 4 – Média “a posteriori” (erro-padrão) dos componentes de variância atribuídos aos coeficientes de regressão dos efeitos permanente de ambiente direto (pa) e materno em função da idade do animal ($pm1$) e materno em função da idade da mãe ($pm2$)

Componentes	Modelos						
	M1	M2	M3	M4	M5	M6	M7
pa_0	130,72 (5,48)	131,20 (5,42)	142,25 (4,39)	140,85 (5,05)	143,21 (4,47)	185,77 (2,91)	192,49 (2,89)
pa_1	25,76 (1,56)	25,81 (1,62)	29,57 (1,26)	29,114 (1,27)	29,02 (1,29)	35,63 (1,24)	37,32 (1,05)
pa_2	4,31 (0,45)	4,35 (0,44)	5,11 (0,41)	5,73 (0,47)	4,72 (0,41)	4,90 (0,43)	4,68 (0,41)
$pm1_0$	35,34 (2,76)	35,38 (2,95)	46,00 (2,91)	-	27,61 (2,57)	26,47 (2,64)	17,81 (3,37)
$pm1_1$	1,62 (0,31)	1,64 (0,54)	1,56 (0,42)	-	0,02 (0,02)	0,58 (0,19)	0,12 (0,15)
$pm1_2$	3,44 (0,24)	3,59 (0,31)	4,53 (0,28)	-	5,57 (0,26)	3,50 (0,26)	3,67 (0,29)
$pm2_0$	-	-	-	0,02 (0,01)	-	-	-
$pm2_1$	-	1,45 (3,15)	-	0,005 (0,003)	1,19 (2,70)	-	1,50 (3,00)
$pm2_2$	-	2,76 (3,54)	-	0,01 (0,007)	2,20 (2,75)	-	2,78 (3,16)

Os subscritos 0, 1 e 2 correspondem ao intercepto, efeito linear e quadrático, respectivamente.

Dias et al. (2006) encontraram valores de pa_0 , pa_1 e pa_2 iguais a 200,29, 84,80 e 36,75, respectivamente, todos maiores que os aqui obtidos, e para o efeito permanente de ambiente materno, em regressões de segunda ordem, valores de $pm1_0$, $pm1_1$ iguais a 29,11 e 11,05, respectivamente. Valente et al. (2008) consideraram apenas efeito permanente de ambiente direto, além dos efeitos genéticos, e obtiveram valores de pa_0 , pa_1 e pa_2 iguais a 409,10, 73,24 e 0,002, respectivamente, com os dois primeiros componentes apresentando valores superiores, e o último inferior aos aqui encontrados por meio de todos os modelos testados.

Comparando-se as mudanças nas variâncias atribuídas aos coeficientes de regressão para os efeitos genéticos e permanentes de ambiente diretos, pelo emprego de diferentes modelos (Tabelas 3 e 4), observaram-se menores valores de a_0 para M3, M6 e M7, indicando também menores valores para as variâncias genéticas ao longo da

trajetória de idade do animal (Figura 1) e maiores valores em M4 quando comparados ao M1. No modelo M2, o valor de a_0 foi muito parecido com o encontrado no modelo M1. Já o valor de variância atribuída ao pa_0 , quando a comparação é feita em relação ao M1, apresentou maiores valores para os modelos M6 e M7, levemente maior nos modelos M3, M4 e M5, e muito parecido à estimada pelo modelo M2.

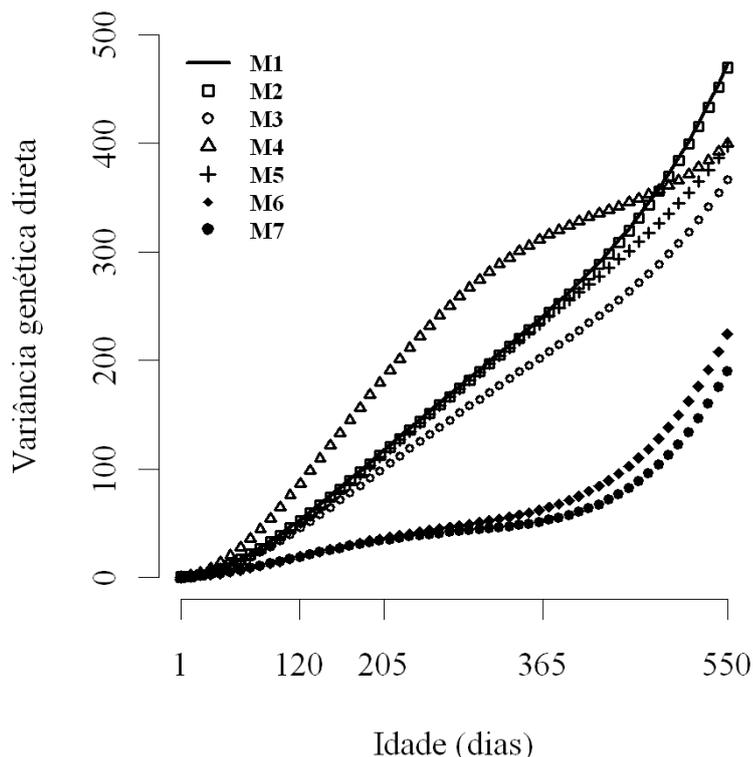


Figura 1 – Trajetória da variância genética direta do peso do animal em função da idade do animal, para os sete modelos considerados.

Foi verificado, então, que a consideração do efeito genético materno em função da idade do animal e da vaca, conjuntamente, provocou redução nas variâncias atribuídas aos coeficientes de regressão do efeito genético direto e, conseqüentemente, das variâncias genéticas diretas e ocasionou o direcionamento desse componente para o efeito permanente de ambiente direto (M3, M6 e M7). Quando as variâncias para o efeito genético e permanente de ambiente direto foram calculadas por meio de funções de covariância (Figuras 1 e 2), observou-se um confundimento sobre a porção de

variação que é realmente pelas diferenças genéticas e ambientais existentes entre os animais e o que de fato é pelas diferenças maternas.

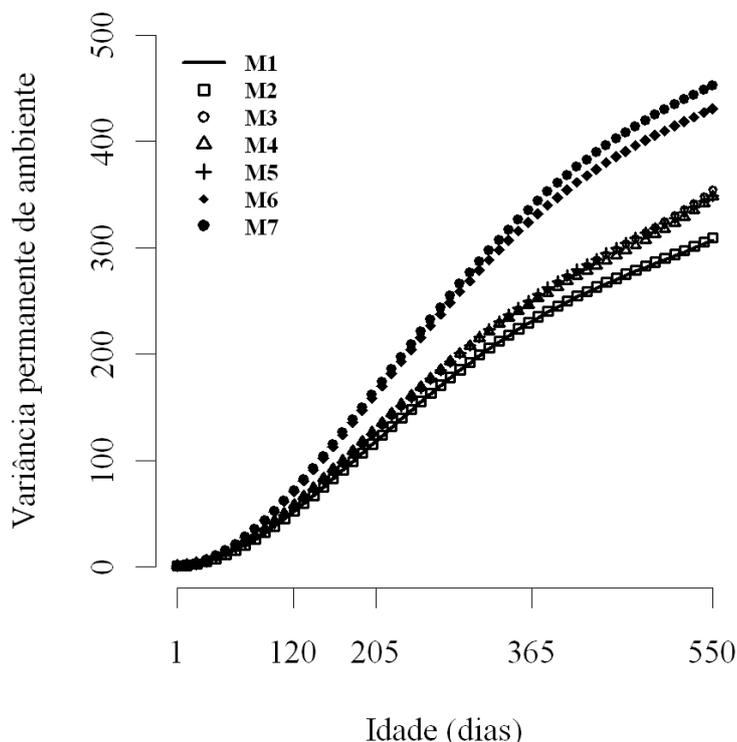


Figura 2 – Trajetória da variância permanente de ambiente do peso do animal em função da idade do animal, para os sete modelos considerados.

Foi observado comportamento muito semelhante da variância genética direta e da permanente de ambiente para os modelos M6 e M7, com trajetórias inferiores para o primeiro componente e superiores para o segundo, em relação ao modelo M1. O comportamento da variância genética direta para os modelos M3 e M5 também foi muito semelhante entre eles. Para a variância permanente de ambiente houve coincidência entre as estimativas obtidas por meio dos modelos M3, M4 e M5. Esta coincidência também foi observada entre as trajetórias dos modelos M1 e M2. Foi observada grande semelhança entre as trajetórias dos modelos M6 e M7.

Comparando-se as trajetórias das variâncias genética e permanente de ambiente de origem materna, em função da idade do animal, pelo emprego de diferentes modelos, foi verificado comportamento muito parecido para as variâncias genéticas maternas

estimadas por meio dos modelos M1, M2, M6 e M7, com valores muito semelhantes entre um e 120 dias de idade (Figura 3). No intervalo entre 120 e 500 dias, foi observada leve superioridade das estimativas obtidas por meio dos modelos M1 e M2.

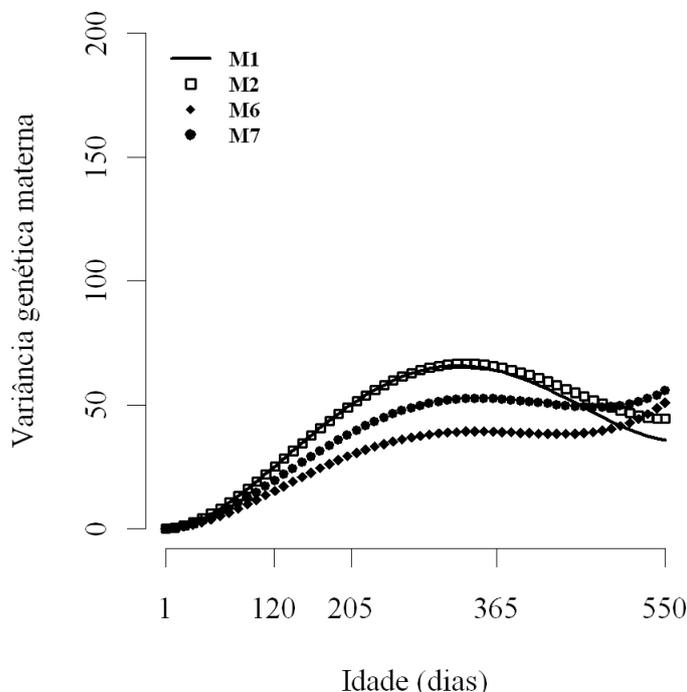


Figura 3 – Trajetória da variância genética materna do peso do animal em função da idade do animal, para os modelos que consideraram este efeito.

O comportamento das variâncias permanentes de ambiente materno estimadas utilizando-se os modelos M1, M2, M3, M5, M6 e M7 também não apresentou muita diferença, principalmente entre os dias primeiro ao 120. No entanto, foi verificada a superestimação das variâncias estimadas pelo modelo M3 em relação ao M1, após os 120 dias (Figura 4).

A representação gráfica das variâncias para os efeitos genético e permanente de ambiente para peso do animal em função da idade da vaca à pesagem não foi possível, por motivo de baixa qualidade das estimativas e valores quase nulos dos componentes, quando foi aplicada a função de covariância.

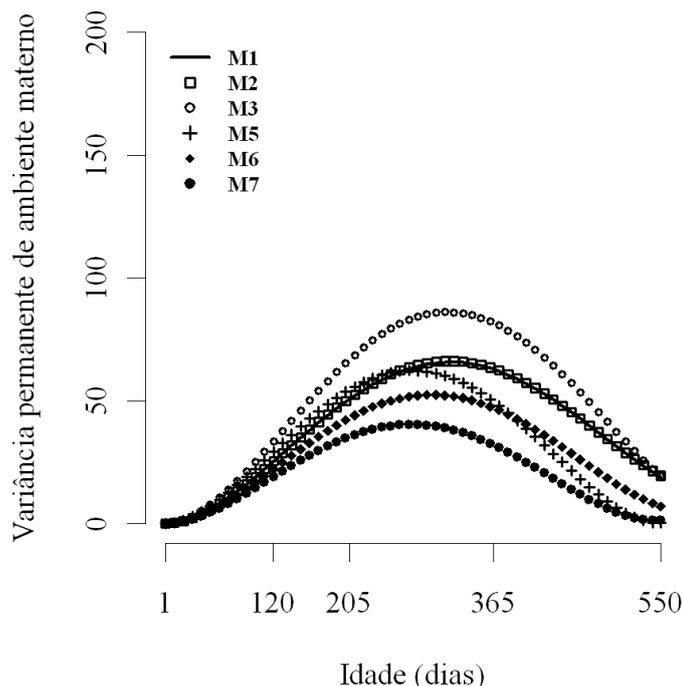


Figura 4 – Trajetória da variância permanente de ambiente materno do peso do animal em função da idade do animal, para os modelos que consideraram este efeito.

Apesar de as estimativas de componentes de variância genética direta e permanente de ambiente em função da idade do animal serem muito parecidas entre os modelos M1 e M2, a inclusão do efeito permanente de ambiente materno em função da IVPE no modelo M2 não causou redução apreciável nas variâncias residuais (Tabela 5) e este modelo apresentou maior valor de $-2\log(P^*)$, quando comparado ao M1, indicando que esta inclusão apenas aumentou o número de parâmetros, além do tempo de processamento, contrariando o princípio de parcimonia de modelos, em que estes devem ser capazes de melhor explicar a ocorrência da variável dependente com menor número de parâmetros possível.

Foi observado que as variâncias residuais médias e os erros-padrão se mantiveram praticamente constantes entre todos os modelos (Tabela 5), reafirmando o confundimento entre os outros efeitos considerados como aleatórios no modelo.

Tabela 5 – Média “a posteriori” (erro-padrão) para as variâncias residuais consideradas como heterogêneas entre as oito pesagens e os valores para o $-2\log(P^*)$, para os sete modelos avaliados

Pesagens	M1	M2	M3	M4	M5	M6	M7
P1	0,88 (0,18)	0,84 (0,23)	0,89 (0,17)	0,88 (0,17)	0,82 (0,21)	0,82 (0,21)	0,96 (0,31)
P2	123,27 (1,13)	123,18 (1,14)	123,27 (1,13)	123,35 (1,13)	123,10 (1,42)	123,13 (1,13)	123,01 (1,12)
P3	209,06 (1,88)	208,98 (1,91)	209,12 (1,88)	209,25 (1,89)	209,00 (1,93)	209,36 (1,92)	209,09 (1,90)
P4	325,11 (2,94)	325,05 (2,91)	325,25 (2,94)	325,39 (2,94)	325,15 (2,91)	325,46 (2,93)	325,25 (2,89)
P5	398,10 (3,82)	398,10 (3,79)	398,00 (3,81)	397,76 (3,80)	397,87 (3,79)	397,84 (3,81)	398,00 (3,82)
P6	441,69 (4,96)	441,67 (4,90)	441,30 (4,96)	440,96 (4,96)	440,92 (4,91)	440,55 (4,91)	440,27 (4,87)
P7	389,32 (6,11)	388,77 (6,08)	389,35 (6,10)	388,92 (3,10)	389,82 (6,14)	388,16 (6,11)	388,50 (6,08)
P8	780,62 (13,22)	780,50 (13,38)	781,41 (13,25)	780,08 (13,23)	785,43 (13,43)	782,92 (13,29)	784,70 (13,32)
$-2\log(P^*)$	2.239.718	2.250.717	2.241.112	2.239.835	2.246.560	2.243.537	2.249.346

P^* é o Fator de Bayes.

Um problema comum entre modelos de regressão é a presença de colinearidade, que ocorre quando as variáveis independentes ou covariáveis apresentam correlação ou são combinações lineares entre si. De acordo com Bollen (1989), a colinearidade geralmente aumenta o erro-padrão das variáveis colineares, sendo o aumento do erro-padrão um indicador da incerteza acerca de inferências sobre os parâmetros. Assim, esta pode ser uma provável causa da obtenção de estimativas menos acuradas quando uma segunda covariável, no caso a IVPE, foi incluída nos modelos avaliados.

Portanto, a consideração de mais uma covariável relacionada à idade em modelos de regressão aleatória, além de resultar em aumento desnecessário da complexidade e pouco acréscimo de informação, também está sujeita à colinearidade, e provoca a possível eliminação do efeito da covariável por outra a ela correlacionada.

Conclusão

Apesar da idade da mãe ser um fator de influência sobre o peso do bezerro principalmente nos primeiros estágios de vida, o confundimento deste efeito com a idade do animal mostrou que o efeito materno em função da idade da vaca à pesagem não pôde ser corretamente estimado nos modelos de regressão aleatória aqui testados.

Agradecimentos

Ao CNPq, por conceder a bolsa de estudos no período em que o trabalho foi realizado. À Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (Embrapa) e Associação Brasileira dos Criadores de Zebu (ABCZ). Ao Professor Dr. Ignacy Misztal e ao pesquisador Shogo Tsuruta, pelas contribuições e por viabilizarem a utilização dos programas por eles desenvolvidos.

Literatura Citada

- BALDI, F. **Estimação de parâmetros genéticos para características de crescimento em bovinos da raça Canchim com modelos de dimensão finita e infinita**. 2008. 97p. Tese (Doutorado em Genética e Melhoramento Animal) – Universidade Estadual Paulista “Julio de Mesquita Filho”, 2008.
- BOHMANOVA, J.; MISZTAL, I.; BERTRAND, J.K. Studies on multiple trait and random regression models for genetic evaluation of beef cattle for growth. **Journal of Animal Science**, v.83, p.62-67, 2005.
- BOLLEN, K.A. **Structural equations with latent variables**. New York: Wiley. 1989. 514p.
- CHEN, C.Y.; MISZTAL, I.; TSURUTA, S.; HERRING, W.O.; HOLL, J.; CULBERTSON, M. Genetic analysis of stillbirth in relation to litter size using random regression models. **Journal of Animal Science**, v.88, p.3800-3808, 2010.
- 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.1915-1925, 2006.
- GEWEKE, J. Evaluating the accuracy of sampling-based approaches to the calculation of posterior moments. In: BERNARDO, J.M.; BERGER, J.O.; DAWID, A.P.; SMITH, A.F.M.(Ed.) **Bayesian Statistics 4**.Oxford: University Press, 1992. p.625-631.
- KOCH, R. M. The role maternal effects in animal breeding: VI. Maternal effects in beef cattle. **Journal of Animal Science**, v.35, p.1316-1323, 1972.

- JAMROZIK, J.; SCHAFFER, L.L.; DEKKERS, J.C.M. Genetic evaluation of dairy cattle using test day yields and random regression model. **Journal of Dairy Science**, v.80, p.1217-1226, 1997.
- MISZTAL, I.; TSURUTA, S.; STRABEL, T.; AUVRAY, B.; DRUET, T.; LEE, D.H. BLUPF90 and related programs (BGF90). In: WORLD CONGRESS OF GENETICS APPLIED TO LIVESTOCK PRODUCTION, 7, 2002, Montpellier, France. **Anais...** Montpellier: WCGALP, 2002. p.7.
- R DEVELOPMENT CORE TEAM (2009). **R: A language and environment for statistical computing**. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. ISBN 3-900051-07-0, URL <http://www.R-project.org>.
- ROBBINS, K.R.; MISZTAL, I.; BERTRAND, J.K. Joint longitudinal modeling of age of dam and age of animal for growth traits in beef cattle. **Journal of Animal Science**, v.83, p.2736-2742, 2005.
- SAKAGUTI, E.S.; SILVA, M.A.; MARTINS, E.N.; LOPES, P.S.; SILVA, L.O.C.; QUASS, R.L; REGAZZI, A.J.; EUCLYDES, R.F.; DUARTE, R.G. Trajetória de crescimento e efeito da idade da vaca nos modelos de regressão aleatória de bovinos jovens da raça Tabapuã. **Arquivo Brasileiro de Medicina Veterinária e Zootecnia**, v.54, p.414-423, 2002.
- SÁNCHEZ, J. P.; MISZTAL, I.; BERTRAND, J.K. Evaluation of methods for computing approximate accuracies of predicted breeding values in maternal random regression models for growth traits in beef cattle. **Journal of Animal Science**, v.86, p.1057-1066, 2008.
- 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. **Arquivos Brasileiros de Medicina Veterinária e Zootecnia**, v.60, p.389-400, 2008.

V – CONSIDERAÇÕES FINAIS

A idade da vaca à pesagem mostrou ser um efeito de importante influência sobre o peso dos bezerros até a desmama, com menos influência em medidas subsequentes. Já a sua influência sobre as diferenças fenotípicas entre os indivíduos pôde ser verificada desde o nascimento até cerca de 385 dias, ou seja, no período pós-desmama, indicando que este efeito é parte da variação observada.

Apesar da idade da mãe ser um fator de influência sobre o peso do bezerro principalmente nos primeiros estágios de vida, o confundimento deste efeito com a idade do animal mostrou que o efeito materno em função da idade da vaca à pesagem não pôde ser corretamente estimado nos modelos de regressão aleatória aqui testados.