

RODRIGO JUNQUEIRA PEREIRA

**MEDIDAS DE PERSISTÊNCIA DA PRODUÇÃO DE LEITE EM
REBANHOS GIR LEITEIRO UTILIZANDO MODELOS DE REGRESSÃO
ALEATÓRIA**

Dissertação apresentada à
Universidade Federal de Viçosa, como
parte das exigências do Programa de
Pós-Graduação em Zootecnia, para
obtenção do título de “Magister
Scientiae”.

VIÇOSA
MINAS GERAIS – BRASIL
2009

RODRIGO JUNQUEIRA PEREIRA

**MEDIDAS DE PERSISTÊNCIA DA PRODUÇÃO DE LEITE EM
REBANHOS GIR LEITEIRO UTILIZANDO MODELOS DE REGRESSÃO
ALEATÓRIA**

Dissertação apresentada à
Universidade Federal de Viçosa, como
parte das exigências do Programa de
Pós-Graduação em Zootecnia, para
obtenção do título de “Magister
Scientiae”.

APROVADA: 11 de fevereiro de 2009

Dr. Rui da Silva Verneque
(Co-orientador)

Prof. Robledo de Almeida Torres
(Co-orientador)

Dr. Marcelo Silva de Freitas

Prof. Paulo Luiz Souza Carneiro

Prof. Paulo Sávio Lopes
(Orientador)

*“De tudo, ficaram três coisas:
A certeza de que estamos sempre começando...
A de que precisamos continuar...
A de que seremos interrompidos antes de terminar.
Mas é possível, e aí está o ponto fundamental,
fazer da interrupção um novo caminho,
da queda um passo de dança,
do medo uma escada
e do sonho uma ponte.”*

Fernando Pessoa

Aos meus pais, Gilson e Maria Heloisa, pelo incentivo, amor,

por minha formação e por estarem sempre ao meu lado.

À Ana Carolina, pelo amor, carinho e apoio

incondicional ao longo desta trajetória.

Dedico e ofereço

AGRADECIMENTOS

A Deus, por tudo, pois na sua ausência nada é possível.

Aos meus pais, Gilson e Maria Heloisa, por todo amor dedicado, pelo esforço para me proporcionar sempre o que há de melhor, pelos valores e pela educação a mim oferecida.

À Ana Carolina, por todo carinho, amor e amizade. Por estar ao meu lado ao longo de toda essa caminhada.

Às minhas irmãs, Renata e Rosana, pelo incentivo, amor e por torcerem por mim.

Ao meu avô, Mário, por me proporcionar, desde criança, os contatos com o gado leiteiro e com o meio rural.

Ao meu avô, Geraldo, pelos genes do amor ao Gir Leiteiro.

À Universidade Federal de Viçosa e ao Departamento de Zootecnia, por minha formação profissional e pela oportunidade de realização deste trabalho.

À Embrapa Gado de Leite, pela concessão do acesso ao Arquivo Zootécnico Nacional, tornando possível este trabalho.

À Associação Brasileira dos Criadores de Gir Leiteiro (ABCGIL), pelo empenho no melhoramento genético da raça Gir Leiteiro.

À Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES), pela concessão da bolsa de estudos.

Ao meu orientador, Paulo Sávio Lopes, pelos ensinamentos, pela orientação, pela amizade e confiança.

Ao estimado amigo e co-orientador, Rui da Silva Verneque, por todos os conhecimentos por mim adquiridos. Pela orientação e amizade. Pelo exemplo como pessoa e como pesquisador.

Aos amigos, Maria Gabriela e Roberto Teodoro, pela amizade e orientação. Pelo incentivo e contribuição na definição do tema de trabalho.

Ao amigo e técnico do Programa Nacional de Melhoramento do Gir Leiteiro, (PNMGL) José Geraldo, pelo excelente convívio e por sua dedicação ao programa.

Ao co-orientador Robledo de Almeida Torres e ao professor Ricardo Frederico Euclides, pela amizade, orientação e incentivo. Pelos agradáveis momentos de descontração.

Ao grande amigo Otávio, por todos os momentos de descontração, pela amizade, agradável convivência e pelas “rodas de viola”.

Ao grande amigo Mário Luiz Santana Júnior, pelo incentivo e colaboração. Por estender a mão nos momentos difíceis. Por todos os momentos de descontração, muitos dos quais em companhia de nossos amigos pássaros. Pela grande amizade e eterna parceria científica.

Aos amigos Marcelo Freitas e Gilberto Romeiro, pelas valiosas orientações ao longo de todo percurso.

Ao pesquisador da Embrapa Gado de Leite Claudio Nápolis, pelas importantes sugestões quando do início dos trabalhos.

Aos estimados amigos Ana Lúcia, Ana Paula, Míriam, Marjorie, Mariele, Abelardo, Daniel, Matheus, Luciano, Gilberto e Rafael. Pela agradável convivência e amizade. Por todos os momentos de felicidade e descontração.

Aos amigos do Melhoramento Genético Animal, por todos os bons momentos passados juntos.

A todos os professores e funcionários do departamento de Zootecnia que contribuíram para minha formação.

A todos que, de alguma forma, contribuíram para minha formação e para a realização deste trabalho.

Por fim, ao Melhoramento Genético Animal, por ser meu trabalho e também um hobby.

BIOGRAFIA

Rodrigo Junqueira Pereira, filho de Gilson Botelho Pereira e de Maria Heloisa Andrade Junqueira Pereira, nasceu na cidade de Três Corações, no estado de Minas Gerais, em 17 de maio de 1984.

Em maio de 2002, ingressou no curso de Zootecnia da Universidade Federal de Viçosa, obtendo o título de Zootecnista em março de 2007.

Em abril de 2007, iniciou o curso de Mestrado em Zootecnia, na área de Melhoramento Genético Animal, na Universidade Federal de Viçosa.

Em fevereiro de 2009, submeteu-se à defesa da dissertação.

SUMÁRIO

RESUMO	viii
ABSTRACT	x
INTRODUÇÃO GERAL	1
REVISÃO DE LITERATURA	3
PERSISTÊNCIA DA PRODUÇÃO DE LEITE (PS)	3
Aspectos citológicos	3
Aspectos econômicos	4
Influência de fatores ambientais	5
Tipos de mensuração	6
Parâmetros genéticos utilizando modelos de regressão aleatória	8
MODELOS DE REGRESSÃO ALEATÓRIA (MRA)	8
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	12
CAPÍTULO 1 – AVALIAÇÃO DE MODELOS DE REGRESSÃO ALEATÓRIA PARA PRODUÇÃO DE LEITE NO DIA DO CONTROLE EM BOVINOS GIR LEITEIRO	17
RESUMO	17
ABSTRACT	18
Introdução	19
Material e Métodos	20
Resultados e Discussão	24
Conclusões	35
Referências Bibliográficas	36
CAPÍTULO 2 – AVALIAÇÃO GENÉTICA PARA PERSISTÊNCIA DA PRODUÇÃO DE LEITE EM BOVINOS GIR LEITEIRO UTILIZANDO MODELO DE REGRESSÃO ALEATÓRIA	39
RESUMO	39
ABSTRACT	40
Introdução	41
Material e Métodos	42
Resultados e Discussão	47
Conclusões	54
Referências Bibliográficas	55

RESUMO

PEREIRA, Rodrigo Junqueira, M.Sc., Universidade Federal de Viçosa, fevereiro de 2009. **Medidas de persistência da produção de leite em rebanhos Gir Leiteiro utilizando modelos de regressão aleatória.** Orientador: Paulo Sávio Lopes. Co-orientadores: Robledo de Almeida Torres e Rui da Silva Verneque.

Com o objetivo de avaliar modelos de regressão aleatória para a produção de leite no dia do controle (PLDC) e comparar medidas de persistência da produção de leite (PS), foram utilizados 27.000 registros de PLDC de 3.362 primeiras lactações de vacas Gir Leiteiro paridas entre 1990 e 2007. As PLDC foram agrupadas em vinte classes quinzenais e analisadas por modelos de regressão aleatória (MRA), cujos efeitos aleatórios, genético-aditivo e de ambiente permanente, foram modelados utilizando-se as funções de Wilmink (W) ou Ali & Schaeffer (AS). O modelo incluiu os efeitos fixos de grupo contemporâneo (rebanho-ano-mês de controle), idade da vaca ao parto como covariável (efeitos linear e quadrático) e a curva média de lactação da população. A modelagem da variância residual (VR) foi feita por meio de 1, 4, 6 ou 10 classes. As VR estimadas para o MRA utilizando a função W foram superiores àquelas estimadas pelo MRA empregando a função AS. Os modelos foram comparados pelos critérios de informação de Akaike (AIC) e Bayesiano de Schwarz (BIC). O teste BIC indicou o modelo com quatro classes de VR utilizando a função AS como o de melhor ajuste aos dados. As estimativas de herdabilidade variaram de 0,12 a 0,32 para a função AS e de 0,09 a 0,33 para a função W, sendo maiores ao início da lactação. As correlações entre as PLDC decresceram de valores próximos à unidade entre controles adjacentes para valores negativos entre as PLDC da primeira e duas últimas quinzenas da lactação. O MRA empregando a função AS com quatro classes de VR (AS4), dentre os modelos estudados, é uma opção parcimoniosa para o ajuste das PLDC de vacas Gir Leiteiro no Brasil. Utilizando o modelo AS4, nove medidas de PS foram avaliadas. As correlações genéticas entre as medidas de PS e a produção de leite até 297 dias (P297) variaram entre -0,59 e -0,11. Sob altas intensidades de seleção para PS e P297, poucos animais em comum foram selecionados. À medida que a intensidade de seleção para ambas as características diminuiu, uma maior percentagem de animais em comum foi selecionada. As médias

dos valores genéticos preditos para P297, de acordo com o ano de nascimento das vacas, demonstraram substancial incremento genético anual na P297, confirmando a efetividade do programa de melhoramento genético nacional da raça. Em contrapartida, não se observou melhoria na média genética da persistência da produção de leite. Os resultados permitem concluir que a seleção para produção de leite total na lactação não identifica touros e vacas geneticamente superiores para persistência da produção de leite.

ABSTRACT

PEREIRA, Rodrigo Junqueira, M.Sc., Universidade Federal de Viçosa, February 2009. **Persistency of milk yield measures in Gyr herds using random regression models.** Adviser: Paulo Sávio Lopes. Co-advisers: Robledo de Almeida Torres and Rui da Silva Verneque.

Data comprising 27,000 test-day milk yield (TDMY) records of 3,362 first lactations of Gyr cows calving between 1990 and 2007 were used to compare random regression models for biweekly TDMY and to evaluate persistency of lactation milk yield (PS) measures. Records were analyzed by random regression models (RRM). Random trajectories were fitted by Wilmink's (W) or Ali & Schaeffer's (AS) parametric functions. The models included the fixed effects of contemporary group (herd-year-month of test), age of cow at calving as covariate (linear and quadratic effects) and the average trend of population. Residual variances (RV) were fitted by 1, 4, 6, or 10 classes. Models were compared by Akaike's (AIC) and Schwarz's Bayesian (BIC) information criteria. The AS function used for modeling the additive genetic and permanent environmental effects with heterogeneous RV adjusted with four classes was the best fitted model. RV estimates for W were higher than RV estimates for AS. TDMY heritability estimates ranged from 0.12 to 0.32 for AS function and from 0.09 to 0.33 for W function and were larger in the first half of the lactation period. Genetic correlations decreased from near unity between adjacent TDMY to negative values between early and late lactation. The AS function used for modeling the additive genetic and permanent environmental effects with heterogeneous RV adjusted four classes (AS4) would be parsimonious to fit TDMY of Gyr cows in Brazil. The AS4 model was used to evaluate nine PS measures. Heritability estimates for persistency measures ranged from 0.09 to 0.40. Genetic correlations between persistency and 297-day milk yield (Y297) ranged from -0.59 to -0.11. At high PS and Y297 selection intensities there were a few animals in common. A larger percentage of animals in common was selected, as the selection intensity for both traits decreased. The average predicted breeding values for Y297 by the year of birth of cows showed substantial annual increase in the Y297, supporting the effectiveness of Gyr cattle national breeding

program. However, no improvement in the genetic average of persistence of lactation yield was observed. The results allow to conclude that the selection for total milk yield does not provide sires and cows that are genetically superior for persistency of lactation yield.

INTRODUÇÃO GERAL

Originária da Índia, nas regiões de Rayputana, Baroda e sul de Katiawar, a raça Gir despertou o interesse de importadores brasileiros pioneiros. Os animais das raças zebuínas foram trazidos ao Brasil basicamente nas importações de 1898, 1903, 1930, 1952, 1955, 1960 e 1962.

Houve uma tendência por parte dos criadores da época em considerar as raças indianas como produtoras de carne, porém, era inegável o papel de algumas raças zebuínas como produtoras de leite na Índia, visto que o consumo de carne bovina não fazia parte da cultura de seu povo. De fato, a seleção da raça Gir neste país sempre foi para a produção de leite e também para trabalho. No final da década de 30, foram iniciados os primeiros trabalhos de seleção do Gir para leite. Foram fundados naquela época, por iniciativa do poder público e visão de técnicos do Ministério da Agricultura, o núcleo do Posto de Criação João Pessoa, em Umbuzeiro, Paraíba e o rebanho da Fazenda Experimental Getúlio Vargas, em Uberaba, Minas Gerais. Posteriormente, nas décadas de 40 e 50, alguns criadores, convencidos do potencial do Gir para a produção de leite, organizaram seus plantéis e iniciaram as atividades de controle leiteiro tendo em vista o melhoramento genético desta característica, apesar das fortes críticas feitas por aqueles que selecionavam a raça para a produção de carne.

Em 1980, em São Paulo, foi fundada a Associação Brasileira dos Criadores de Gir Leiteiro (ABCGIL) por um grupo de criadores da raça, cujo objetivo era a união dos criadores e promoção do Gir Leiteiro. Em 1985, iniciou-se o Teste de Progenie do Gir Leiteiro com a primeira distribuição de sêmen. Em 1993, foi divulgado o resultado do 1º grupo de touros avaliados. Fruto de uma parceria entre ABCGIL e Embrapa Gado de Leite, o teste de progênie vem impulsionando o ganho genético obtido pelos selecionadores da raça pura, e também contribuindo significativamente para a melhoria da produtividade nos sistemas de produção de leite que utilizam o Girolando como opção genética. Até o presente momento, completados 23 anos de execução do teste, totalizam-se 167 reprodutores avaliados, dos quais 96 têm avaliação genética positiva para a produção de leite. Outros 133 reprodutores encontram-se em processo de avaliação (Verneque et al., 2008).

A raça Gir Leiteiro vem aumentando sua participação genética nos rebanhos comerciais de produção de leite no país, principalmente por sua capacidade de

produção em pastejo, aliada à alta resistência aos endo e ectoparasitas e à elevada temperatura. Essas e outras características desejáveis têm despertado interesse inclusive de outros países localizados na faixa tropical do planeta, como Colômbia, México, Venezuela, África do Sul, e ainda, mais recentemente, há interesse de exportação para China, Nova Zelândia, Austrália, EUA e até mesmo Índia, seu país de origem.

Uma característica peculiar dos sistemas de produção de leite a pasto é o limite nutricional à produção de leite máxima dos animais. Este se situa em aproximadamente 14 e 30 kg de leite dia⁻¹, para vacas mantidas em sistemas baseados exclusivamente em gramíneas tropicais ou sob suplementação concentrada em pastagens tropicais manejadas intensivamente, respectivamente (Santos et al., 2007).

Desta forma, no melhoramento genético de bovinos leiteiros voltados para a produção de leite em pastejo, uma das características mais importantes a ser melhorada simultaneamente à produção total é a persistência da produção de leite, pois permite incremento na produção por modificação genética no formato da curva de lactação. Assim, vacas mais persistentes produzem uma maior quantidade de leite na lactação sem a necessidade de incremento no pico de produção, o qual é limitado nos sistemas de produção baseados em pastagens.

Adicionalmente, a melhoria da persistência pode contribuir para a redução de custos com alimentação, saúde e reprodução.

A persistência da produção de leite é uma característica ainda não estudada na raça Gir Leiteiro e necessita de maior entendimento sob o ponto de vista genético, com a expectativa de que possa ser incluída nas avaliações genéticas da raça.

Objetivou-se neste estudo comparar modelos de regressão aleatória para a produção de leite no dia do controle de primeiras lactações de vacas Gir Leiteiro, utilizando-se as funções paramétricas logarítmica e exponencial, e posteriormente, utilizando-se o modelo de melhor ajuste aos dados, avaliar nove medidas de persistência da produção de leite em primeiras lactações de vacas Gir Leiteiro tendo em vista a escolha de uma medida passível de utilização na avaliação genética dos animais utilizando modelos de regressão aleatória.

PERSISTÊNCIA DA PRODUÇÃO DE LEITE (PS)

A representação gráfica da produção de leite durante uma lactação caracteriza a curva de lactação, a qual, segundo Cobuci (2002) pode ser dividida em três fases: a primeira é ascendente e ocorre entre o parto e o pico da lactação; a segunda é relativamente constante e ocorre ao redor do pico da lactação; e, por último, a terceira fase, descendente, vai do pico da lactação ao término desta.

Madsen (1975) apresenta algumas justificativas à necessidade de conhecimento do formato da curva de lactação: 1) Nos sistemas de produção em que o fornecimento de ração é feito com base nas produções prévias dos animais, vacas que apresentam curvas de lactação com menores declínios após o pico necessitam de menores quantidades de concentrado quando comparadas àquelas com o mesmo nível de produção e curvas com maiores declínios após o pico; 2) Altas produções de leite no período inicial da lactação levam a um esforço fisiológico extra por parte dos animais, causando, freqüentemente, diminuição no desempenho reprodutivo e aparecimento de doenças de origens metabólicas. Portanto, moderada produção nesse período aliada à maior PS seria preferida.

Segundo Gengler et al. (1995), uma definição consistente para a PS deveria estar relacionada à curvatura da lactação, pelo fato desta ser de fácil interpretação e ser independente do nível de produção de leite. Neste sentido, poderia ser definida como a capacidade da vaca em manter a produção de leite após o pico da lactação.

Aspectos citológicos

Durante a lactação da fêmea bovina, a produção de leite no início da lactação aumenta como conseqüência do incremento da atividade celular no tecido mamário. Após o pico da lactação, a produção decresce como resultado da gradual regressão do epitélio mamário, causada por apoptose celular e também pela queda na atividade secretora por célula (Capuco et al., 2003).

No decorrer da lactação, alguns fatores que contribuem para a perda de células da glândula mamária incluem mastite, estresse e ordenha incompleta,

aumentando a morte celular por apoptose e conseqüentemente reduzindo a PS. Outros fatores que afetam negativamente a PS são período seco anterior curto e gestação (Capuco et al., 2003).

Aumento na freqüência de ordenha nas primeiras semanas da lactação estimula a proliferação celular e conseqüentemente um maior incremento da produção, a qual persiste durante certo tempo após retorno à menor freqüência, com acréscimo de aproximadamente 8% da produção na lactação. A administração de somatotropina (bST) também pode melhorar a PS, pois aumenta a proliferação e renovação celular no tecido mamário (Capuco et al., 2003).

Portanto, fatores como o uso de somatotropina, freqüência de ordenha e gestação merecem especial atenção nos estudos genéticos da PS e também da produção de leite.

Aspectos econômicos

A importância da PS, sob o ponto de vista econômico, está fundamentada em quatro principais componentes: custos relacionados à saúde das vacas; desempenho reprodutivo; custos com alimentação; e retorno econômico obtido pelo diferencial na produção total de leite em 305 dias de lactação (Dekkers et al., 1998).

Apesar da seleção para maior produção de leite simultaneamente promover um incremento na ingestão de alimentos pelos animais, vacas de média-alta produção ao início da lactação não conseguem ingerir alimento suficiente para satisfazer suas exigências nutricionais, o que ocasiona, então, balanço energético negativo e mobilização de reservas corporais. Tal fato pode acarretar prejuízo à atividade reprodutiva e aumento da susceptibilidade às doenças de ordem metabólica (Butler, 2000).

Assim, vacas com menores produções no início da lactação e maior PS estariam sujeitas a um menor estresse fisiológico, minimizando a incidência de problemas reprodutivos e de doenças metabólicas (Madsen, 1975; Sölkner & Fuchs, 1987).

Pesquisa de Sölkner & Fuchs (1987) demonstrou que vacas com alta PS necessitaram de 670 kg de concentrados para produzirem 5.500 kg de leite na lactação. Entretanto, vacas que apresentaram baixa PS necessitaram, em média, de

820 kg de concentrados (quantia 22% superior) para produzirem a mesma quantidade de leite.

Jakobsen et al. (2003) pesquisaram a relação genética entre PS e susceptibilidade às doenças em vacas Holandês na Dinamarca, sob modelo de regressão aleatória utilizando polinômios de Legendre de ordem 3. Os componentes de covariância foram estimados por inferência Bayesiana. Correlação genética média de -0,19 entre PS e susceptibilidade às doenças foi encontrada.

Lean et al. (1989) encontraram relação antagônica entre altas produções no início da lactação e a taxa de concepção. Vacas com picos de produção acima da média do rebanho (38,2 kg) apresentaram menores taxas de concepção quando comparadas àquelas cujas produções foram inferiores à média do rebanho.

Estudos de Bar-Anan & Ron (1985) mostraram que a seleção de vacas para PS pode melhorar a taxa de concepção e diminuir a taxa de descarte involuntário de vacas, pois aquelas que apresentam alta produção de leite no pico e grandes alterações na produção durante os meses em que é realizada a inseminação apresentam diminuição na taxa de concepção.

Muir et al. (2004), ao trabalharem com dados de novilhas e vacas Holandês de primeiro parto no Canadá, encontraram correlações genéticas favoráveis entre PS e idade à primeira inseminação (novilhas) e taxa de não retorno ao cio após a primeira inseminação nas novilhas e vacas. Os resultados sugerem que quanto mais precoces forem as novilhas, maior a PS na primeira lactação. Adicionalmente, quanto maior a PS, maior será a taxa de concepção à primeira inseminação.

Influência de fatores ambientais

De maneira geral, a PS sofre influência dos mesmos fatores ambientais que afetam a produção de leite. A maioria dos estudos encontrados na literatura tem confirmado a influência da estação de parto da vaca sobre a PS (Madsen, 1975; Sölkner & Fuchs, 1987; Kumar et al., 1999; e Tekerli et al., 2000).

Alguns trabalhos apontam influência da idade da vaca ao parto e da ordem de parto sobre a PS (Madsen, 1975; Lean et al., 1989; Dhaka & Chaudhary, 1994; Gengler, 1996). Em grande parte dos trabalhos que envolvem esses fatores, têm-se observado que a persistência da produção de leite na primeira lactação é maior do

que nas demais lactações (Madsen, 1975; Sölkner & Fuchs, 1987; Tekerli et al., 2000). De acordo com Sölkner & Fuchs (1987), uma possível explicação seria o baixo nível de desenvolvimento da glândula mamária de vacas primíparas.

Hickson et al. (2006) estudaram a influência da frequência de ordenha sobre a PS em vacas das raças Holandês (Frísio) e Jersey na Nova Zelândia, e verificaram que vacas ordenhadas apenas uma vez ao dia apresentaram menor PS quando comparadas às que passaram por duas ordenhas diárias.

Outros fatores de ambiente que afetam a PS são a aplicação de substâncias lactogênicas, como a somatotropina (bST), a gestação simultânea à lactação e também as doenças, como a mastite (Capuco et al., 2003).

Tipos de mensuração

Na literatura encontram-se, basicamente, quatro diferentes tipos de quantificação da PS. O primeiro utiliza razões entre produções de leite em diferentes estádios da lactação. O segundo é baseado na variação da produção de leite durante a lactação, calculada como desvios das produções no dia do controle. O terceiro tipo é obtido por meio das estimativas de parâmetros de modelos matemáticos que descrevem a curva de lactação. O quarto tipo, baseado nos valores genéticos preditos para os dias da lactação obtidos por meio de modelos de regressão aleatória (MRA), tem sido indicado como o mais adequado (Jamrozik et al., 1997; Dekkers et al., 1998; Lin & Togashi, 2002; Jakobsen et al. 2003; Kistmaker, 2003; Cobuci et al., 2004; Cobuci et al., 2007).

Na Tabela 1, estão listadas várias medidas de PS, baseadas nos MRA, encontradas na literatura.

Tabela 1 – Medidas de persistência da produção de leite utilizando MRA e seus autores

Medida	Autor
1. $PS = VG_{280} - VG_{60}$	Jamrozik et al., 1997
2. $PS = \sum_{t=61}^{280} (VG_t - VG_{60})$	Jamrozik et al., 1997
3. $PS = \sum_{t=61}^{305} VG_t - 245VG_{60}$	De Roos et al., 2001
4. $PS = \left(\sum_{t=106}^{205} VG_t - \sum_{t=6}^{105} VG_t \right)$	Jakobsen et al., 2002
5. $PS = \left(\sum_{t=206}^{305} VG_t - \sum_{t=6}^{105} VG_t \right)$	Jakobsen et al., 2002
6. $PS = \sum_{t=60}^{279} (VG_t - VG_{280})$	Jakobsen et al., 2002
7. $PS = VG_{290} - VG_{90}$	Cobuci, 2002
8. $PS = \left(\frac{1}{51} \sum_{t=255}^{305} VG_t - \frac{1}{21} \sum_{t=59}^{70} VG_t \right)$	Kistemaker, 2003
9. $PS = \sum_{t=101}^{300} VG_t - 200VG_{100}$	Pösö, 2003 ¹
10. $PS = VG_{270} - VG_{40}$	Chaves, 2005

VG_t = valor genético predito para o dia i da lactação; ¹ Pösö (2003) *apud* Kistemaker, (2003) – comunicação pessoal

Dekkers et al. (1998) citam que a escolha entre as diferentes alternativas de mensuração da PS, para uso em programas de melhoramento, deve ser baseada nos seguintes critérios: a mensuração da PS não deve ser correlacionada com a produção acumulada até 305 dias; deve apresentar uma substancial herdabilidade e variância genética; deve explicar uma grande proporção da variabilidade genética dos fatores que contribuem para a importância econômica da PS (custos de alimentação, saúde e reprodução).

A mensuração da PS pode ser obtida de forma eficiente por meio dos MRA, tendo como vantagem a não utilização de projeções da produção de leite para um

determinado período, ao contrário do que acontece com algumas formas tradicionais de mensuração da PS (Jamrozik et al., 1997).

Parâmetros genéticos utilizando modelos de regressão aleatória

Nos estudos encontrados na literatura sobre medidas de PS utilizando MRA em bovinos, baseadas nos valores genéticos preditos para os dias da lactação, as herdabilidades variam de 0 a 0,40 (Gengler et al., 1999; Jamrozik et al., 2000; Jakobsen et al., 2002; Jakobsen et al., 2003; Cobuci et al., 2004; Cobuci et al., 2006a; Cobuci et al., 2006b; Cobuci et al., 2007). Essas diferenças podem ser atribuídas ao estágio da lactação e ao método utilizado para cálculo da medida de PS (Madsen, 1975).

As estimativas de correlações genéticas entre PS obtida por meio de MRA e produção de leite acumulada na lactação variaram de -0,49 a 0,57 (Jakobsen et al., 2002; Kistemaker, 2003; Cobuci et al., 2004; Cobuci et al., 2006a; Cobuci et al., 2006b). Já em relação às correlações genéticas entre as PS em diferentes lactações, os valores variam de 0,46 a 0,98 (De Roos et al., 2001; Kistemaker, 2003).

MODELOS DE REGRESSÃO ALEATÓRIA (MRA)

Atualmente, a Associação Brasileira dos Criadores de Zebu (ABCZ) e a Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz (ESALQ) são responsáveis pela realização do controle leiteiro oficial nos plantéis de Gir Leiteiro. Esta prova zootécnica consiste na mensuração e correspondente registro da produção individual da vaca em um período de 24 horas, visando seleção, manejo, pesquisa e promoção da raça. Os registros do controle leiteiro constituem-se então na única fonte de informação das avaliações genéticas de bovinos para a produção de leite. Tradicionalmente, tais registros são utilizados para a estimação da produção acumulada até 305 dias. No momento da avaliação genética, se a vaca está com a lactação ainda em curso, a produção em 305 dias é obtida por meio da projeção da lactação parcial baseada nos registros de produção já aferidos, com auxílio de fatores de correção. Estes assumem uma curva padrão de lactação para uma vaca de um determinado rebanho e ordem de parto. Assim, vacas que têm maiores persistências,

geralmente têm suas produções subestimadas, ao passo que vacas com menores persistências, têm suas produções superestimadas. Esta situação pode causar problemas na avaliação genética uma vez que a variabilidade na forma da curva dos animais é desprezada acarretando eliminação da variação genética existente para produção de leite.

Neste sentido, novas metodologias de avaliação genética vêm sendo estudadas e aplicadas nos países que possuem consolidados programas de melhoramento genético de bovinos de leite, e, entre estas, os Modelos de Regressão Aleatória (MRA) (Henderson Jr., 1982) têm recebido grande destaque. Tais modelos utilizam registros de produção no dia do controle (PLDC) em detrimento da produção acumulada até 305 dias de lactação.

Os modelos de produção no dia do controle têm sido definidos como procedimentos estatísticos que consideram todos os efeitos genéticos e ambientais, diretamente de uma base de produção no dia do controle (Ptak & Schaeffer, 1993). Estas metodologias apresentam várias vantagens sobre os modelos tradicionais de produção acumulada até 305 dias. O modelo de produção no dia do controle maximiza a quantidade de informações associadas a cada animal e evita a utilização de fatores de ajustamento para estender lactações parciais. Adicionalmente, permite remover maior variação ambiental das observações fenotípicas por considerar fatores específicos da produção no dia do controle (Visscher & Goddard, 1995; Rekaya et al., 1999).

Uma alternativa para utilização das produções no dia do controle seria o ajuste das mesmas por MRA. Ao considerar o MRA, a forma da curva de lactação individual de uma vaca pode ser analisada por dois grupos de regressão, ambos em função do período de dias em lactação da vaca. O primeiro está relacionado à regressão fixa para todas as vacas pertencentes à população ou grupo de indivíduos, e descreve a forma geral da curva de lactação (curva média). O segundo grupo, relacionado à regressão aleatória para cada vaca, descreve os desvios em relação à regressão fixa, e permite que as vacas (individualmente) tenham diferentes formas de curvas de lactação (Jamrozik & Schaeffer, 1997).

Os MRA apresentam uma série de vantagens em relação aos modelos tradicionais: 1) não exigem número mínimo de medidas por animal, ao contrário dos modelos que consideram a produção até 305 dias (Jamrozik & Shaeffer, 1997); 2) consideram o parentesco existente entre os animais, ao contrário das funções que

descrevem a curva de lactação; 3) não há necessidade de se criarem classes de desempenho arbitrárias ou de utilizar fatores de ajuste para determinada idade (dias em lactação) (Albuquerque, 2004); 4) permitem a utilização de dados de animais com um ou poucos registros de controles leiteiros (Schaeffer & Dekkers, 1994); 5) permitem a estimação de componentes de covariância entre os controles, incluindo períodos em que os controles não foram realizados (El Faro & Albuquerque, 2003); 6) as análises abrangem todo o intervalo contínuo em que as medidas foram tomadas, permitindo predizer o valor genético dos animais em qualquer ponto do intervalo em que foram feitas as mensurações fenotípicas; 7) permitem predizer o valor genético dos animais para a persistência da produção; e 8) permitem estimar um menor número de parâmetros, principalmente quando se objetivam obter parâmetros genéticos entre várias características, analisadas simultaneamente (Rekaya et al., 1999).

Como desvantagem dos MRA, vários autores citam o aumento no requerimento computacional, devido ao maior número de efeitos aleatórios por animal nas equações de modelos mistos e ao maior número de observações na análise, pois são utilizadas produções no dia do controle e não somente as produções acumuladas (Jamrozik & Shaeffer, 1997). Contudo, com o avanço nas tecnologias de hardware atuais a preços acessíveis aos programas de melhoramento, como por exemplo, processadores de quatro núcleos e sistemas capazes de suportar 32 gigabytes de memória RAM (*Random Access Memory*) ou mais, este maior requerimento torna-se irrelevante. Portanto, parece aceitável que ênfase maior deva ser dada às propriedades estatísticas e biológicas das metodologias de avaliação genética quando comparadas ao custo computacional das mesmas.

Ao se ajustar um modelo de regressão aleatória, assume-se uma determinada estrutura de covariâncias entre os coeficientes de regressão aleatória, a qual é imposta pela função ajustada, e pode ser caracterizada por uma função contínua ou uma função de covariância. De acordo com Van Der Werf & Schaeffer (1997), uma função de covariância pode ser definida como uma função contínua que fornece as covariâncias de características medidas em diferentes pontos de uma trajetória (lactação), descrevendo as covariâncias entre as medidas tomadas em determinadas idades (dias em lactação) como uma função destas idades.

Assim, pode-se dizer que uma função de covariância é um caso especial de regressão aleatória (Meyer, 1998). Meyer & Hill (1997) demonstraram que os

coeficientes da função de covariâncias podem ser estimados a partir de MRA para dados longitudinais, utilizando-se máxima verossimilhança restrita (REML).

Vários modelos de regressão aleatória podem ser utilizados para descrever dados longitudinais, os quais diferem entre si por meio das funções empregadas para ajustar a trajetória ao longo do tempo, como as paramétricas. Dentre as funções paramétricas que podem ser empregadas, destacam-se a função exponencial de Wilmink (Wilmink, 1987) e a função logarítmica de Ali & Schaeffer (Ali & Schaeffer, 1994).

Segundo Costa et al. (2005), os MRA, que ajustam a produção no dia do controle, oferecem um possível aumento na acurácia das avaliações genéticas, pois tais modelos utilizam um número maior de observações por animal quando comparados aos modelos tradicionais de produção até 305 dias, o que seria uma grande vantagem para os programas de melhoramento genético das raças zebuínas leiteiras no Brasil, pois são populações com um número relativamente reduzido de animais e de observações por animal.

Atualmente, dos vinte e sete (27) países participantes da avaliação genética internacional de bovinos leiteiros, realizada pelo Interbull Centre, dezessete (17) utilizam Modelos de Produção no dia do Controle, quinze (15) dos quais por meio de MRA, em suas avaliações genéticas nacionais (Interbull, 2008).

A PS não tem sido utilizada nos programas de melhoramento de gado de leite nacionais. Com o intuito de verificar a viabilidade da utilização da PS nesses programas, Cobuci (2002) estimou os parâmetros genéticos para a produção de leite, as correlações entre os controles leiteiros e os valores genéticos para a PS e para a produção aos 305 dias de lactação, utilizando informações de vacas Holandês de Minas Gerais, por meio de MRA. O autor observou que a PS é uma característica de herdabilidade moderada e pouco correlacionada com a produção de leite aos 305 dias, o que permite a seleção de animais para a PS com o objetivo de alterar o formato da curva de lactação.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ALBUQUERQUE, L.G. Regressão Aleatória: nova tecnologia pode melhorar a qualidade das avaliações genéticas. In: SIMPÓSIO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE MELHORAMENTO ANIMAL, 5, Pirassununga, São Paulo. **Anais...** Pirassununga: SBMA, 2004. (CD-ROM).
- ALI, T.E.; SCHAEFFER, L. R. Accounting for covariances among test day milk yields in dairy cows. **Canadian Journal of Animal Science**, v. 67, p. 637-644, 1987.
- BAR-ANAN, R.; RON, M. Associations among milk yield, yield persistency, conception, and culling of Israeli Holstein dairy cattle. **Journal of Dairy Science**, v. 68, p. 382-386, 1985.
- BUTLER, W. R. Nutritional interactions with reproductive performance in dairy cattle. **Animal Reproduction Science**, v. 60, p. 449-457. Supplement, 2000.
- CAPUCO, A.V.; ELLIS, S.E.; HALE, S.A. et al. Lactation persistency: Insights from mammary cell proliferation studies. **Journal of Animal Science**, v. 81, n.3, p.18-31, 2003.
- CHAVES, L.C.S. **Avaliação da persistência da lactação em vacas Girolando utilizando modelos de regressão aleatória**. Viçosa; UFV, 2005. 86p. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Viçosa, 2005.
- COBUCI, J.A. **Uso de modelos de regressão aleatória na avaliação da persistência na lactação de animais da raça Holandesa**. Viçosa, UFV, 2002. 99p. Tese (Doutorado) - Universidade Federal de Viçosa, 2002.
- COBUCI, J.A.; EUCLYDES, R. F.; COSTA, C.N. et al. Análises da persistência na lactação de vacas da raça holandesa, usando produção no dia do controle e modelo de regressão aleatória. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.33, n.2, p.546-554, 2004.
- COBUCI, J.A.; COSTA, C.N.; FREITAS, A.F. et al. Genetic parameters of milk yield persistency of Holstein cows in Brazil. In: World Congress Genetic Applied Livestock Production, 8, 2006, Belo Horizonte, MG. **Proceedings...** Belo Horizonte, 2006a, (CD-ROM).
- COBUCI, J.A.; COSTA, C.N.; TEIXEIRA, N.M. et al. Utilização dos polinômios de Legendre e da função de Wilmlink em avaliações genéticas para persistência na

- lactação de animais da raça Holandesa. **Arquivo Brasileiro de Medicina Veterinária e Zootecnia**, v.58, n.4, p.614-623, 2006b.
- COBUCI, J.A.; EUCLYDES, R. F.; COSTA, C.N. et al. Genetic evaluation for persistency of lactation in Holstein cows using a random regression model. **Genetics and Molecular Biology**, v.30, n.2, p.349-355, 2007.
- COSTA, C. N.; MELO, C. M. R.; MACHADO, C. H. C. et al. Parâmetros genéticos para a produção de leite de controles individuais de vacas da raça Gir Leiteiro estimados com modelos de repetibilidade e regressão aleatória. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v. 34, n. 5, p. 1519-1530, 2005.
- DE ROOS, A.P.W.; HARBERS, A.G.F.; DE JONG, G. Random regression test-day model in The Netherlands. **Interbull Bulletin**, n.27, p. 155-158, 2001.
- DEKKERS, J.C.M.; TEM HAG, J.H.; WEERSINK, A. Economic aspects of persistency of lactation in dairy cattle. **Livestock Production Science**, v. 53, p. 237-252, 1998.
- DHAKA, S.S.; CHAUDHARY, S.R. Non-genetic factors influencing persistency of lactation in Murrah buffaloes. **Indian Journal of Animal Research**, v. 28, n. 2, p. 117-121, 1994.
- EL FARO, L.; ALBUQUERQUE, L.G. Utilização de modelos de regressão aleatória para a produção de leite no dia do controle, com diferentes estruturas de variâncias residuais. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.32, n.5, p.1104-1113, 2003.
- GENGLER, N.; KEOWN, J.K.; VAN VLECK, L.D. Various persistency measures and relationships with total, partial and peak milk yields. **Revista Brasileira de Genética**. 18(2):237-243, 1995.
- GENGLER, N. Persistency of lactation yields: A review. Proc. Int. Workshop on Genetic Improvement of functional Traits in Cattle. **Interbull Bulletin**. v. 12, p. 97-102, 1996.
- GENGLER, N.; TIJANI, A.; WIGGANS, G.R. et al. Estimation of (co)variance functions of test day yields in first and later lactation of United States Holstein cows. Proc. Int. Workshop on Genetic Improvement of functional Traits in Cattle. **Interbull Bulletin**, v. 22, p. 69-73.4, 1999.
- HENDERSON Jr., R. Analysis of covariance in the mixed model: higher-level, nonhomogeneous, and random regressions. **Biometrics**, v. 38, p. 623-640, 1982.

- HICKSON, R.E.; LOPEZ-VILLALOBOS, N.; DALLEY, D.E. et al. Yields and persistency of lactation in Friesian and Jersey cows milked once daily. **Journal of Dairy Science**, v.89, n.6, p.2017–2024, 2006.
- INTERBULL 2008. <<http://www-interbull.slu.se/eval/framesida-prod.htm>>. Consultado em Dezembro/2008.
- JAKOBSEN, J.H.; MADSEN, P.; JENSEN, J. et al. Genetic parameters for milk production and persistency for Danish Holstein estimated in random regression models using REML. **Journal of Dairy Science**, v.85, n.6, p.1607-1616, 2002.
- JAKOBSEN, J. H.; REKAYA, R.; JENSEN, J. et al. Bayesian estimates of covariance components between lactation curve parameters and disease liability in Danish Holstein cows. **Journal of Dairy Science**, v. 86, p. 3000–3007, 2003.
- 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, n. 4, p. 762-770, 1997.
- JAMROZIK, J.; SCHAEFFER. L. R.; DEKKERS, J. C. M. Genetic evaluation of dairy cattle using test day yields and random regression model. **Journal of Dairy Science**, v.80, n. 6, p. 1217-1226, 1997.
- JAMROZIK, J.; SCHAEFFER, R.L.; JANSEN, G.B. Approximate accuracies of prediction from random regression models. **Livestock Production Science**, v. 66, p. 85-92, 2000.
- KISTEMAKER, G. J. Comparison of persistency definitions in random regression test-day models. **Interbull Bulletin**, n. 30, 2003.
- KUMAR, V.; SYADAV, R.S.; MELHA, O.P. Effect of persistency on milk under organised farm management condition. **Indian Journal of Animal Research**, v. 69, n. 2, p. 134-138, 1999.
- LEAN, I.J.; GALLAND, J.C; SCOTT, J.L. Relationships between fertility, peak milk yields and lactational persistency in dairy cows. **Theriogenology**, v.31, n.5, p. 1093-1103, 1989.
- LIN, C.Y.; TOGASHI, K. Simultaneous improvement of lactation milk and persistency. In: World Congress on Genetics Applied to Livestock Production, 7, 2002, Montpellier. **Proceedings...** Montpellier: Communication 09-39, 2002, (CD-ROM).
- MADSEN, O. A comparison of some suggested measures of persistency of milk yield in dairy cows. **Animal Production**. v. 20, p. 191-197, 1975.

- MEYER, K. & HILL, W.G. 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. Estimating covariance functions for longitudinal data using random regression model. **Genetics Selection Evolution**, v. 30, n. 3, p. 221-240, 1998.
- MUIR, B.L.; FATEHI, J.; SCHAEFFER, L.R. Genetic relationships between persistency and reproductive performance in first-lactation Canadian Holstein. **Journal of Dairy Science**, v. 87, p. 3029–3037, 2004.
- PTAK, E.; SCHAEFFER, L.R. Use of test day yields for genetic evaluation of dairy sires and cows. **Livestock Production Science**, v. 34, p. 23-34, 1993.
- REKAYA, R.; CABAÑO, M.; TORO, M. Use of test-day yields for the genetic evaluation of production traits in Holstein-Friesian cattle. **Livestock Production Science**, v. 34, p. 23-34, 1999.
- SANTOS, F.A.P.; MARTINEZ, J.C.; GRECO, L.F. et al. Suplementação de vacas sob pastejo: considerações técnicas e econômicas visando maior rentabilidade. In: 8º SIMPÓSIO INTERNACIONAL DE PRODUÇÃO INTENSIVA DE LEITE – INTERLEITE 2007, Uberaba. **Anais...** p.249-300, 2007.
- SOLKNER, J.; FUCHS, W. A comparison of different measures of persistency with special respect to variation of Test-day milk yields. **Livestock Production Science**, v. 16, p. 305-319, 1987.
- TEKERLI, M.; AKINCI, Z.; DOGAN, I. et al. Factors affecting the shape of lactation curves of Holstein cows from the Balikesir province of Turkey. **Journal of Dairy Science**, v. 83, n. 6, p. 1381-1386, 2000.
- VAN DER WERF, J.; SCHAEFFER, L. **Random Regression in Animal Breeding. Course Notes**, Ontário: University of Guelph, p.70, 1997.
- VERNEQUE, R.S.; PEIXOTO, M.G.C.D.; VERCESI FILHO, A.E., et al. **Programa Nacional de Melhoramento do Gir Leiteiro – Sumário Brasileiro de Touros – Resultado do Teste de Progênie – Maio 2008**. Juiz de Fora: EMBRAPA Gado de Leite. 64p. (Documentos, 124), 2008.
- VISSCHER, P.M.; GODDARD, M.E. Genetic parameters for milk yield, survival, workability and type traits for Australian dairy cattle. **Journal of Dairy Science**, v.78, n. 1, p. 205-220, 1995.

WILMINK, J.B.M. Adjustment of test-day milk, fat and protein yields for age, season and stage of lactation. **Livestock Production Science**, v. 16, p. 335-348, 1987.

CAPÍTULO 1 – AVALIAÇÃO DE MODELOS DE REGRESSÃO ALEATÓRIA PARA PRODUÇÃO DE LEITE NO DIA DO CONTROLE EM BOVINOS GIR LEITEIRO

RESUMO - Com o objetivo de comparar modelos de regressão aleatória para a produção de leite no dia do controle (PLDC), foram utilizados 27.000 registros de PLDC de 3.362 primeiras lactações de vacas Gir Leiteiro paridas entre 1990 e 2007. As PLDC foram agrupadas em vinte classes quinzenais e analisadas por modelos de regressão aleatória (MRA), cujos efeitos aleatórios, genético-aditivo e de ambiente permanente, foram modelados utilizando-se as funções de Wilmink (W) ou Ali & Schaeffer (AS). O modelo incluiu os efeitos fixos de grupo contemporâneo (rebanho-ano-mês de controle), idade da vaca ao parto como covariável (efeitos linear e quadrático) e a curva média de lactação da população. A modelagem da variância residual (VR) foi feita por meio de 1, 4, 6 ou 10 classes. As VR estimadas para o MRA utilizando a função W foram superiores àquelas estimadas pelo MRA empregando a função AS. Os modelos foram comparados pelos critérios de informação de Akaike (AIC) e Bayesiano de Schwarz (BIC). O teste BIC indicou o modelo com quatro classes de VR utilizando a função AS como o de melhor ajuste aos dados. As estimativas de herdabilidade para a PLDC variaram de 0,12 a 0,32 para a função AS e de 0,09 a 0,33 para a função W, sendo maiores ao início da lactação. As correlações entre as PLDC decresceram de valores próximos à unidade entre controles adjacentes para valores negativos entre as PLDC da primeira e duas últimas quinzenas da lactação. O MRA empregando a função AS com quatro classes de VR, dentre os modelos estudados, é uma opção parcimoniosa para o ajuste das PLDC de vacas Gir Leiteiro no Brasil.

Palavras-chave: função paramétrica, parâmetros genéticos, produção de leite no dia do controle, regressão aleatória.

CHAPTER 1 – GENETIC PARAMETERS FOR TEST-DAY MILK YIELD IN GYR CATTLE USING RANDOM REGRESSION MODELS

ABSTRACT – Data comprising 27,000 test-day milk yield (TDMY) records of 3,362 first lactations of Gyr cows calving between 1990 and 2007 were used to compare random regression models for biweekly TDMY. Records were analyzed by random regression models (RRM). Random trajectories were fitted by Wilmink's (W) or Ali & Schaeffer's (AS) parametric functions. The model included the fixed effects of contemporary group (herd-year-month of test), age of cow at calving as covariate (linear and quadratic effects) and the average trend of population. Residual variances (RV) were fitted by 1, 4, 6, or 10 classes. Models were compared by Akaike's (AIC) and Schwarz's Bayesian (BIC) information criteria. The AS function used for modeling the additive genetic and permanent environmental effects with heterogeneous RV adjusted with four classes was the best fitted model. RV estimates for W were higher than RV estimates for AS. TDMY heritability estimates ranged from 0.12 to 0.32 for the AS function and from 0.09 to 0.33 for W function and were larger in the first half of the lactation period. Genetic correlations decreased from near unity between adjacent TDMY to negative values between early and late lactation. The AS function used for modeling the additive genetic and permanent environmental effects with heterogeneous RV adjusted with four classes would be a parsimonious to fit TDMY of Gyr cows in Brazil.

Key words: genetic parameters, parametric function, random regression, test-day milk yield

Introdução

O controle leiteiro, geralmente realizado em intervalos de 30 dias, é uma prova zootécnica que consiste na mensuração e correspondente registro da produção individual da vaca em um período de 24 horas. Os registros do controle leiteiro constituem-se então na única fonte de informação das avaliações genéticas de bovinos para a produção de leite. Tradicionalmente, tais registros são utilizados para a estimação da produção acumulada até 305 dias, medida esta utilizada nas avaliações genéticas.

Novas metodologias de avaliação genética vêm sendo estudadas e aplicadas nos países que possuem consolidados programas de melhoramento genético de bovinos de leite, e, entre estas, os Modelos de Regressão Aleatória (MRA) (Henderson Jr., 1982) têm recebido grande destaque. Tais modelos utilizam registros de produção no dia do controle (PLDC) em detrimento da produção acumulada até 305 dias de lactação.

Dentre as diversas vantagens atribuídas ao uso dos MRA, destacam-se: maximização da utilização dos registros de PLDC por animal, com potencial aumento da acurácia na avaliação dos indivíduos (Olori et al., 1999); maior precisão na definição dos grupos contemporâneos e quantificação dos efeitos ambientais a eles associados (Visscher & Goddard, 1995); possibilidade de cálculo da persistência da produção de leite como funções dos valores genéticos preditos para os dias da lactação. Adicionalmente, possibilitam a avaliação genética de animais cuja lactação ainda está em curso, sem a necessidade de projeções, o que viabiliza a realização de avaliações mais freqüentes, permitindo uma redução no intervalo de geração (Swalve, 2000).

De acordo com Van Der Werf & Schaeffer (1997), uma função de covariância (FC) pode ser definida como uma função contínua que fornece as covariâncias de características medidas em diferentes pontos de uma trajetória (lactação), descrevendo as covariâncias entre as medidas tomadas em determinadas idades (dias em lactação) como uma função destas idades. Meyer & Hill (1997) demonstraram que os coeficientes da FC podem ser estimados a partir de MRA. Assim, diferentes funções podem ser empregadas para ajustar a trajetória ao longo do tempo. Dentre as funções paramétricas, destacam-se a função exponencial de

Wilmink (Wilmink, 1987) e a função logarítmica de Ali & Schaeffer (Ali & Schaeffer, 1987).

Alguns autores têm proposto modificações em tais funções tendo em vista um melhor ajuste aos dados (Brotherstone et al., 2000; Jakobsen et al., 2002; Freitas, 2003). Uma das modificações mais estudadas é a alteração do valor do parâmetro a_3 da função exponencial de Wilmink, a qual pode ser visualizada a seguir:

$$y = a_0 + a_1 t + a_2 \exp(-a_3 t), \text{ em que } t = \text{dias em lactação.}$$

O parâmetro a_3 está relacionado ao período em que ocorre o pico de produção na lactação e também ao formato do pico. Tradicionalmente, é considerado constante e igual a 0,05. Alterações no valor deste parâmetro podem melhorar o ajuste da função para uma população, raça ou espécie.

Segundo El Faro & Albuquerque (2003), desconsiderar a heterogeneidade de variância residual nos estudos utilizando MRA pode acarretar partição incorreta da variação total. Assim, a utilização de variância residual constante dentro, mas heterogênea entre classes de período de lactação tem sido estudada (El Faro & Albuquerque, 2003; Costa et al., 2005; Melo et al., 2007; Costa et al., 2008; Herrera et al., 2008).

Objetivou-se neste estudo comparar modelos de regressão aleatória para a produção de leite no dia do controle de primeiras lactações de vacas Gir Leiteiro, utilizando-se as funções paramétricas logarítmica e exponencial.

Material e Métodos

Foram utilizados 62.758 registros de produção de leite no dia do controle (PLDC) de 7.552 primeiras lactações de vacas Gir Leiteiro, paridas entre 1990 e 2007, com idade ao parto entre 24 e 60 meses. Os dados foram provenientes do Arquivo Zootécnico Nacional de Gado de Leite, sob gerenciamento da Embrapa Gado de Leite. Foram utilizados os controles entre o 5º e o 305º dia da lactação. Foram estabelecidas as seguintes condições à inclusão das vacas no estudo: primeiro controle leiteiro realizado antes de 45 dias após o parto; intervalo de controles leiteiros entre 15 e 45 dias; número de controles leiteiros superior a três. Em adição, condicionou-se a disponibilidade de grupo contemporâneo, caracterizado por rebanho-ano-mês de controle (RAM) com no mínimo três vacas filhas de pelo menos dois touros. As PLDC foram agrupadas em vinte classes quinzenais de dias em

lactação (Tabela 1) e então foram eliminadas da análise vacas com produções superiores ou inferiores a três desvios-padrão da média da quinzena da lactação. Após essas edições, foram utilizados nas análises, 27.000 registros de PLDC de 3.362 vacas, filhas de 507 touros, em 56 rebanhos, localizados principalmente na região Sudeste, mas também nas regiões Nordeste, Centro-Oeste e Sul. Após buscar o parentesco entre os animais por cinco gerações, totalizaram-se 8.590 animais no arquivo de pedigree.

Duas formas de estrutura de variância residual foram avaliadas para cada modelo: variância residual constante ao longo da lactação ou variância residual constante dentro, mas heterogênea entre classes de dias em lactação. Quando heterogênea, foram avaliadas quatro, seis ou dez classes de variâncias residuais. Nos modelos contendo dez classes, as quinzenas foram agrupadas como: 1-2, 3-4, 5-6, 7-8, 9-10, 11-12, 13-14, 15-16, 17-18 e 19-20. Quando foram empregadas quatro ou seis classes, as variâncias foram agrupadas por semelhança, com base nos modelos contendo dez classes de variância. Nos modelos contendo quatro e seis classes, as quinzenas foram agrupadas como: {1-2, 3-4, 5-6, 7-20} e {1-2, 3-4, 5-6, 7-8, 9-18, 19-20}, respectivamente.

Nas regressões fixa, genético-aditiva e de ambiente permanente foram utilizadas as seguintes funções paramétricas:

- a) Função logarítmica de Ali & Schaeffer (Ali & Schaeffer, 1987) (AS), caracterizada por cinco parâmetros:

$$y = a_0 + a_1 c + a_2 c^2 + a_3 (\ln 1/c) + a_4 (\ln 1/c)^2,$$

em que $c=t/305$ e t =dias em lactação.

Na função AS, o parâmetro a_0 está relacionado ao pico de produção, a_1 e a_2 estão relacionados à fase de declínio após o pico, enquanto a_3 e a_4 estão relacionados à fase de incremento da produção até o pico.

- b) Função exponencial de Wilmink (Wilmink, 1987) (W), caracterizada por quatro parâmetros:

$$y = a_0 + a_1 t + a_2 \exp(-a_3 t),$$

em que t =dias em lactação.

Na função W, os parâmetros a_0 , a_1 e a_2 estão relacionados, respectivamente, ao nível de produção, ao decréscimo da produção após o pico e ao incremento de produção até o pico, enquanto o parâmetro a_3 está relacionado ao momento da lactação em que ocorre o pico e ao formato do mesmo.

Para a função de Wilink, foram avaliados diferentes valores para o parâmetro a_3 : 0,06; 0,05 (padrão); 0,04; 0,03; 0,025; 0,02; 0,015 e 0,01. Os modelos ajustados com esta função foram identificados por W seguido do valor do parâmetro a_3 (06, 05, 04, 03, 025, 02, 015 ou 01).

O modelo de regressão aleatória geral utilizado nas análises é representado por:

$$y_{ijk} = RAM_i + \sum_{n=1}^2 b_n x_{ij}^n + \sum_{m=0}^{k_a-1} \beta_m \varphi_m(t_k) + \sum_{m=0}^{k_a-1} \alpha_{jm} \varphi_m(t_{kj}) + \sum_{m=0}^{k_p-1} p_{jm} \varphi_m(t_{kj}) + \epsilon_{ijk}$$

em que y_{ijk} é a k-ésima observação registrada no dia de lactação t do animal j no rebanho-ano-mês de controle (RAM) i; RAM_i é o efeito do i-ésimo grupo contemporâneo (2.325 classes); b_n é o coeficiente de regressão para os efeitos linear (n=1) e quadrático (n=2) da PLDC em função da idade x_{ij} da vaca ao parto, em meses; β_m é o conjunto de m regressores fixos para a trajetória média da população; $\varphi_m(t_k)$ é a função de regressão de ordem k_a que descreve a trajetória média da população de acordo com o dia da lactação (t_k); $\varphi_m(t_{kj})$ são as funções de regressão que descrevem as trajetórias de cada vaca j, de acordo com o dia de lactação (t_k), para os efeitos aleatórios genético-aditivos e permanentes de ambiente; α_{jm} , p_{jm} são os conjuntos de m regressores aleatórios genético-aditivos e permanentes de ambiente, para cada vaca j; k_a e k_p são as ordens das funções lineares utilizadas para descrever os efeitos genético-aditivos e permanentes de ambiente das vacas, respectivamente; e ϵ_{ijk} é o erro aleatório ou medida de erro temporário associada ao dia de lactação k da vaca j pertencente ao Rebanho-ano-mês de controle i.

O modelo de regressão aleatória pode ser reescrito, na forma matricial por:

$$y = X\beta + Za + Wp + e,$$

em que y é o vetor das observações; β , o vetor dos efeitos fixos; a , o vetor dos coeficientes de regressão aleatória do efeito genético aditivo de animal; p , o vetor dos coeficientes de regressão aleatória do efeito de ambiente permanente; e , o vetor de efeito aleatório residual; e X , Z e W são as matrizes de incidência correspondentes às observações, para efeitos fixos, efeitos aleatórios de animal e de ambiente permanente, respectivamente, para os quais se assume:

$$\begin{bmatrix} a \\ p \\ e \end{bmatrix} \sim N(0, V), \quad V = \begin{bmatrix} \Lambda_a \otimes A & 0 & 0 \\ 0 & \Lambda_p \otimes I & 0 \\ 0 & 0 & R \end{bmatrix}$$

em que Λ_A e Λ_P são, respectivamente, as matrizes de covariância genética aditiva e de efeito de ambiente permanente para os coeficientes de regressão aleatória; A é a matriz do numerador dos coeficientes de parentesco entre os animais; I é uma matriz identidade; \otimes é o operador produto direto entre matrizes e $R = \text{diag}\{\sigma_{\epsilon_s}^2\}$, em que s representa as classes de dias em lactação, para ajuste da variância heterogênea entre quinzenas ao longo da lactação. Assim, $s = 1; 1, \dots, 4; 1, \dots, 6$ ou $1, \dots, 10$ para os modelos contendo uma, quatro, seis ou dez classes de variância residual, respectivamente.

Definido o MRA, as equações de modelos mistos podem ser representadas por:

$$\begin{bmatrix} X'R^{-1}X & X'R^{-1}Z & X'R^{-1}W \\ Z'R^{-1}X & Z'R^{-1}Z + \Lambda_A^{-1} \otimes A^{-1} & Z'R^{-1}W \\ W'R^{-1}X & W'R^{-1}Z & W'R^{-1}W + \Lambda_P^{-1} \otimes I \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta^0 \\ \hat{\alpha} \\ \hat{\beta} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X'R^{-1}y \\ Z'R^{-1}y \\ W'R^{-1}y \end{bmatrix}$$

Os componentes de covariância foram estimados pelo método da Máxima Verossimilhança Restrita (REML) utilizando-se o programa WOMBAT (Meyer, 2006). Nas análises foram utilizados dois algoritmos para encontrar o máximo da função de verossimilhança. Assim, foram realizadas trinta iterações iniciais com o algoritmo EM (Maximização de Esperança) seguidas de iterações com o algoritmo AIREML (Algoritmo da Informação Média) até a convergência, cujo critério foi a diferença entre o valor do logaritmo neperiano da função de verossimilhança em iterações consecutivas menor que 10^{-7} .

Os modelos de regressão aleatória foram comparados usando-se o logaritmo neperiano da função de verossimilhança ($\ln L$), as formas de máxima verossimilhança restrita dos critérios de informação de Akaike (AIC) e Bayesiano de Schwarz (BIC).

Os critérios de informação podem ser representados como:

$$\text{AIC} = -2\ln L + 2p, \text{ e}$$

$$\text{BIC} = -2\ln L + p \ln(N-r[X]),$$

em que p é o número de parâmetros estimados, N o número de dados, $r[X]$ o posto da matriz de incidência dos efeitos fixos no modelo e $\ln L$ o logaritmo neperiano da função de máxima verossimilhança restrita.

Resultados e Discussão

A produção média de leite no dia do controle foi de 9,2 kg, com desvio-padrão de 3,6 kg e coeficiente de variação de 38,9%. Houve aumento da produção (Tabela 1) nas primeiras três quinzenas. A partir da terceira quinzena a produção decresceu gradativamente até o final da lactação. Em relação ao número de controles leiteiros por vaca, 80% possuíam entre 7 e 10 controles.

Tabela 1 – Produção de leite de acordo com a quinzena do controle e o dia da lactação

Quinzena	Dias em lactação	Dia médio	N	Média (kg)	DP (kg)	CV (%)
1	5-19	12	1338	10,0	3,7	37,2
2	20-34	27	1616	10,7	3,7	35,0
3	35-49	42	1596	10,9	3,9	36,1
4	50-64	57	1570	10,4	3,6	34,8
5	65-79	72	1601	10,3	3,7	36,3
6	80-94	87	1539	10,0	3,5	35,4
7	95-109	102	1581	9,7	3,6	37,0
8	110-124	117	1469	9,6	3,4	36,1
9	125-139	132	1481	9,4	3,5	36,9
10	140-154	147	1381	9,2	3,4	36,9
11	155-169	162	1416	9,0	3,3	36,7
12	170-184	177	1345	8,7	3,2	36,8
13	185-199	192	1348	8,6	3,2	37,5
14	200-214	207	1272	8,3	3,1	37,2
15	215-229	222	1284	8,1	3,1	38,2
16	230-244	237	1160	7,8	3,1	39,4
17	245-259	252	1160	7,8	3,1	40,0
18	260-274	267	1032	7,5	3,0	39,6
19	275-289	282	973	7,4	3,0	40,8
20	290-305	297	838	7,3	2,9	39,8

N= número de observações; DP= desvio padrão e CV= coeficiente de variação.

Para a função paramétrica exponencial de Wilmink (W), sob homogeneidade de variância residual, o melhor ajuste foi observado quando o valor do parâmetro a_3

foi considerado 0,025 (Tabela 2), segundo o valor do logaritmo neperiano da função de verossimilhança (ln L).

Tabela 2 – Função de verossimilhança para os modelos de regressão aleatória ajustados com a função de Wilmink

Modelo	Nº de parâmetros	2ln L *
W06	13	- 50.329
W05	13	- 50.225
W04	13	- 50.119
W03	13	- 50.035
W025	13	- 50.017
W02	13	- 50.029
W015	13	- 50.084
W01	13	- 50.195

* Valor em negrito indica o melhor modelo com base em ln L

Para os modelos de regressão aleatória, os valores de Ln L melhoraram com o aumento do número de parâmetros (Tabela 3). Em relação à estrutura de variância residual, os valores dos testes para comparação de modelos, AIC e BIC, indicaram que os modelos que consideravam homogeneidade de variância residual promoveram o pior ajuste, para ambas as funções empregadas na modelagem das trajetórias genética aditiva e de ambiente permanente. Os resultados sugerem que a heterogeneidade de variâncias residuais deva ser considerada, uma vez que as variâncias mostraram comportamento diferenciado ao longo da lactação. Estes resultados estão de acordo com os estudos de Costa et al. (2005) e Herrera et al. (2008), ambos realizados com a raça Gir Leiteiro.

Para a função AS, os valores de AIC indicaram que o modelo contendo seis classes de variância residual (VR) foi o de melhor ajuste, ao passo que para o critério BIC, o modelo com quatro classes foi o indicado. Em relação à função W025, ambos os critérios, AIC e BIC, indicaram como de melhor ajuste aquele contendo seis classes de VR. O teste BIC é mais rigoroso que o AIC em relação ao aumento do número de parâmetros, tendendo a selecionar modelos mais parcimoniosos. Assim, para a função AS, o modelo com quatro classes de VR (AS-4) seria adequado para o ajuste aos dados, enquanto que para a função W025, aquele com seis classes de VR (W025-6) seria recomendado.

Na Figura 2, observa-se o comportamento da VR para os modelos escolhidos (AS-4 e W025-6) quando comparados aos seus semelhantes que consideraram VR constante ao longo da lactação. Nota-se que, para a função AS, o modelo que considerava homogeneidade de VR (AS-1) a subestimou no terço inicial da lactação e a superestimou nos terços seguintes. Para a função W, comportamento semelhante foi observado, sendo que o modelo com homogeneidade de VR (W025-1), adicionalmente, a subestimou nas duas últimas quinzenas da lactação. Quando comparados os modelos AS-4 e W025-6 no contexto das VR, o primeiro apresentou estimativas de VR inferiores, confirmando seu melhor ajuste aos dados.

Tabela 3 – Número de classes de variância residual (r), número de parâmetros (p), função de verossimilhança (2ln L) e critérios de informação de Akaike (AIC) e Bayesiano de Schwarz (BIC) para cada modelo de regressão aleatória

Modelo	r	p	2ln L	AIC *	BIC *
W025					
1	1	13	- 50.017	50.043	50.148
2	4	16	- 49.848	49.880	50.010
3	6	18	- 49.797	49.833	49.979
4	10	22	- 49.794	49.838	50.016
AS					
1	1	31	- 49.078	49.140	49.391
2	4	34	- 49.036	49.104	49.380
3	6	36	- 49.026	49.098	49.390
4	10	40	- 49.021	49.101	49.425

* Valores em negrito indicam o melhor modelo com base em AIC e BIC

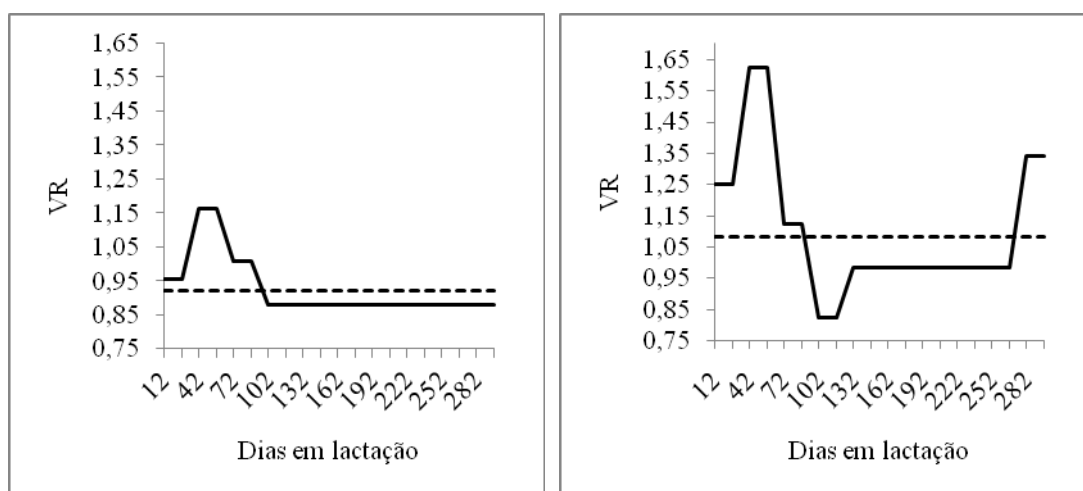


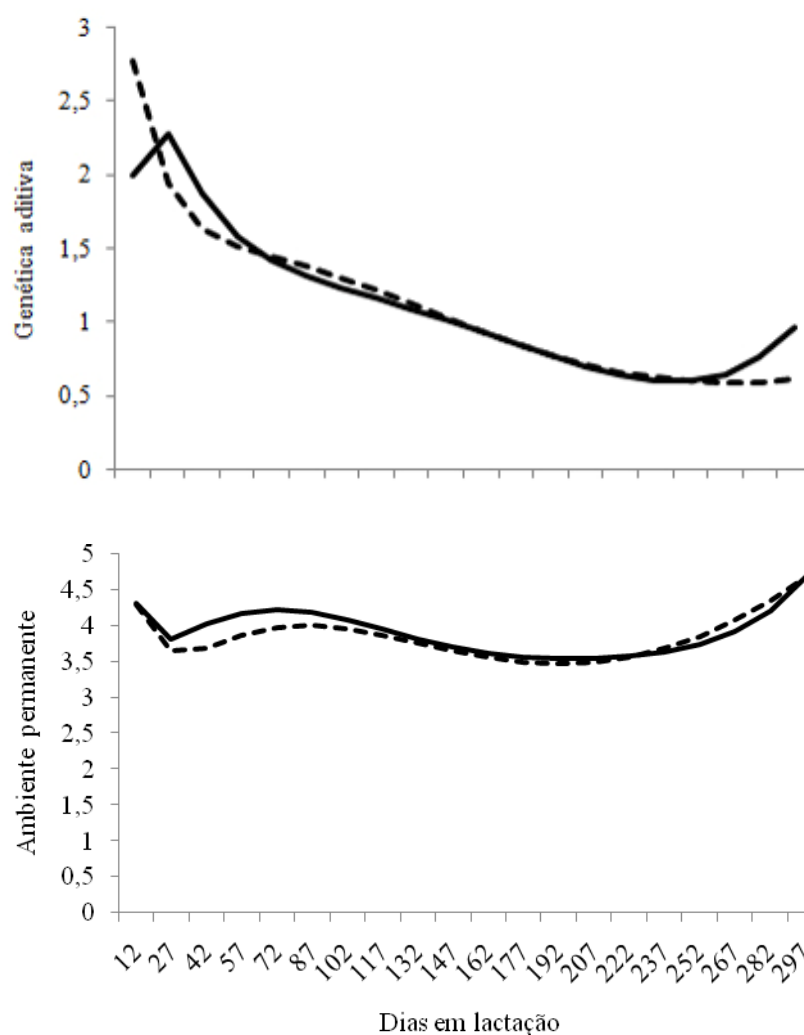
Figura 2 – Estimativas de variância residual para os modelos AS-1 (- - -) e AS-4 (—) (esquerda); W025-1 (- - -) e W025-6 (—) (direita).

Estimativas de covariância e correlações entre os coeficientes de regressão aleatória para os efeitos genético aditivo e de ambiente permanente para os modelos AS-4 e W025-6 são mostradas na Tabela 4.

Tabela 4 - Estimativas de covariância e correlações entre os coeficientes de regressão aleatória para os efeitos genético aditivo e de ambiente permanente para AS-4 e W025-6

		AS-4				W025-6			
		Genético aditivo		Ambiente Permanente		Genético aditivo		Ambiente permanente	
		Cov.	Corr.	Cov.	Corr.	Cov.	Corr.	Cov.	Corr.
α_0	α_0	244,630		724,390		3,024		8,097	
	α_1	- 361,260	- 0,99	- 1105,130	- 0,99	-0,008	-0,90	-0,023	-0,75
	α_2	125,790	0,93	383,600	0,91	-2,148	-0,52	-6,920	-0,70
	α_3	- 150,200	- 0,99	- 411,660	- 0,99				
	α_4	23,280	0,98	63,830	0,97				
α_1	α_1	541,730		1725,010		0,000		0,000	
	α_2	- 194,770	- 0,96	- 623,030	- 0,96	0,004	0,30	0,024	0,65
	α_3	221,350	0,98	622,990	0,97				
	α_4	- 34,200	- 0,96	- 95,770	- 0,94				
α_2	α_2	75,250		244,720		5,601		11,941	
	α_3	- 76,240	- 0,91	- 210,990	- 0,87				
	α_4	11,640	0,88	31,740	0,83				
α_3	α_3	93,670		238,080					
	α_4	- 14,670	- 0,99	- 37,390	- 0,99				
α_4	α_4	2,320		5,950					

As variâncias genéticas estimadas para os modelos AS-4 e W025-6 (Figura 3) apresentaram tendências semelhantes, com valores decrescendo de 2,28-2,78 kg² ao início da lactação até 0,59-0,61 kg² ao final da lactação. O modelo W025-6 tendeu a superestimar a variância genética na primeira quinzena e subestimá-la nas três últimas quinzenas da lactação. Em relação às variâncias de ambiente permanente (Figura 3), ambos os modelos proporcionaram estimativas semelhantes, com valores oscilando entre 3,48 e 4,68 kg² ao longo da lactação.



Figuras 3 – Estimativas de variância genética (kg²) e de ambiente permanente (kg²) para os modelos AS-4 (—) e W025-6 (- - -) ao longo da lactação.

As estimativas de herdabilidade para os modelos AS-4 e W025-6 apresentaram comportamento semelhante no decorrer da lactação (Figura 4), exceto nos extremos, quando diferenças entre os modelos foram encontradas. O modelo AS-

4 proporcionou estimativas inferiores na primeira quinzena e superiores nas últimas quatro quinzenas da lactação, quando comparado ao W025-6. Para AS-4, as estimativas de herdabilidade aumentaram até a segunda quinzena atingindo o valor máximo de 0,32, decresceram ao longo da lactação até a 17ª quinzena (0,12) a partir da qual voltaram a crescer até 0,15 (última quinzena). Para W025-6, os valores estimados variaram de 0,33 (primeira quinzena) à 0,09 (última quinzena). As estimativas de herdabilidade apresentaram, como esperado, a mesma tendência dos componentes de variância dos efeitos aleatórios genético-aditivos. Herrera et al. (2008), ao trabalharem com dados da mesma raça, obtiveram estimativas semelhantes, encontrando entretanto, estimativas decrescentes do início (0,33) ao fim (0,21) da lactação, para modelo utilizando a função logarítmica de Ali & Schaeffer.

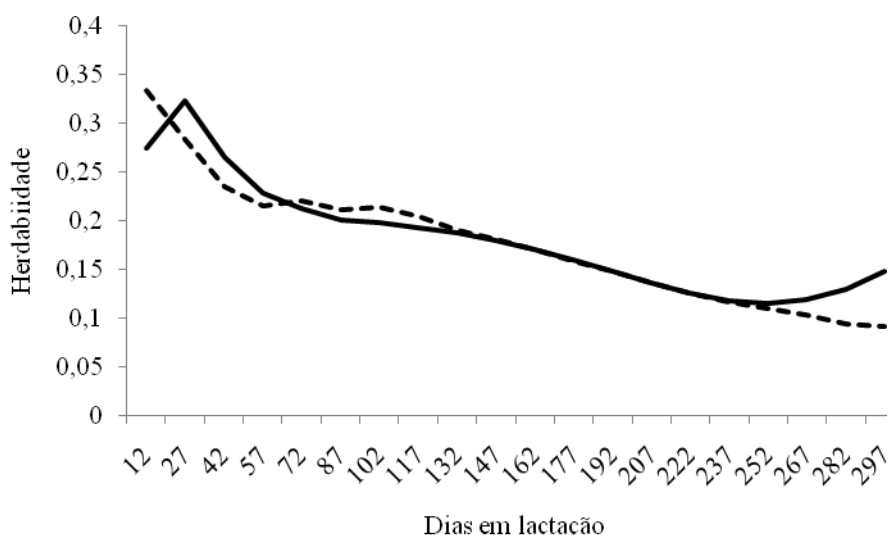


Figura 4 - Estimativas de herdabilidade para os modelos AS-4 (—) e W025-6 (- - -) ao longo da lactação.

As estimativas de correlação genética entre as PLDC em determinados dias da lactação são apresentadas na Tabela 5. As superfícies representando as correlações genéticas, de ambiente permanente e fenotípicas indicaram a mesma tendência para os modelos AS-4 (Figura 5) e W025-6 (Figura 6). No contexto das correlações genéticas, observaram-se valores próximos à unidade entre as PLDC adjacentes e uma redução nos mesmos conforme o intervalo de dias entre as mensurações das PLDC. Estimativas negativas foram encontradas entre as PLDC dos extremos da lactação. Brotherstone et al. (2000), ao empregarem as funções

paramétricas AS e W, na raça Holandês, observaram estimativas negativas entre o primeiro controle e os controles a partir dos 42 dias de lactação. Resultados semelhantes ao deste estudo foram relatados por Rekaya et al. (1999), López-Romero & Carabaño (2003) e Melo et al. (2007) para a raça Holandês, por Kettunen et al. (2000) para a raça Ayrshire, e por Costa et al. (2005), para a raça Gir Leiteiro.

Meyer (1999) relatou que o ajuste dos modelos de regressão aleatória, nas extremidades da curva, é deficiente, provavelmente devido ao menor número de observações e à variação amostral na partição da variância total.

Outros fatores, de origem não-genética, que possivelmente possam interferir na partição da variância total da produção de leite são os efeitos da gestação e do uso de somatotropina, geralmente não incluídos nos modelos de avaliação genética de bovinos leiteiros.

Tem sido reportado efeito negativo da gestação na produção de leite de vacas leiteiras devido, em parte, ao aumento dos requerimentos nutricionais do feto no decorrer da gestação, reduzindo a disponibilidade de nutrientes para a produção (Bell et al., 1995). Assim, vacas de menor potencial de produção poderiam ser pouco afetadas pela gestação, pois seus requerimentos nutricionais são pequenos. Em contrapartida, vacas de maior potencial produtivo sofreriam forte influência da gestação devida à alta competição nutricional com o feto, principalmente, nos estádios finais da gestação-lactação. Tal fato geraria diferenças consideráveis entre as produções nos extremos da lactação, afetando a partição da variância total e consequentemente interferindo nas estimativas dos parâmetros genéticos.

Tabela 5 – Estimativas de correlações genéticas entre as produções de leite de controles em determinados dias da lactação (DEL) obtidas com os modelos AS-4 (acima da diagonal) e W025-6 (abaixo da diagonal)

DEL	12	72	147	222	297
12	—	0,63	0,36	0,19	-0,23
72	0,63	—	0,91	0,78	0,27
147	0,33	0,93	—	0,94	0,43
222	0,07	0,72	0,92	—	0,67
297	-0,25	0,28	0,58	0,86	—

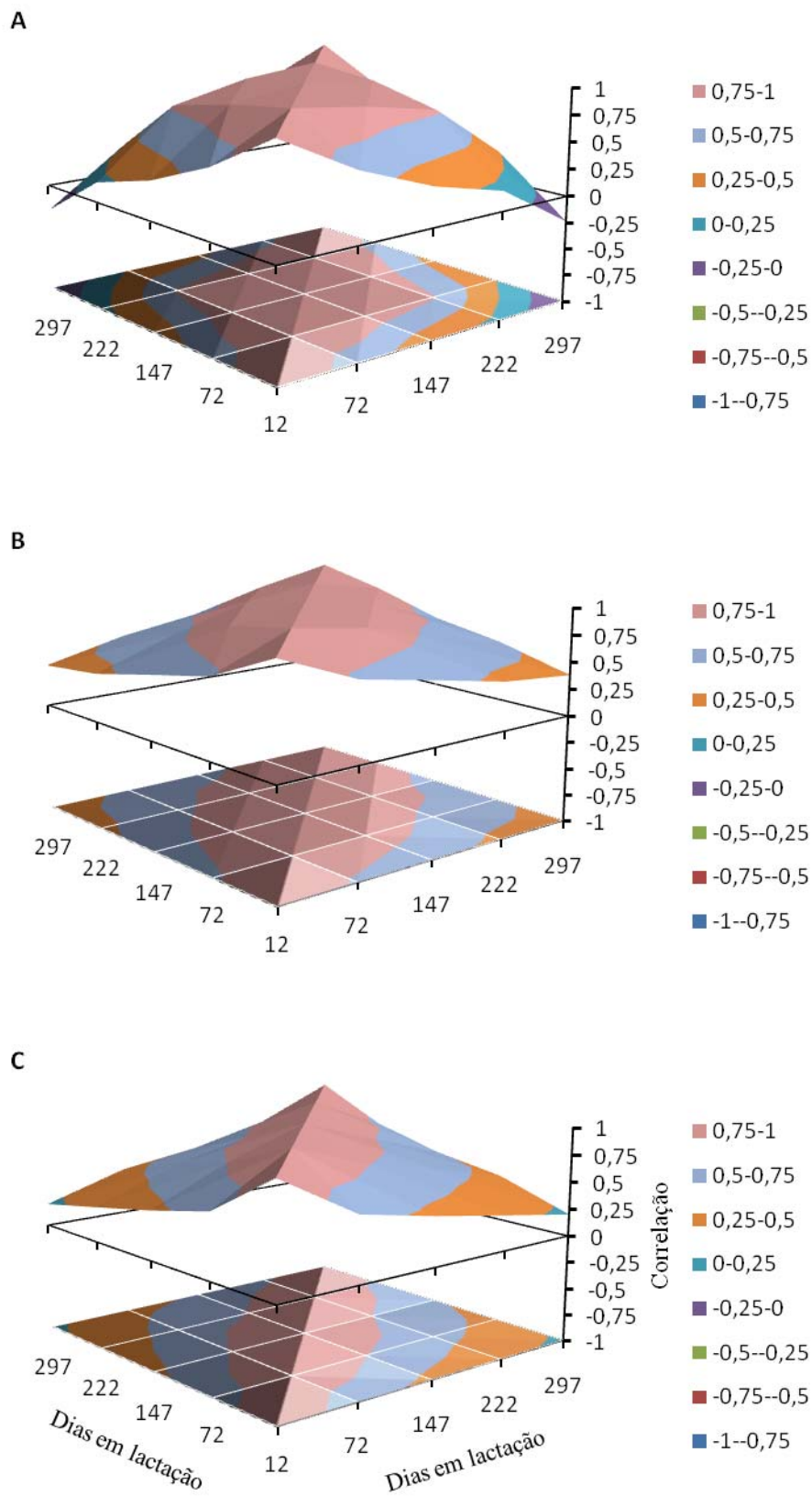


Figura 5 – Estimativas de correlações genéticas (A), de ambiente permanente (B) e fenotípicas (C) entre as produções de leite de controles obtidas com o modelo AS-4.

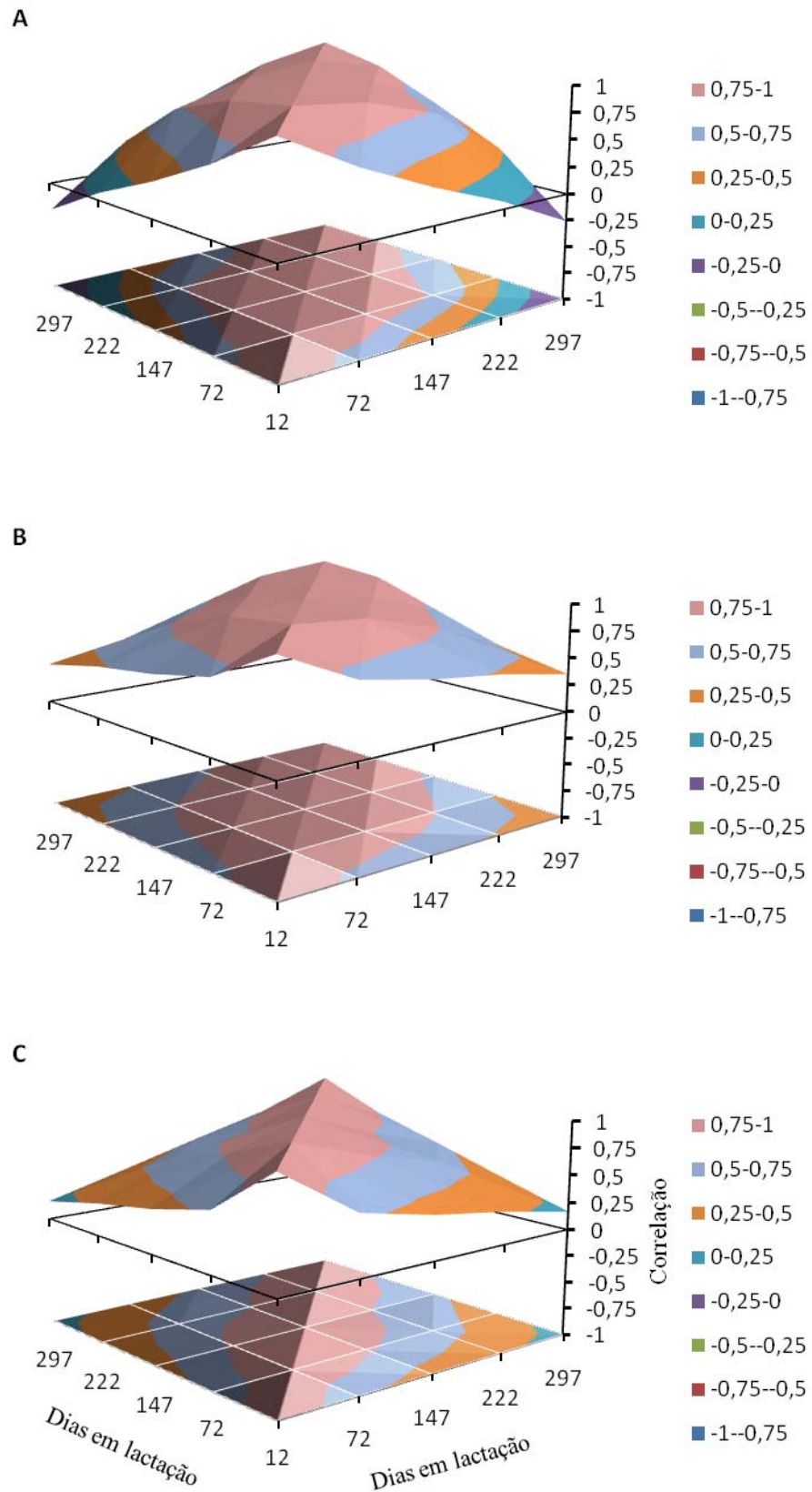


Figura 6 – Estimativas de correlações genéticas (A), de ambiente permanente (B) e fenotípicas (C) entre as produções de leite de controles obtidas com o modelo W025-6.

Em relação à somatotropina (bST), quando utilizada, a recomendação técnica é que sua aplicação seja realizada somente após o pico de lactação. Normalmente, em adição à sua aplicação, é dada alimentação nutricionalmente mais concentrada. Assim, vacas que recebem este tratamento podem ter produções ao final da lactação (305 dias) até mesmo superiores às do início. Conseqüentemente, poderia ocorrer interferência nas estimativas de parâmetros genéticos.

Os modelos de regressão aleatória mostram-se ideais em avaliações genéticas que considerem os efeitos não-genéticos da gestação e do uso de bST, pois permitem quantificá-los no momento da lactação em que incidem.

Atualmente, dezessete (17) países utilizam modelos de produção no dia do controle em suas avaliações genéticas nacionais, quinze (15) dos quais por meio de modelos de regressão aleatória (Interbull, 2008). Alguns desses países, como Holanda, Canadá e Finlândia, realizam o cálculo do valor genético para persistência da produção de leite, característica funcional relacionada à redução de custos com alimentação, saúde e reprodução.

A perspectiva de uso dos modelos de regressão aleatória nas avaliações genéticas do Gir Leiteiro estimula a identificação de outras funções para modelagem da produção de leite no dia do controle, que permitam um ajuste de melhor qualidade.

Conclusões

Heterogeneidade de variâncias residuais deve ser considerada no ajuste das PLDC desta população por modelos de regressão aleatória, empregando as funções de Ali & Schaeffer e de Wilmink, uma vez que as variâncias mostraram comportamento diferenciado ao longo da lactação.

A função de Ali & Schaeffer proporcionou melhor qualidade de ajuste quando comparada à de Wilmink, devendo ser preferida nas avaliações genéticas da raça. O modelo empregando a função de Ali & Schaeffer com quatro classes de variância residual caracterizou-se como o mais parcimonioso dentre os estudados para a modelagem das PLDC de vacas Gir Leiteiro no Brasil por modelos de regressão aleatória.

Referências Bibliográficas

- ALI, T.E.; SCHAEFFER, R. Accounting for covariances among test day milk yields in dairy cows. **Canadian Journal of Animal Science**, v. 67, p. 637-644, 1987.
- BELL, A.; SLEPETIS, R.; EHRHARDT, R.A. Growth and accretion of energy and protein in the gravid uterus during late pregnancy in Holstein cows. **Journal of Dairy Science**, v. 78, p.1954-1961, 1995.
- BROTHERSTONE, S.; WHITE, I.M.S.; MEYER, K. Genetic modeling of daily yield using orthogonal polynomials and parametric curves. **Animal Science**, v.70, p. 407-415, 2000.
- COSTA, C. N.; MELO, C. M. R.; MACHADO, C. H. C. et al. Parâmetros genéticos para a produção de leite de controles individuais de vacas da raça Gir estimados com modelos de repetibilidade e regressão aleatória. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v. 34, n. 5, p. 1519-1530, 2005.
- COSTA, C. N.; MELO, C. M. R.; PACKER, I. U. et al . Genetic parameters for test day milk yield of first lactation Holstein cows estimated by random regression using Legendre polynomials. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v. 37, n. 4, p. 602-608, 2008.
- EL FARO, L.; ALBUQUERQUE, L.G. Utilização de modelos de regressão aleatória para a produção de leite no dia do controle, com diferentes estruturas de variâncias residuais. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.32, n.5, p.1104-1113, 2003.
- FREITAS, M. S. **Utilização de modelos de regressão aleatória na avaliação genética de animais da raça Girolando**. Viçosa, UFV, 2003. 78p. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Viçosa, 2003.
- HERRERA, L. G. G.; EL FARO, L.; ALBUQUERQUE, L.G. et al . Estimativas de parâmetros genéticos para a produção de leite e persistência da lactação em vacas Gir, aplicando modelos de regressão aleatória. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v. 37, n. 9, p. 1584-1594, 2008.
- HENDERSON Jr., C.R. Analysis of covariance in the mixed model: higher-level, nonhomogeneous, and random regressions. **Biometrics**, v. 38, p. 623-640, 1982.
- INTERBULL 2008. <<http://www-interbull.slu.se/eval/framesida-prod.htm>>. Consultado em Dezembro/2008.

- JAKOBSEN, J.H.; MADSEN, P.; JENSEN, J. et al. Genetic parameters for milk production and persistency for Danish Holstein estimated in random regression models using REML. **Journal of Dairy Science**, v. 85, p. 1607-1616, 2002.
- KETTUNEN, A.; MÄNTYSAARI, E.A.; PÖSÖ, J. Estimation of genetic parameters for daily milk yield of primiparous Ayrshire cows by random regression test-day models. **Livestock Production Science**, v. 66, p. 251-261, 2000.
- LÓPEZ-ROMERO, P.; CARABAÑO, M.J. Comparing alternative random regression models to analyse first lactation daily milk yield data in Holstein Friesian cattle. **Livestock Production Science**, v. 82, p. 81-96, 2003.
- MELO, C. M. R.; PACKER, I. U.; COSTA, C. N. et al. Genetic parameters for test day milk yields of first lactation Holstein cows by random regression models. **Animal**, v.1, p. 325-334, 2007.
- MEYER, K.; HILL, W. G. 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. Estimates of genetic and phenotypic covariance functions for postweaning growth and mature weight of beef cow. **Journal of Animal Breeding and Genetics**, 116:181-205, 1999.
- MEYER, K. **WOMBAT – A program for mixed model analyses by restricted maximum likelihood. User notes.** Animal Genetics and Breeding Unit, Armidale, 2006.
- OLORI, V.E.; HILL, W.G.; McGUIRK, B.J. et al.. Estimating variance components for test day milk records by restricted maximum likelihood with a random regression animal model. **Livestock Production Science**, v. 61, p. 53-63, 1999.
- REKAYA, R.; CARBAÑO, M.J.; TORO, M.A. Use of test day yield for the genetic evaluation of production traits in Holstein-Friesian cattle. **Livestock Production Science**, v. 57, p. 203-217, 1999.
- SAS Institute Inc. **SAS/STAT® 9.1 User's Guide.** Cary, NC: SAS Institute Inc, 2004.
- SWALVE, H.H. Theoretical basis and computational for different test-day genetic evaluation methods. **Journal of Dairy Science**, v. 83, p. 1115-1124, 2000.
- VAN DER WERF, J.; SCHAEFFER, L. **Random Regression in Animal Breeding.** Course Notes, Ontário: University of Guelph, p.70, 1997.

VISSCHER, P.M.; GODDARD, M.E. Genetic parameters for milk yield, survival, workability and type traits for Australian dairy cattle. **Journal of Dairy Science**, v. 78, p. 205-220, 1995.

WILMINK, J.B.M. Adjustment of test-day milk, fat and protein yields for age, season and stage of lactation. **Livestock Production Science**, v. 16, p. 335-348, 1987.

CAPÍTULO 2 – AVALIAÇÃO GENÉTICA PARA PERSISTÊNCIA DA PRODUÇÃO DE LEITE EM BOVINOS GIR LEITEIRO UTILIZANDO MODELO DE REGRESSÃO ALEATÓRIA

RESUMO – Com o objetivo de avaliar nove medidas de persistência da produção de leite, foram utilizados 27.000 registros de PLDC de 3.362 primeiras lactações de vacas Gir Leiteiro paridas entre 1990 e 2007. As PLDC foram agrupadas em vinte classes quinzenais e analisadas por um modelo de regressão aleatória, cujos efeitos aleatórios, genético-aditivo e de ambiente permanente, foram modelados utilizando-se a função logarítmica de Ali & Schaeffer. Os efeitos fixos incluídos no modelo foram grupo contemporâneo (rebanho-ano-mês de controle), idade da vaca ao parto como covariável (efeitos linear e quadrático) e a curva média de lactação da população. A modelagem da variância residual (VR) foi feita por meio de 4 classes. As estimativas de herdabilidade para as medidas de persistência variaram entre 0,09 e 0,40. As correlações genéticas entre as medidas de persistência (PS) e a produção de leite até 297 dias (P297) variaram entre -0,59 e -0,11. Sob altas intensidades de seleção para PS e P297, poucos animais em comum são selecionados. À medida que a intensidade de seleção para ambas as características diminui, uma maior percentagem de animais em comum é selecionada. As médias dos valores genéticos preditos para P297 de acordo com o ano de nascimento das vacas demonstram substancial incremento genético anual na P297, confirmando a efetividade do programa de melhoramento genético nacional da raça. Em contrapartida, não se observou melhoria na média genética da persistência da produção de leite. Os resultados permitem concluir que a seleção para produção de leite total na lactação não identifica touros e vacas geneticamente superiores para persistência da produção de leite.

Palavras-chave: avaliação genética, intensidade de seleção, modelos de regressão aleatória, persistência da produção de leite.

CHAPTER 2 – GENETIC EVALUATION FOR PERSISTENCY OF MILK YIELD IN GYR CATTLE USING A RANDOM REGRESSION MODEL

ABSTRACT – Data comprising 27,000 test-day milk yield (TDMY) records of 3,362 first lactations of Gyr cows calving between 1990 and 2007 were used to evaluate nine persistency of milk yield measures. Records were analyzed by random regression models. Random trajectories were fitted by Ali & Schaeffer’s parametric function. The model included the fixed effects of contemporary group (herd-year-month of test), age of cow at calving as covariate (linear and quadratic effects) and the average trend of population. Residual variances were fitted by 4 classes. Heritability estimates for persistency measures ranged from 0.09 to 0.40. Genetic correlations between persistency (PS) and 297-day milk yield (Y297) ranged from -0.59 to -0.11. At high PS and Y297 selection intensities there were a few animals in common. A larger percentage of animals in common was selected, as the selection intensity for both traits decreased. The average predicted breeding values for Y297 by the year of birth of cows showed substantial annual increase in the Y297, confirming the effectiveness of Gyr cattle national breeding program. In contrast, there was no improvement in the genetic average of persistence of lactation yield. The results allow to conclude that the selection for total milk yield does not identify sires and cows that are genetically superior for persistency of milk yield.

Key words: genetic evaluation, persistency of lactation, random regression models, selection intensity.

Introdução

A raça Gir Leiteiro encontra-se distribuída em quase todas as regiões do Brasil, presente em mais de 80% dos rebanhos leiteiros, constituídos de animais puros e cruzados (Reis Filho, 2006). Tal difusão deve-se, principalmente, por sua capacidade de produção em pastejo, aliada à resistência aos endo e ectoparasitas e à elevada temperatura.

Uma característica peculiar dos sistemas de produção de leite a pasto é o limite nutricional à produção de leite máxima dos animais. Este se situa em aproximadamente 14 e 30 kg de leite dia⁻¹, para vacas mantidas em sistemas baseados exclusivamente em gramíneas tropicais ou sob suplementação concentrada em pastagens tropicais manejadas intensivamente, respectivamente (Santos et al., 2007).

A persistência da produção de leite pode ser definida como a capacidade da vaca manter a produção de leite após o pico da lactação. Desta forma, no melhoramento genético de bovinos leiteiros voltados para a produção de leite em pastejo, uma das características mais importantes a ser melhorada simultaneamente à produção total é a persistência da produção de leite, pois permite incremento na produção por modificação genética no formato da curva de lactação. Assim, vacas mais persistentes produzem uma maior quantidade de leite na lactação sem a necessidade de incremento no pico de produção, o qual é limitado nos sistemas de produção baseados em pastagens.

Adicionalmente, a melhoria da persistência pode contribuir para a redução de custos nos sistemas de produção, pois está associada à eficiência reprodutiva, à resistência às doenças e aos custos com alimentação e saúde (Sölkner & Fuchs, 1987; Dekkers et al., 1998; Jakobsen et al., 2003; Cobuci et al., 2007).

Atualmente, diversas medidas de persistência têm sido propostas (Jamrozik et al., 1997; Jakobsen et al., 2002; Kistmaker et al., 2003; Cobuci et al., 2004). Estas são calculadas por meio de funções dos valores genéticos preditos para os dias da lactação obtidos por meio de modelos de regressão aleatória. Países como Canadá, Holanda e Finlândia já incorporaram a característica persistência às avaliações genéticas nacionais.

A persistência da produção de leite é uma característica ainda não estudada na raça Gir Leiteiro e necessita, portanto, de um maior entendimento sob o ponto de vista genético. Assim, poderá ser incluída nas avaliações genéticas nacionais da raça.

Objetivou-se neste estudo avaliar nove medidas de persistência da produção de leite em primeiras lactações de vacas Gir Leiteiro tendo em vista a escolha de uma medida passível de utilização na avaliação genética dos animais utilizando modelos de regressão aleatória.

Material e Métodos

Foram utilizados 62.758 registros de produção de leite no dia do controle (PLDC) de 7.552 primeiras lactações de vacas Gir Leiteiro, paridas entre 1990 e 2007, com idade ao parto entre 24 e 60 meses. Os dados foram provenientes do Arquivo Zootécnico Nacional de Gado de Leite, sob gerenciamento da Embrapa Gado de Leite. Foram utilizados os controles entre o 5º e o 305º dia da lactação. Foram impostas as seguintes condições à inclusão das vacas no estudo: primeiro controle leiteiro realizado antes de 45 dias após o parto; intervalo de controles leiteiros entre 15 e 45 dias; número de controles leiteiros superior a três. Em adição, condicionou-se a disponibilidade de grupo contemporâneo, caracterizado por rebanho-ano-mês de controle (RAM) com no mínimo três vacas filhas de pelo menos dois touros. As PLDC foram agrupadas em vinte classes quinzenais de dias em lactação e então foram eliminadas da análise vacas com produções superiores ou inferiores a três desvios-padrão da média da quinzena da lactação. Após essas edições, foram utilizados nas análises, 27.000 registros de PLDC de 3.362 vacas, filhas de 507 touros, em 56 rebanhos, localizados principalmente na região Sudeste, mas também nas regiões Nordeste, Centro-Oeste e Sul. Após buscar o parentesco entre os animais por cinco gerações, totalizaram-se 8.590 animais no arquivo de pedigree.

Foi considerada heterogeneidade de variância residual (VR), a qual era constante dentro, mas heterogênea entre classes de dias em lactação. As classes de VR foram formadas pelo agrupamento das quinzenas de lactação da seguinte forma: $\{1^a-2^a, 3^a-4^a, 5^a-6^a, 7^a-20^a\}$.

Nas regressões fixa, genético-aditiva e de ambiente permanente foi utilizada a função paramétrica logarítmica de Ali & Schaeffer (Ali & Schaeffer, 1987) (AS), caracterizada por cinco parâmetros:

$$y = a_0 + a_1 c + a_2 c^2 + a_3 d + a_4 d^2,$$

em que $c=t/305$, $d=(\ln 1/c)$ e t =dias em lactação.

O parâmetro a_0 está relacionado ao pico de produção, a_1 e a_2 estão relacionados à fase de declínio após o pico, enquanto a_3 e a_4 estão relacionados à fase de incremento da produção até o pico.

O modelo de regressão aleatória utilizado nas análises é representado por:

$$y_{ijk} = RAM_i + \sum_{n=1}^2 b_n x_{ij} + \sum_{m=0}^{k_a-1} \beta_m \varphi_m(t_k) + \sum_{m=0}^{k_a-1} \alpha_{jm} \varphi_m(t_{kj}) + \sum_{m=0}^{k_p-1} p_{jm} \varphi_m(t_{kj}) + e_{ijk}$$

em que y_{ijk} é a k-ésima observação registrada no dia de lactação t do animal j no rebanho-ano-mês de controle (RAM) i; RAM_i é o efeito do i-ésimo grupo contemporâneo (2.325 classes); b_n é o coeficiente de regressão para os efeitos linear (n=1) e quadrático (n=2) da PLDC em função da idade x_{ij} da vaca ao parto, em meses; β_m é o conjunto de m regressores fixos para a trajetória média da população; $\varphi_m(t_k)$ é a função de regressão de ordem $k_a = 5$, que descreve a trajetória média da população de acordo com o dia da lactação (t_k); $\varphi_m(t_{kj})$ são as funções de regressão que descrevem as trajetórias de cada vaca j, de acordo com o dia de lactação (t_k), para os efeitos aleatórios genético-aditivos e permanentes de ambiente; α_{jm} e p_{jm} são os conjuntos de m regressores aleatórios genético-aditivos e permanentes de ambiente, para cada vaca j; k_a e k_p são a ordem (5) da função linear (AS) utilizada para descrever os efeitos genético-aditivos e permanentes de ambiente das vacas, respectivamente; e e_{ijk} é o erro aleatório ou medida de erro temporário associada ao dia de lactação k da vaca j pertencente ao Rebanho-ano-mês de controle i.

O modelo de regressão aleatória pode ser reescrito, na forma matricial por:

$$y = X\beta + Za + Wp + e,$$

em que y é o vetor das observações; β , o vetor dos efeitos fixos; a, o vetor dos coeficientes de regressão aleatória do efeito genético aditivo de animal; p, o vetor dos coeficientes de regressão aleatória do efeito de ambiente permanente; e, o vetor de efeito aleatório residual; e X, Z e W são as matrizes de incidência correspondentes

às observações, para efeitos fixos, efeitos aleatórios de animal e de ambiente permanente, respectivamente, para os quais se assume:

$$\begin{bmatrix} a \\ p \\ e \end{bmatrix} \sim N(0, V), \quad V = \begin{bmatrix} \Lambda_A \otimes A & 0 & 0 \\ 0 & \Lambda_p \otimes I & 0 \\ 0 & 0 & R \end{bmatrix}$$

em que Λ_A e Λ_p são, respectivamente, as matrizes de covariância genética aditiva e de efeito de ambiente permanente para os coeficientes de regressão aleatória; A é a matriz do numerador dos coeficientes de parentesco entre os animais; I é uma matriz identidade; \otimes é o operador produto direto entre matrizes e $R = \text{diag}\{\sigma_{e_s}^2\}$, em que s representa as classes de dias em lactação, para ajuste da variância heterogênea entre quinzenas ao longo da lactação. Assim, $s = 1, 2, 3$ ou 4 .

As soluções para os coeficientes de regressão aleatória genético-aditivos do animal j são representadas por: $\hat{a}'_j = [\hat{a}_{0j} \hat{a}_{1j} \hat{a}_{2j} \hat{a}_{3j} \hat{a}_{4j}]$. O valor genético predito (VGP) do animal j no dia t da lactação foi obtido por:

$$VGP_{jt} = c_t \hat{a}_j,$$

em que $c_t = [1 \ c \ c^2 \ d \ d^2]$ é o vetor de covariáveis da função AS no dia t da lactação.

Em virtude do agrupamento dos dados em quinzenas da lactação e conseqüente utilização do dia da lactação médio da quinzena como variável controle (eixo X da regressão), os extremos inicial e final da lactação foram 12 e 297 dias, respectivamente. Assim, o valor genético predito, acumulado até 297 dias (VGP_{297}) do animal j foi obtido por:

$$VGP_{297} = \sum_{t=12}^{297} VGP_{jt}$$

Foram avaliadas nove medidas de persistência da produção de leite (PS_i) baseadas nos VGP para diferentes períodos da lactação (Tabela 1). As medidas foram adaptadas de Kistemaker (2003) (PS_1, PS_5 e PS_6), Pösö (2003 *apud* Kistemaker 2003 – comunicação pessoal) (PS_2), De Roos (2001) (PS_3) e Jamrozik et al. (1997) (PS_4, PS_7, PS_8 e PS_9), pela modificação dos intervalos de dias em lactação. Valores mais altos para PS_i indicam maior persistência da produção de leite.

Os componentes de covariância foram estimados pelo método da Máxima Verossimilhança Restrita (REML) utilizando-se o programa WOMBAT (Meyer, 2006). Nas análises foram utilizados dois algoritmos para encontrar o máximo da função de verossimilhança. Assim, foram realizadas trinta iterações iniciais com o

algoritmo EM (Maximização de Esperança) seguidas de iterações com o algoritmo AIREML (Algoritmo da Informação Média) até a convergência, cujo critério foi a diferença entre o valor do logaritmo neperiano da função de verossimilhança em iterações consecutivas menor que 10^{-7} .

Tabela 1 – Medidas de persistência da produção de leite (PS_i) e respectivos vetores de covariáveis correspondentes à função da medida de persistência (f')

PS_i	f'
$PS_1 = \left(\frac{1}{51} \sum_{t=247}^{297} VGP_t - \frac{1}{21} \sum_{t=30}^{50} VGP_t \right)$	[0 0.6951 0.7585 - 1.5151 - 2.6544]
$PS_2 = \sum_{t=101}^{297} VGP_t - 197VGP_{100}$	[0 64 69 - 127 - 183]
$PS_3 = \sum_{t=61}^{297} VGP_t - 237VGP_{60}$	[0 92 84 - 239 - 492]
$PS_4 = \sum_{t=61}^{280} (VGP_t - VGP_{60})$	[0 80 70 - 212 - 447]
$PS_5 = \left(\frac{1}{51} \sum_{t=210}^{260} VGP_t - \frac{1}{21} \sum_{t=20}^{40} VGP_t \right)$	[0 0.7377 0.6013 - 2.1595 - 5.4841]
$PS_6 = \left(\frac{1}{51} \sum_{t=210}^{260} VGP_t - \frac{1}{21} \sum_{t=20}^{40} VGP_t \right)$	[0 0.6721 0.5859 - 2.0776 - 5.4472]
$PS_7 = \sum_{t=51}^{260} (VGP_t - VGP_{50})$	[0 103 77 - 376 - 1098]
$PS_8 = \sum_{t=51}^{260} (VGP_t - VGP_{50})$	[0 87 61 - 332 - 990]
$PS_9 = \sum_{t=61}^{260} (VGP_t - VGP_{60})$	[0 48 46 - 106 - 178]

As variâncias genéticas para PS_i (σ_{aPS}^2) foram obtidas por:

$$\sigma_{aPS}^2 = f' \Lambda_A f,$$

em que f' é o vetor de covariáveis correspondentes à função da medida de persistência (Tabela 1) e Λ_A é a matriz de covariâncias genético-aditivas entre os coeficientes de regressão aleatória.

De modo semelhante foram obtidas as variâncias de ambiente permanente para PS_i (σ_{pePS}^2), substituindo-se Λ_A por Λ_P , matriz de covariâncias de ambiente permanente entre os coeficientes de regressão aleatória.

As herdabilidades das medidas de persistência (h_{PS}^2) foram calculadas por:

$$h_{PS}^2 = \frac{\sigma_{aPS}^2}{\sigma_{aPS}^2 + \sigma_{pePS}^2 + \sigma_{ePS}^2}$$

As variâncias residuais para PS_i (σ_{ePS}^2) são obtidas da seguinte maneira:

$$\begin{aligned} \sigma_{ePS_1}^2 &= V_e(PS_1) = V_e \left[\left(\frac{1}{51} \sum_{t=247}^{297} PL_t \right) - \left(\frac{1}{21} \sum_{t=70}^{70} PL_t \right) \right]; \\ V_e(PS_1) &= V_e \left(\frac{1}{51} \sum_{t=247}^{297} PL_t \right) + V_e \left(\frac{1}{21} \sum_{t=70}^{70} PL_t \right) - 2 COV_e \left(\frac{1}{51} \sum_{t=247}^{297} PL_t, \frac{1}{21} \sum_{t=70}^{70} PL_t \right); \\ V_e(PS_1) &= \frac{[V_e(PL_{247}) + \dots + V_e(PL_{297}) + 2550 COV_e(PL_t, PL_{t'})]}{51^2} + \\ &+ \frac{[V_e(PL_{70}) + \dots + V_e(PL_{70}) + 420 COV_e(PL_t, PL_{t'})]}{21^2} - 2 COV_e \left(\frac{1}{51} \sum_{t=247}^{297} PL_t, \frac{1}{21} \sum_{t=70}^{70} PL_t \right), \end{aligned}$$

em que t é dia da lactação e PL_t é a produção de leite no dia t .

Como neste estudo as variâncias residuais foram consideradas em classes independentes e t é sempre diferente de t' , os termos contendo COV_e são iguais a zero.

Logo:

$$V_e(PS_1) = \frac{[V_e(PL_{247}) + \dots + V_e(PL_{297})]}{51^2} + \frac{[V_e(PL_{70}) + \dots + V_e(PL_{70})]}{21^2}$$

De acordo com as classes de variância residual utilizadas, $V_e(PL_{12})$ a $V_e(PL_{34}) = \sigma_{e21}^2$; $V_e(PL_{35})$ a $V_e(PL_{64}) = \sigma_{e22}^2$; $V_e(PL_{65})$ a $V_e(PL_{94}) = \sigma_{e23}^2$ e $V_e(PL_{95})$ a $V_e(PL_{297}) = \sigma_{e24}^2$.

Portanto:

$$\sigma_{ePS_1}^2 = V_e(PS_1) = \frac{(51 \sigma_{e24}^2)}{51^2} + \frac{(15 \sigma_{e21}^2 + 6 \sigma_{e23}^2)}{21^2}$$

Para as demais medidas de PS_i , as σ_{ePS}^2 foram obtidas de forma semelhante.

Resultados e Discussão

A produção média de leite no dia do controle foi de 9,2 kg, com desvio-padrão de 3,6 kg e coeficiente de variação de 38,9%. Houve aumento da produção (Tabela 2) nas primeiras três quinzenas. A partir da terceira quinzena a produção decresceu gradativamente até o final da lactação. Em relação ao número de controles leiteiros por vaca, 80% possuíam entre 7 e 10 controles.

Tabela 2 – Produção de leite de acordo com a quinzena do controle e o dia da lactação

Quinzena	Dias em lactação	Dia médio	N	Média (kg)	DP (kg)	CV (%)
1	5-19	12	1338	10,0	3,7	37,2
2	20-34	27	1616	10,7	3,7	35,0
3	35-49	42	1596	10,9	3,9	36,1
4	50-64	57	1570	10,4	3,6	34,8
5	65-79	72	1601	10,3	3,7	36,3
6	80-94	87	1539	10,0	3,5	35,4
7	95-109	102	1581	9,7	3,6	37,0
8	110-124	117	1469	9,6	3,4	36,1
9	125-139	132	1481	9,4	3,5	36,9
10	140-154	147	1381	9,2	3,4	36,9
11	155-169	162	1416	9,0	3,3	36,7
12	170-184	177	1345	8,7	3,2	36,8
13	185-199	192	1348	8,6	3,2	37,5
14	200-214	207	1272	8,3	3,1	37,2
15	215-229	222	1284	8,1	3,1	38,2
16	230-244	237	1160	7,8	3,1	39,4
17	245-259	252	1160	7,8	3,1	40,0
18	260-274	267	1032	7,5	3,0	39,6
19	275-289	282	973	7,4	3,0	40,8
20	290-305	297	838	7,3	2,9	39,8

N= número de observações, DP= desvio padrão e CV= coeficiente de variação.

As curvas genéticas médias de lactação para as vacas com produção e para os touros que possuíam pelo menos uma filha com produção são apresentadas na Figura

1. Observa-se que ambas apresentam comportamento semelhante e que os picos de valores genéticos ocorrem entre os dias 25 e 30 da lactação.

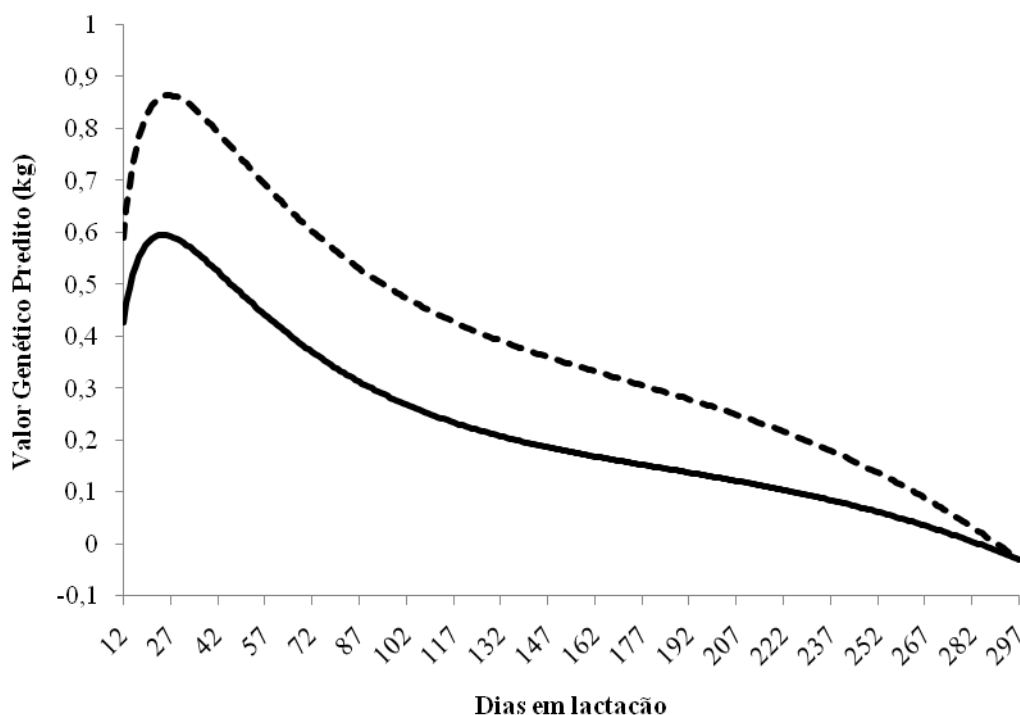


Figura 1 – Curvas genéticas médias de lactação para as vacas com produção de leite (- - -) e touros com pelo menos uma filha com produção de leite (—).

Na Tabela 3 são apresentadas as estimativas de herdabilidade para as nove medidas de persistência (PS_i) e para a produção de leite até 297 dias (P_{297}), bem como as correlações genéticas entre as PS_i e entre estas e a P_{297} . Os valores estimados de herdabilidade para PS_1 , PS_5 , PS_6 , PS_7 e PS_8 foram medianos a altos, o que indica substancial componente genético para esta característica na raça Gir Leiteiro. Por outro lado, as estimativas de herdabilidade para PS_2 , PS_3 , PS_4 e PS_9 foram baixas, indicando que estas medidas devam ser preteridas às demais. As diferenças entre os valores de herdabilidade para as PS_i podem ser atribuídas ao estágio da lactação e ao método utilizados para sua estimação (Madsen, 1975). Jakobsen et al. (2002), ao trabalharem com dados de animais da raça Holandês da Dinamarca, encontraram estimativa de herdabilidade para a medida PS_4 de 0,09, valor inferior ao encontrado neste estudo (0,16). Cobuci et al. (2006), em estudo com dados de animais da raça Holandês no Brasil, utilizando polinômio de Legendre de ordem quatro e variância residual homogênea ao longo da lactação, obtiveram

estimativas de herdabilidade de 0,09, 0,15 e 0,19 para as medidas PS₁, PS₂ e PS₃ (medidas com os intervalos de dias originais).

As correlações genéticas entre as PS_i foram, em geral, altas, indicando forte associação entre as mesmas. No entanto, as medidas PS₇ e PS₈ apresentaram correlações genéticas medianas com PS₁, PS₂ e PS₉. No que diz respeito às correlações genéticas entre as PS_i e a P297, estas foram sempre negativas e variaram entre -0,59 e -0,11. Em estudos com a raça Holandês e utilizando modelos de regressão aleatória, as correlações genéticas entre diversas medidas de persistência e a produção de leite até 305 dias variam de -0,49 a 0,57 (Jakobsen et al., 2002, Kistemaker, 2003, Cobuci et al., 2004 e Cobuci et al., 2006).

As medidas PS₇ e PS₈ apresentaram valores medianos de herdabilidade (0,33 e 0,32) e baixas correlações genéticas com a produção até 297 dias (-0,13 e -0,11), características desejáveis em uma medida de persistência (Dekkers et al., 1998). A medida de persistência deve possuir baixa correlação com a produção de leite acumulada na lactação, pois, caso contrário, não seria necessária a sua inclusão no programa de melhoramento genético.

Tabela 3 – Estimativas de herdabilidade (diagonal) e correlações genéticas (acima da diagonal) entre as medidas de persistência e entre estas e a produção até 297 dias

Característica	P297	PS ₁	PS ₂	PS ₃	PS ₄	PS ₅	PS ₆	PS ₇	PS ₈	PS ₉
P297	0,20	-0,49	-0,59	-0,40	-0,39	-0,28	-0,25	-0,13	-0,11	-0,55
PS ₁		0,29	0,96	0,94	0,92	0,93	0,89	0,79	0,76	0,93
PS ₂			0,11	0,87	0,85	0,80	0,76	0,62	0,59	0,96
PS ₃				0,17	0,99	0,97	0,97	0,91	0,90	0,94
PS ₄					0,16	0,96	0,97	0,92	0,91	0,93
PS ₅						0,40	0,99	0,96	0,95	0,85
PS ₆							0,38	0,98	0,97	0,84
PS ₇								0,33	0,99	0,73
PS ₈									0,32	0,71
PS ₉										0,09

Os percentuais de vacas em comum quando diferentes proporções de indivíduos são selecionadas para persistência (PS₇ e PS₈) e P297, são apresentados na Figura 2. Na Figura 3, são apresentados os percentuais de touros em comum quando diferentes proporções de indivíduos são selecionadas para persistência (PS₇ e PS₈) e

P297, ao considerar os touros com 8 ou mais filhas. Como esperado, à medida que a intensidade de seleção para ambas as características diminui, uma maior percentagem de animais em comum é selecionada. Observa-se a ausência de diferença significativa entre as medidas PS₇ e PS₈, o que era esperado, pois a fórmula para estimação de ambas é bastante semelhante.

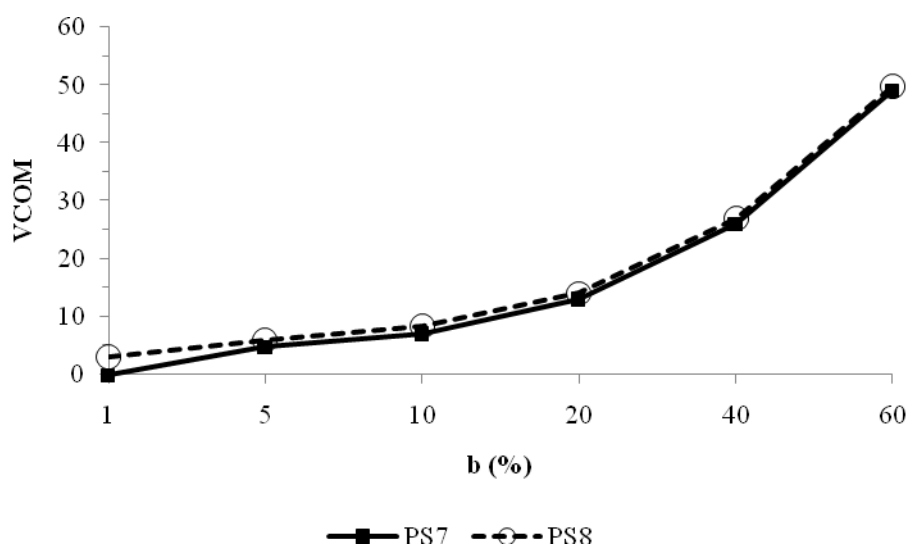


Figura 2 – Percentual de vacas em comum (VCOM) quando diferentes proporções de indivíduos selecionados (b) são praticadas para persistência e produção até 297 dias.

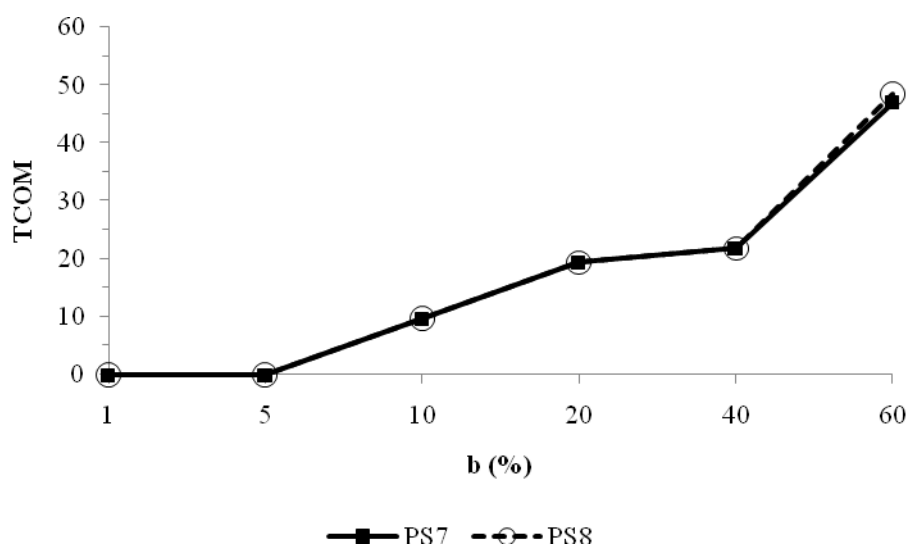


Figura 3 – Percentual de touros em comum (TCOM) quando diferentes proporções de indivíduos selecionados (b) são praticadas para persistência e produção até 297 dias.

Quando são comparados os cinco melhores touros, com pelo menos oito filhas, classificados pelo valor genético predito para P297 (Figura 4), observa-se que padrões genéticos diferentes ao longo da lactação são encontrados para animais de valores genéticos similares. Espera-se que os reprodutores T2, T3 e T4 possuam valores genéticos para persistência da produção de leite superiores aos dos reprodutores T1 e T5.

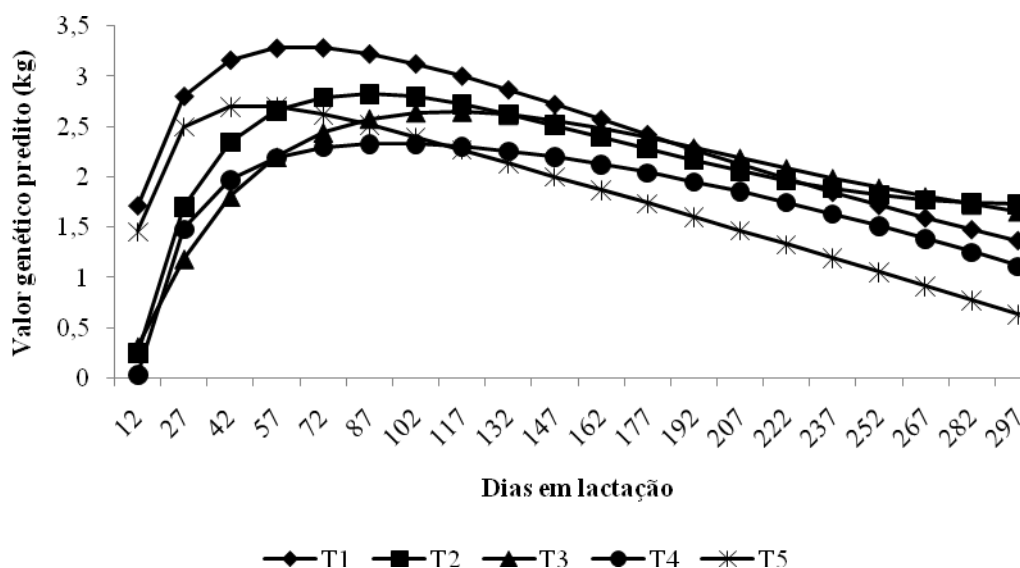


Figura 4 – Valores genéticos preditos ao longo da lactação para os cinco melhores touros (T1-T5) com 8 ou mais filhas classificados para produção de leite até 297 dias.

De maneira similar podem ser visualizadas (Figura 5) as curvas genéticas dos cinco melhores reprodutores, com pelo menos 8 filhas, classificados para PS₇. Nota-se que, em geral, os melhores reprodutores para persistência da produção de leite apresentam valores genéticos negativos, contudo crescentes, ao longo de quase toda lactação, com exceção do touro T2. Observa-se, portanto, que a medida de persistência da produção independe do nível de produção ou valor genético dos animais e está relacionada ao formato da curva de lactação. Isto reforça o caráter auxiliar da persistência, devendo ser selecionada simultaneamente à característica produção de leite. Na Figura 6 são apresentados dois touros de mesmo valor genético predito para P297 (VGP₂₉₇=483,5 kg) e valores genéticos para PS₇ opostos. O touro A seria mais desejável quando comparado ao touro B, pois apresenta um padrão

genético de lactação superior, transmitindo maior persistência da produção à sua progênie. Espera-se que o touro A transmita às suas filhas um pequeno incremento de produção ao pico e um expressivo acréscimo de produção nos estádios posteriores ao pico da lactação. O oposto deve ser observado nas filhas do touro B.

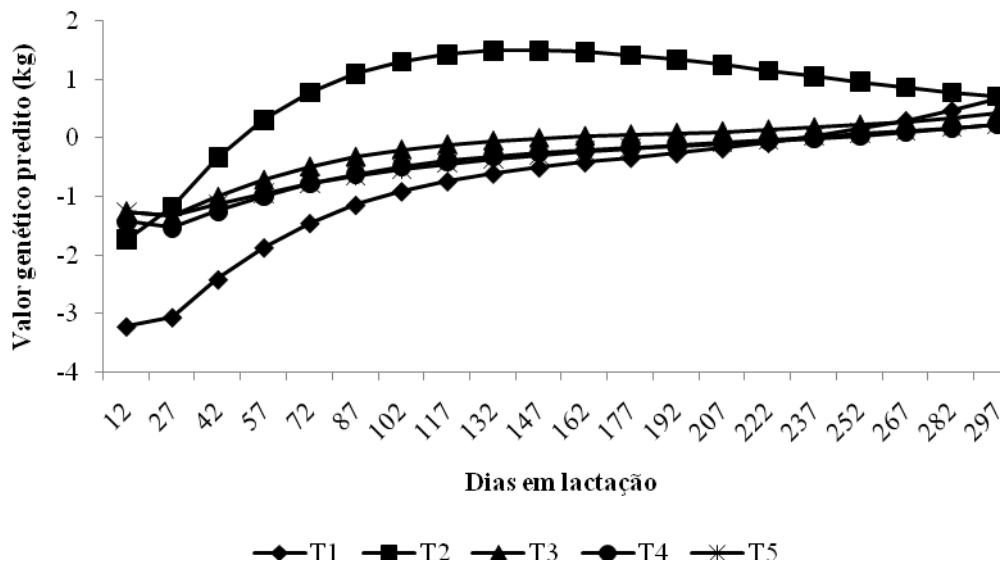


Figura 5 – Valores genéticos preditos ao longo da lactação para os cinco melhores touros (T1-T5) com 8 ou mais filhas classificados para PS₇.

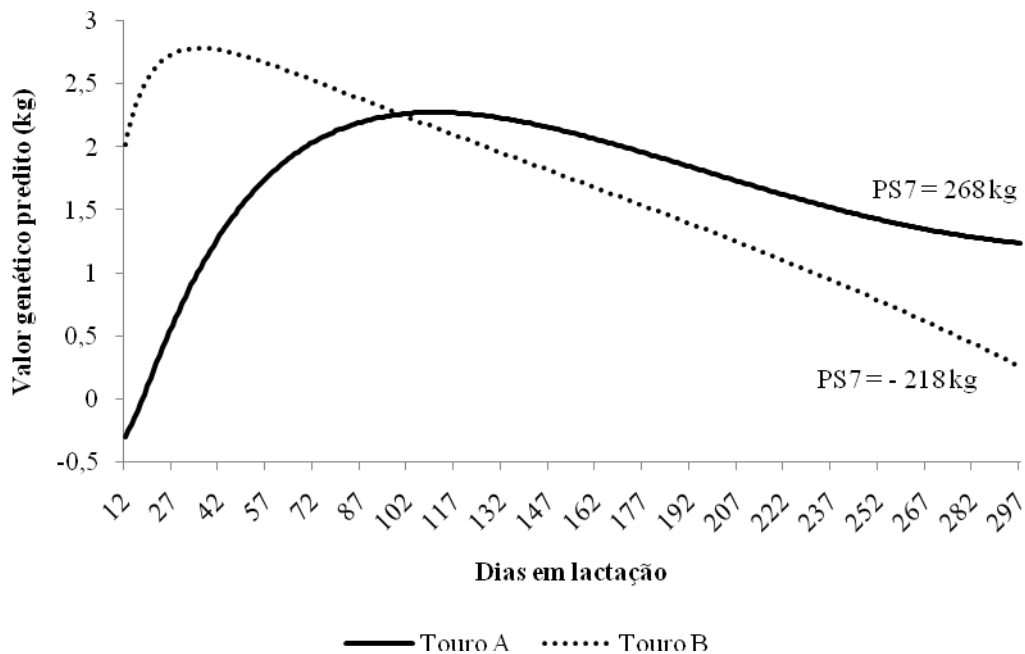


Figura 6 – Valores genéticos preditos ao longo da lactação para dois touros (A e B) de mesmo valor genético predito para produção de leite até 297 dias (VGP₂₉₇=483,5 kg) e valores genéticos para PS₇ opostos.

As médias dos VGP297 de acordo com o ano de nascimento das vacas (Figura 7) demonstram substancial incremento genético anual na produção de leite até 297 dias, confirmando a efetividade do programa de melhoramento genético nacional da raça. Em contrapartida, não se observou (Figura 7) melhoria na média genética da persistência da produção (PS₇).

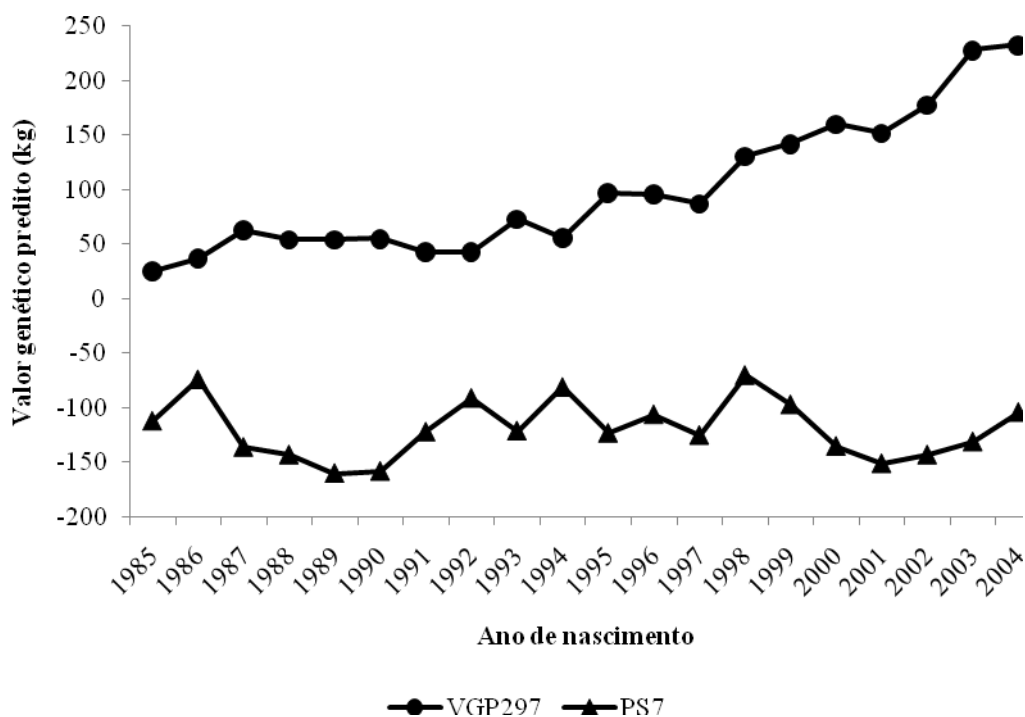


Figura 7 – Média dos valores genéticos preditos para produção de leite até 297 dias (VGP297) e persistência da produção de leite (PS₇) de acordo com o ano de nascimento das vacas.

Os resultados obtidos indicam que a seleção para a produção de leite até 297 dias não tem proporcionado melhoria significativa na persistência da produção de leite, característica funcional relacionada à redução de custos com alimentação, saúde e reprodução. Estratégias de seleção simultânea para produção de leite e persistência por meio de índices de seleção têm sido estudadas por Togashi & Lin (2003, 2004, 2006 e 2007).

Os efeitos da gestação e do uso de somatotropina, geralmente não incluídos nos modelos de avaliação genética de bovinos leiteiros, devem ser estudados para verificar a possível influência dos mesmos nas avaliações genéticas para produção de leite e conseqüentemente para a persistência.

Outras funções para modelagem da produção de leite no dia do controle que permitam um ajuste de melhor qualidade necessitam ser estudadas, pois afetam diretamente as avaliações genéticas para a persistência da produção de leite.

Conclusões

Dentre as medidas de persistência da produção de leite avaliadas, PS₇ e PS₈ devem ser preferidas em avaliações genéticas para esta característica na raça Gir Leiteiro, pois apresentaram herdabilidade mediana e foram pouco correlacionadas geneticamente com a produção de leite acumulada até 297 dias. Além disso, são mais adequadas ao momento do pico de lactação da raça, o qual ocorre entre 25 e 30 dias após o parto.

Recomenda-se a seleção simultânea para persistência e produção de leite, o que levaria à obtenção de ganhos genéticos na produção de leite e à modificação do formato da curva de lactação dos animais no sentido desejável.

Referências Bibliográficas

- ALI, T.E.; SCHAEFFER, R. Accounting for covariances among test day milk yields in dairy cows. **Canadian Journal of Animal Science**, v. 67, p. 637-644, 1987.
- COBUCI, J.A.; EUCLYDES, R. F.; COSTA, C.N. et al. Análises da persistência na lactação de vacas da raça holandesa, usando produção no dia do controle e modelo de regressão aleatória. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.33, n.2, p.546-554, 2004.
- COBUCI, J.A.; COSTA, C.N.; TEIXEIRA, N.M. et al. Utilização dos polinômios de Legendre e da função de Wilmink em avaliações genéticas para persistência na lactação de animais da raça Holandesa. **Arquivo Brasileiro de Medicina Veterinária e Zootecnia**, v.58, n.4, p.614-623, 2006.
- COBUCI, J.A.; EUCLYDES, R. F.; COSTA, C.N. et al. Genetic evaluation for persistency of lactation in Holstein cows using a random regression model. **Genetics and Molecular Biology**, v.30, n.2, p.349-355, 2007.
- DE ROOS, A.P.W.; HARBERS, A.G.F.; DE JONG, G. Random regression test-day model in The Netherlands. **Interbull Bulletin**, n.27, p. 155-158, 2001.
- DEKKERS, J.C.M.; TEM HAG, J.H.; WEERSINK, A. Economic aspects of persistency of lactation in dairy cattle. **Livestock Production Science**, v. 53, p. 237-252, 1998.
- JAKOBSEN, J.H.; MADSEN, P.; JENSEN, J. et al. Genetic parameters for milk production and persistency for Danish Holstein estimated in random regression models using REML. **Journal of Dairy Science**, v.85, n.6, p.1607-1616, 2002.
- JAKOBSEN, J.H.; REKAYA, R.; JENSEN, J. et al. Bayesian estimates of covariance components between lactation curve parameters and disease liability in Danish Holstein cows. **Journal of Dairy Science**, v. 86, p. 3000–3007, 2003.
- JAMROZIK, J.; SCHAEFFER, L. R.; DEKKERS, J. C. M. Genetic evaluation of dairy cattle using test day yields and random regression model. **Journal of Dairy Science**, v. 80, n. 6, p. 1217-1226, 1997.
- KISTEMAKER, G. J. Comparison of persistency definitions in random regression test-day models. **Interbull Bulletin**, n. 30, 2003.
- MADSEN, O. A comparison of some suggested measures of persistency of milk yield in dairy cows. **Animal Production**. v. 20, p. 191-197, 1975.

- MEYER, K. **WOMBAT – A program for mixed model analyses by restricted maximum likelihood. User notes.** Animal Genetics and Breeding Unit, Armidale, 2006.
- REIS FILHO, J.C. **Endogamia na raça Gir.** Viçosa, UFV, 2006. 49p. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Viçosa, 2006.
- SANTOS, F.A.P.; MARTINEZ, J.C.; GRECO, L.F. et al. Suplementação de vacas sob pastejo: considerações técnicas e econômicas visando maior rentabilidade. In: 8º SIMPÓSIO INTERNACIONAL DE PRODUÇÃO INTENSIVA DE LEITE – INTERLEITE 2007, Uberaba. **Anais...** p.249-300, 2007.
- SOLKNER, J.; FUCHS, W. A comparison of different measures of persistency with special respect to variation of Test-day milk yields. **Livestock Production Science**, v. 16, p. 305-319, 1987.
- TOGASHI, K.; LIN,C.Y. Modifying the Lactation Curve to Improve Lactation Milk and Persistency. **Journal of Dairy Science**, v. 86, p. 1487-1493, 2003.
- TOGASHI, K.; LIN,C.Y. Efficiency of Different Selection Criteria for Persistency and Lactation Milk Yield. **Journal of Dairy Science**, v. 87, p. 1528-1535, 2004.
- TOGASHI, K.; LIN,C.Y. Selection for Milk Production and Persistency Using Eigenvectors of the Random Regression Coefficient Matrix. **Journal of Dairy Science**, v. 89, p. 4866-4873, 2006.
- TOGASHI, K.; LIN,C.Y. Improvement of lactation milk and persistency using the eigenvectors of the genetic covariance matrix between lactation stages. **Livestock Science**, v. 110, p. 64-72, 2007.