

LUCIARA CELI DA SILVA CHAVES

AVALIAÇÃO DA PERSISTÊNCIA DA LACTAÇÃO EM VACAS GIROLANDO  
UTILIZANDO MODELOS DE REGRESSÃO ALEATÓRIA

Tese 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  
2005

**Ficha catalográfica preparada pela Seção de Catalogação e  
Classificação da Biblioteca Central da UFV**

T

C512a  
2005

Chaves, Luciara Celi da Silva,

Avaliação da persistência da lactação em vacas Girolando utilizando modelos de regressão aleatória / Luciara Celi da Silva Chaves. – Viçosa: UFV, 2005.  
x, 86f. : il. ; 29cm.

Orientador: Robledo de Almeida Torres.  
Dissertação (mestrado) - Universidade Federal de Viçosa.

Referências bibliográficas: f. 76-86.

1. Bovino de leite - Genética. 2. Análise de regressão  
3. Leite - Produção.I. Universidade Federal de Viçosa.  
II.Título.

CDD 22.ed. 636.2142

LUCIARA CELI DA SILVA CHAVES

AVALIAÇÃO DA PERSISTÊNCIA DA LACTAÇÃO EM VACAS GIROLANDO  
UTILIZANDO MODELOS DE REGRESSÃO ALEATÓRIA

Tese 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: 21 de fevereiro de 2005.

---

Prof. Paulo Sávio Lopes  
(Conselheiro)

---

Prof. Ricardo Frederico Euclides  
(Conselheiro)

---

Dr. Ary Ferreira de Freitas

---

Prof. Cláudio Vieira de Araújo

---

Prof. Robledo de Almeida Torres  
(Orientador)

## AGRADECIMENTOS

A Deus, por me presentear esta caminhada e a São José, por abrandar cada lágrima.

À Universidade Federal de Viçosa e ao Departamento de Zootecnia, pela oportunidade de realização do curso.

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

À Associação Brasileira dos Criadores de Girolando, pela concessão dos dados de análise.

Ao professor Robledo de Almeida Torres, pelos ensinamentos, pela orientação, pela amizade, pela confiança e paciência, minha admiração e gratidão.

Ao professor Ricardo Frederico Euclides, pelos aconselhamentos e incentivo, pelas preocupações, conversas e confiança, e pela grata acolhida.

Ao professor Paulo Sávio Lopes, pelo aconselhamento, pelo incentivo, pela amizade e pelo apoio.

Ao Dr. Ary Ferreira de Freitas, pela confiança concedida, o incentivo fundamental para a realização deste trabalho.

Ao professor Cláudio Vieira de Araújo, a quem dedico esta caminhada, por suas horas ocupadas com aulas de regressão aleatória e conversas de incentivo, ou simplesmente por me mostrá-la e permitir-me segui-la, com sua amizade, paciência, atenção e ajuda imprescindível para a conclusão deste trabalho.

À professora Lucia Galvão de Albuquerque, pela atenção, disposição e colaboração na realização deste trabalho e principalmente pelo carinho e amizade em tempos tão conturbados.

Ao Jaime Cobuci, por me apontar a direção e pelas valiosas sugestões que contribuíram em muito para o início deste trabalho.

Àquela brisa de todas as manhãs à janela que traz meu pai ao pensamento. A esse homem que me ensinou a lançar-me ao vento.

A minha mãe, um lírio de irretocável beleza, por dedicar-se a minha vida.

Ao meu irmão, pela linda declaração de formatura e por seu carinho extra aos meus pais para amenizar as saudades.

A minha avó Dinair, pelo ninar de todas as noites e, ao vovô Chaves (*in memorian*), pelos cheirinhos no cangote.

Ao destino, que me trouxe ao peito um olhar menino de ternura e uma canção de amor à alma. Ao Alex, por sorrir-me à vida.

Ao Lindemberg, meu exemplo de gente grande, pela amizade eterna.

À família que jamais esperava encontrar tão longe de casa, Gui, Kécya, Jane, Marcos, Gustavo, Kleibe e Janaína, pelos jantares, filmes e risos incontrolláveis. E, a pequena pérola de brilho infundável que me deu, em todos os momentos, brandura ao peito e sorriso menino. A esta amiga-irmã, Vivi, com a qual compartilho amizade infinita por toda esta estada.

Aos amigos distantes Kátia, Marcelo Vilar, Dani Portal, Neto, Lorena, José Júnior, Márcio, Letícia, Alessandra, e presentes, Leandro, Adolfo, Vinício, Charles, André Paiva, Joãozinho, Marcelinho, Rodolphinho, pelas horas de estudo compartilhadas e pela amizade.

Aos colegas de curso, José Pereira, Débora, Giselle, Júnior, Elizângela, Humberto, Rachel, Fábio e Fernanda, pelo constante incentivo.

A minha cidade morena, por me permitir lembranças com cheiro de água da chuva e sabor marajoara.

## **BIOGRAFIA**

Luciara Celi da Silva Chaves, filha de Lucival Solin de Carvalho Chaves e Iracema Iara Fátima da Silva Chaves, natural de Belém, Estado do Pará, nasceu em 22 de outubro de 1981.

Em 1999, iniciou o curso de graduação em Agronomia, pela Faculdade de Ciências Agrárias do Pará, em Belém, PA, onde foi bolsista de iniciação científica do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico, sob orientação dos professores Mário Lopes da Silva Junior (Departamento de Ciências do Solo) e Carlos Augusto Cordeiro Costa (Departamento de Biologia Vegetal), por três anos.

Em novembro de 2003, graduou-se em Agronomia pela Universidade Federal Rural da Amazônia.

Em agosto de 2003, iniciou o curso de Mestrado em Zootecnia na Universidade Federal de Viçosa, MG.

Em 21 de fevereiro de 2005, submeteu-se aos exames finais de defesa de tese para obtenção do título *Magister Scientiae* em Zootecnia, na Universidade Federal de Viçosa, MG.

## CONTEÚDO

|   | Página |
|---|--------|
| RESUMO.....   | vii    |
| ABSTRACT.....   | ix     |
| 1. INTRODUÇÃO.....  | 1      |
| 2. REVISÃO DE LITERATURA  |        |
| 2.1. Modelos de Regressão Aleatória.....  | 4      |
| 2.2. Modelos de Regressão Aleatória e Polinômios de<br>Legendre.....                | 11     |
| 2.3. Persistência da Lactação.....  | 18     |
| 3. MATERIAL E MÉTODOS   |        |
| 3.1. Material.....  | 28     |
| 3.2. Métodos.....   | 30     |
| 3.2.1. Modelos de análises.....   | 30     |
| 3.3. Funções Polinomiais e Ortogonais de Legendre.....                              | 30     |
| 3.3.1. Utilização de Classes Residuais para o Efeito de Ambiente<br>Temporário..... | 31     |
| 3.3.2. Comparação entre Modelos de Regressão Aleatória.....                         | 32     |
| 3.4. Função Exponencial de Wilmink.....   | 33     |
| 3.5. Função Logarítmica de Ali e Schaeffer.....                                     | 33     |
| 3.6. Variáveis de Persistência.....   | 36     |
| 4 - RESULTADOS E DISCUSSÃO  |        |
| 4.1. Dados.....   | 40     |

|   |    |
|---|----|
| 4.2. Avaliação de Modelos.....              | 42 |
| 4.3. Persistência da Primeira Lactação..... | 65 |
| 4.4. Autovalores e Autofunções.....         | 72 |
| 5. CONCLUSÕES.....                          | 75 |
| REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....             | 76 |

## RESUMO

CHAVES, Luciara Celi da Silva, M.S., Universidade Federal de Viçosa, fevereiro de 2005. **Avaliação da persistência de lactação em vacas Girolando sob o modelo de regressão aleatória.** Orientador: Robledo de Almeida Torres. Conselheiros: Ricardo Frederico Euclides e Paulo Sávio Lopes.

Resumo: Registros de produção de leite de 6.604 controles leiteiros de 876 vacas da raça Girolando, distribuídas em 40 rebanhos, no período de 1989 a 2001, foram utilizados na comparação entre modelos de regressão aleatória, para estimação de componentes de variância e predição dos valores genéticos dos animais. Os modelos de regressão aleatória incluíram os efeitos de rebanho-ano-estação de controle; efeitos lineares e quadráticos da idade da vaca ao primeiro parto; composição racial do animal; regressão do número de dias em lactação para descrever a partes fixa da curva de lactação e regressões aleatórias relacionadas aos efeitos genético direto e de ambiente permanente, utilizando funções lineares para descrever a trajetória da lactação. Os modelos diferiram entre si por meio da função utilizada para descrever a trajetória da curva de lactação dos animais, sendo estas, funções polinomiais de Legendre com três, quatro e cinco parâmetros, função exponencial de Wilmink e a função logarítmica de Ali e Schaeffer. Os modelos também empregaram diferentes números de classes residuais para o efeito de ambiente temporário. Comparações entre os modelos foram realizadas com base nas estimativas do Teste da Razão de Verossimilhança e pelo Critério de Informação de Akaike. O modelo de regressão aleatória que melhor descreveu a variação da produção de leite no dia de controle foi o que empregou a função polinomial de Legendre com cinco parâmetros, contendo duas classes residuais para o efeito de ambiente temporário. De posse das estimativas de (co)variância dos coeficientes de regressão aleatória e das variâncias residuais, foram obtidas as soluções de regressão aleatória para cada indivíduo, utilizadas posteriormente para gerar as

predições de valores genéticos de cada animal. Por meio dos valores genéticos dos animais, foram computadas variáveis que mensuraram a persistência da lactação dos animais. Dentre as sete variáveis de persistência empregadas, a variável  $PS_2$  (obtida pela diferença entre áreas sob a curva de lactação, no terço mediano e inicial da lactação) apresentou menores correlações de produto-momento e de ordem com o valor genético da produção de leite até 305 dias, tanto para os 10% dos melhores indivíduos, quanto para todos os indivíduos em conjunto, independentemente do sexo. Este resultado indica que  $PS_2$  é uma variável indicada para ser utilizada como critério de seleção quando o objetivo for alteração do formato da curva de lactação

## ABSTRACT

CHAVES, Luciara Celi da Silva, M.S., Universidade Federal de Viçosa, february, 2005. **Evaluation of lactation persistency of Girolando cows using random regression models.** Adviser: Robledo de Almeida Torres. Committee members: Ricardo Frederico Euclides and Paulo Sávio Lopes.

Data comprising 6.604 tests day milk yield of 876 Girolando cows, distributed in 40 herds, between 1989 and 2001, were used to compare random regression models for estimating variance components and predicting animal breeding values. The random regression models included the effects herd-year-season of control; linear and quadratic effects of the cow at first calving; genetic group of the animal; regression of the number of days in milk in order to describe the fixed part of the lactation curve and random regression related to the direct genetic effects and to permanent environmental effects, using linear functions to describe the lactation. The models differed amongst themselves regarding the function used to describe the animal's trajectory of the lactation curve, being Legendre polynomial function of , Wilmlink's exponential function and the Ali and Schaeffer's logarithmic function. The models also used different numbers of residual classes for the temporary environmental temporary effects. The comparisons among the models were made based on the Likelihood Ratio Test estimative and by Akaike Information Criterion. The random regression model that better described the variation of the test day milk yield was the one which used Legendre's polynomial function with five parameters and two residual classes for the temporary environment effect. Using the estimative of (co) variances of the random regression coefficients and the residual variances, the random regression solutions were obtained for each individual, used after to generate the prediction of animals breeding values. Based on the animals breeding values, variables were computed that measured the animal's persistency. Among the seven variables of persistency employed, the variable

$PS_2$  (obtained by difference between areas of the lactation curve at the middle third and the beginning of the lactation) showed lower correlations of moment-production and of order with the breeding value for milk yield until 305 days, not just for 10% best individuals, but also for all the individuals in the group, gender independent. These results suggest that  $PS_2$  is a variable that may be used as a selection criterion, when the objective is to change the lactation curve format.

## 1 - INTRODUÇÃO

A principal fonte de informação das avaliações genéticas em gado de leite é o registro de produção diária, controlado mensalmente pelas associações de criadores de cada raça. Tradicionalmente, tais registros individuais são utilizados para a estimação da chamada produção aos 305 dias (P305), por meio de modelos que fazem uso de fatores de projeção de lactações, assumindo uma curva padrão de lactação para a vaca, de determinada raça, em determinada lactação. Neste caso, obtêm-se valores subestimados de produção para vacas com maiores persistências da lactação, enquanto que vacas menos persistentes, os têm superestimados, o que acarreta em problemas à avaliação genética caso a persistência seja uma característica de interesse no programa de melhoramento.

Metodologias mais recentes, denominadas Modelos de Regressão Aleatória (MRA), vêm sendo propostas para a avaliação genética da característica produção de leite no dia do controle - *test day*, e nas curvas de crescimento, permitindo-se considerar que as variâncias podem ser alteradas em decorrência do tempo, além de permitir a estimação de trajetórias individuais que consideram o parentesco entre os animais e aproveitam as informações dos animais com apenas um controle (ou pesagem). Estes modelos consideram a forma da curva de lactação, efeito geral e efeitos específicos da data de controle para os animais, tais como a influência dos períodos seco e de serviço do animal, frequência de ordenha, número de dias em lactação e sanidade.

Os MRA têm sido propostos como uma alternativa para modelar tais características (SCHAEFFER e DEKKERS, 1994), pois, permitem a predição de valores genéticos para curvas de crescimento ou lactação como um todo, para qualquer ponto desejado na escala de tempo utilizada, não havendo necessidade de se criar classes de desempenho arbitrárias ou de utilizar fatores de ajuste para determinada idade (ALBUQUERQUE, 2004) e, permitindo estimar (predizer) o valor das características em questão em qualquer ponto desse intervalo (vantagem comum aos modelos de regressão tradicionais) e; permitem obter estimativas de (co)variâncias para as características (idades) na qual não há

observações (por meio de interpolação) (KIRKPATRICK e HECKMAN, 1989). Além disso, têm-se uma melhor utilização dos dados, posto que todas as medidas do animal e de seus parentes são utilizadas na avaliação do mesmo, promovendo, assim, um potencial aumento da acurácia de seleção (ALBUQUERQUE, 2004). Entretanto, apesar de reduzir o número de parâmetros em relação às análises convencionais, o emprego de MRA envolve, em geral, grande número de parâmetros correlacionados entre si, o que restringe a sua aplicação em grandes arquivos de dados.

A mensuração da persistência pode ser eficientemente obtida por meio dos modelos de regressão aleatória, 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 persistência (JAMROZIK et al., 1997b). Segundo JENSEN (2001), o uso de modelos de regressão aleatória utilizando os registros de produção de leite no dia do controle pode produzir diferentes mensurações da persistência.

As atuais estratégias de seleção não consideram ainda a persistência como uma característica passível de seleção (GENGLER et al., 1995), embora vários estudos indiquem a utilização da persistência na avaliação genética de animais (BAR-ANAN e RON, 1985; SOLKNER e FUCHS, 1987; GENGLER et al., 1995; SINGH, 1995), já que se constitui um elemento fundamental para a produção total de leite na lactação (GENGLER et al., 1995; GENGLER, 1996 e GROSSMAN et al., 1999).

Levando em consideração a existência de indicativos que a seleção para persistência da lactação pode ser desejável e vantajosa, principalmente no que se refere aos aspectos econômicos e, que ainda há poucos estudos publicados sobre animais Girolando (FREITAS et al., 2004), este trabalho, com o intuito de estudar a viabilidade da utilização de modelos de regressão aleatória para a descrição da variabilidade genética presente na produção de leite no dia do controle e sua exploração na confecção e viabilidade da utilização de variáveis de persistência da lactação, em avaliações genéticas de animais Girolando, teve por objetivos:

- 1) Comparar modelos de regressão aleatória para descrever a variação genética da produção de leite em animais Girolando; que diferiram entre si pelo uso de diferentes funções, com diferentes números de parâmetros, bem como, uso de diferentes classes residuais para o efeito de ambiente temporário;
- 2) Estimar a persistência da lactação utilizando a produção de leite no dia do controle, por meio dos coeficientes de regressão aleatória, obtidos pelo modelo que melhor descrever a variação da produção de leite no dia de controle;
- 3) Avaliar e comparar a correlação obtida pela seleção de animais com base nos valores genéticos preditos para produção de leite aos 305 dias de lactação com as diferentes variáveis de persistência obtidas pelo modelo de regressão aleatória.

## **2. REVISÃO DE LITERATURA**

### **2.1. Modelos de Regressão Aleatória**

Tradicionalmente, utiliza-se a produção total, estimada aos 305 dias, para a avaliação genética em gado de leite, calculada a partir de registros de controles leiteiros individuais. Um dos entraves dessa avaliação está no uso de fatores de extensão (ou de ajuste) para lactações curtas ou incompletas, já que, para tanto, assume-se que não há variabilidade na forma da curva dos animais, acarretando a eliminação da variação genética existente para produção (SHAHRBABA, 1997). Ainda, a análise única da produção acumulada desconsidera a modelagem e a descrição da curva da lactação, além de ignorar os efeitos ambientais temporários existentes entre os registros.

Desta forma, os trabalhos envolvendo curvas de lactação utilizam a curva média para a escolha da melhor função ajustada. Essa função é então adotada para o ajuste de todas as lactações do conjunto de dados. Mesmo os critérios adotados para a escolha de um modelo, como por exemplo, o coeficiente de determinação, muitas vezes ignoram quais impasses estatísticos ou biológicos podem estar ocorrendo quando o ajuste é estendido para lactações individuais. A consequência disso é a estimação de parâmetros irrealistas, ou, de modo que se estimam tempos de pico que ocorrem antes do parto ou, ainda mais grave, após o término da lactação (EL FARO e ALBUQUERQUE, 2002).

A primeira tentativa de descrever a forma completa da lactação foi feita por WOOD (1967), por meio de um modelo não-linear. Vários outros modelos, tanto lineares como não-lineares, foram propostos desde então e, dentre estes o uso de “test-day models” figura como o mais vantajoso.

Define-se por “test-day models”, ou modelos de produção no dia do controle, os procedimentos estatísticos que consideram todos os efeitos genéticos e ambientais, diretamente de uma base de produção no dia do controle (PTAK e

SCHAEFFER, 1993), logo se obtêm uma estimação mais acurada dos fatores ambientais que agem sobre a produção de leite em períodos parciais da lactação. Além disso, não se faz necessário o uso de fatores de extensão da produção para a avaliação genética de animais cujas lactações ainda estão em andamento; permite a inclusão de animais cujas lactações têm perda de controles leiteiros intermediários e; aumenta o número de informações e a acurácia na avaliação de animais jovens (EL FARO, 2002).

Vários modelos têm sido utilizados para estimação de componentes de variância para produção no dia do controle, entre eles o modelo de repetibilidade. Este modelo assume que medidas sucessivas de um indivíduo correspondem a medidas repetidas da mesma característica. Deste modo, diversos trabalhos (MEYER et al., 1989; PANDER et al., 1992; SWALVE, 1995) expuseram correlações genéticas significativamente negativas entre produções em diferentes estádios de lactação. Sendo assim, as pressuposições deste modelo se mostraram falhas.

Também, alguns estudos aplicaram o modelo multicaracterística completo (MEYER et al., 1989; PANDER et al., 1992), o qual trata cada dia de controle como uma característica, permitindo considerar correlações heterogêneas entre estas. Contudo, o fato de se avaliar simultaneamente um grande número de características torna-se um fator limitante devido ao grande número de parâmetros a ser calculado.

Em 1982, HENDERSON Jr. sugeriu um modelo linear misto de regressão aleatória para a análise de dados longitudinais, caracterizados pela existência de observações repetidas para os mesmos indivíduos (DIGGLE et al., 1994). Posteriormente, SCHAEFFER e DEKKERS (1994) sugeriram um modelo de regressão aleatória para a análise de dados de produção no dia do controle. Neste procedimento, a forma da curva padrão de lactação diferia individualmente para cada animal pela inclusão no modelo de análise de um coeficiente de regressão aleatória para cada animal. A curva de lactação para um

determinado animal poderia ser descrita sobre dois conjuntos de variáveis regressoras sobre o número de dias em produção. Um conjunto de coeficientes de regressão fixa para todas as vacas pertencentes à mesma subclasse de idade-estação de parto descrevendo a forma geral da curva para todos os animais daquela subclasse e um conjunto de coeficientes de regressão aleatória para o animal individualmente, descrevendo os desvios em relação à curva descrita pela regressão fixa, permitindo a este animal ter uma curva de lactação própria.

Recentemente têm-se reconhecido que modelos de regressão aleatória e suas funções de covariância resultantes são os mais apropriados para análise de dados longitudinais na área de melhoramento genético. Tais modelos acomodam registros repetidos para caracteres que mudam gradualmente no tempo, não requerendo pressuposições quanto à constância das variâncias e correlações (MEYER, 2000). Os Modelos de regressão aleatória (MRA) permitem ajustar uma trajetória aleatória para cada indivíduo como desvios de uma trajetória média da população. As trajetórias das lactações para os animais, podem ser vistas como dois conjuntos de regressão sobre a idade: a regressão fixa para todos os indivíduos que descreve a forma geral da curva de lactação, enquanto as regressões aleatórias descrevem os desvios a partir da regressão fixa, permitindo que cada vaca tenha uma forma diferente da trajetória de seus desempenhos em termos genéticos (JAMROZIC et al., 1997b).

Potencialmente, pode haver um número infinito de registros, ao longo de uma escala contínua  $t$ , ou seja, a trajetória de produção de leite, por exemplo, pode ser considerada uma função que relaciona o período de lactação  $t$ , de determinada vaca, com algumas medidas de suas produções de leite; assim, há infinitos números de períodos em que os registros de produção podem ser mensurados. Portanto, o ajuste dos MRA implica admitir certa estrutura de (co)variância entre as medidas de produção de leite, no tempo  $t$  qualquer da lactação, a qual é determinada pela (co)variância entre os coeficientes de regressão aleatória, dessa forma, o sistema de equações fica bem mais denso, o que traz, também, algumas limitações computacionais. (MEYER, 1998a).

Justamente por possibilitar a obtenção de estruturas de (co)variâncias entre os diferentes controles por meio de funções de covariância para os efeitos aleatórios de interesse, é que os modelos de regressão aleatória se fazem tão relevantes. Além disso, o uso de "test-day models" aplicando-se regressões aleatórias, pode permitir a seleção de animais cujas curvas de lactação sejam mais persistentes já que torna possível diferenciar uma curva para cada animal (PTAK e SCHAEFFER, 1993; SCHAEFFER, 1996; JAMROZIK e SCHAEFFER, 1997). E, segundo VAN DER WERF et al. (1998), de modo geral, os modelos de regressão aleatória são mais flexíveis e precisos do que os modelos multicaracterísticas, no entanto, a escolha da utilização destes, depende de condições específicas para sua aplicação.

O modelo de regressão aleatória para produção no dia do controle pode ser apresentado de forma simplificada, conforme JENSEN (2001):

$$y = HTD + \sum b_j x_j + \sum a_j x_j + \sum p_k x_k + e$$

em que  $a_j$  e  $p_k$  são os efeitos genético aditivo e de ambiente permanente correspondente ao coeficiente de regressão  $j$  e  $k$ , respectivamente;  $x_j$  são as covariáveis correspondentes, e similarmente para o efeito de meio permanente subscrito pela letra  $k$ . Os diferentes subscritos indicam que as covariáveis nas diferentes partes do modelo não são necessariamente as mesmas. As covariáveis  $x_i$  podem, a princípio, ser quaisquer covariáveis, mas normalmente são funções dos dias em lactação relativamente simples, como polinômios ortogonais (por exemplo, os de Legendre) ou os parâmetros da função de Wilmink (WILMINK, 1987). Muitas outras funções podem ser utilizadas. PTAK e SCHAEFFER (1993) usaram várias combinações de funções lineares, quadráticas e logarítmicas dos dias em lactação. Outras funções diferentes vêm sendo aplicadas aos modelos de regressão fixa assim como aos modelos de regressão aleatória

(ALI e SCHAEFFER, 1987; GUO e SWALVE, 1997; VAN DER WERF et al., 1998; LIDAUER e MANTYSAARY, 1999; OLORI et al., 1999).

Com objetivo de comparar possíveis covariáveis para serem utilizadas nos MRA, JAMROZIK et al. (1997a), avaliaram três diferentes MRA utilizando combinação de duas funções lineares contendo três (WILMINK, 1987) e cinco (ALI e SCHAEFFER, 1987) covariáveis para descrever os coeficientes de regressão fixo e os desvios dos coeficientes de regressão aleatória em relação à parte fixa dos modelos de regressão aleatória. Os resultados mostraram que a utilização de tais funções no MRA permitiu obter a mesma classificação dos touros, quando da utilização da produção em 305 dias. A utilização de modelos com diferentes funções, como covariáveis, para os coeficientes de regressão fixo e aleatório do modelo, teve sua convergência afetada de modo adverso. O modelo considerando a função com menor número de covariáveis apresentou menor tempo de processamento.

Comparações entre modelos de regressão aleatória que diferiram entre si por meio da função escolhida para descrever a lactação de 36.288 controles leiteiros de animais da raça Holandesa foram realizados por POOL e MEUWISSEN (1999). As comparações se basearam na escolha da função para descrever a trajetória da lactação dos animais, sendo utilizadas as funções exponencial de WILMINK (1987), função polinomial de Legendre, com ajuste dos polinômios variando de zero até o sétimo grau. O modelo exponencial apresentou resultados intermediários aos obtidos pela função polinomial de Legendre com ajuste de primeiro e segundo graus. O modelo polinomial com ajuste de polinômios de quinto grau foi considerado pelos autores aquele que proporcionou melhor ajuste com menor número de parâmetros.

Muitos trabalhos têm sido feitos com o intuito de estimar a herdabilidade da produção de leite no dia do controle utilizando-se os MRA. Nos estudos de JAMROZIK e SCHAEFFER (1997) e KETTUNEN et al. (1998), estas estimativas foram maiores do que a esperada, especialmente, no início e no final

do período de lactação. JAMROZIK e SCHAEFFER (1997) e KETTUNEN et al. (1998) obtiveram, respectivamente, os valores de 0,59 e 0,51, para a herdabilidade dos controles no início da lactação e, de 0,48 e 0,52, para os controles no final do período de lactação.

Estudos mais recentes, como o de STRABEL e MISZTAL (1999), obtiveram estimativas de herdabilidade que variaram de 0,14 a 0,19, para diferentes períodos de lactação. VEERKAMP e GODDARD (1998) e TIJANI et al. (1998), por meio de funções de covariâncias, obtiveram, respectivamente, valores médios para a herdabilidade entre 0,13 a 0,20, para a produção de leite no dia do controle ao longo da lactação.

BROTHERSTONE et al. (2000) estimaram herdabilidade variando entre 0,06 a 0,32. Os valores obtidos pelos autores sofreram muita influência do modelo de regressão usado para os efeitos fixos e aleatórios. Para os polinômios ortogonais de Legendre com ordens 3 a 5, usados para modelar as curvas fixas e aleatórias, as herdabilidades estimadas variaram entre 0,06 a 0,25 e foram menores que quando foi utilizada uma função paramétrica definida por ALI e SCHAEFFER (1987), as herdabilidades foram maiores em praticamente todos os períodos da lactação e variaram de 0,09 a 0,32, com valores maiores ocorrendo entre 150 a 250 dias.

Os vários resultados apresentados na literatura sugerem que os primeiros e os últimos meses da lactação estejam mais sujeitos às variações temporárias de meio ambiente e que as produções do meio da lactação sejam mais influenciadas pelas diferenças genéticas e permanentes de meio existente entre as vacas.

COBUCI (2002) avaliou as primeiras lactações de animais da raça Holandesa por meio de modelos de regressão aleatória que utilizaram a função de WILMINK (1987) para descrever as lactações dos animais. Para o modelo que considerou o efeito aleatório de ambiente permanente constante ao longo da lactação, as estimativas de herdabilidades variaram de 0,31 a 0,56; ao passo que,

ao ajustar uma função de (co)variância também para este efeito, as estimativas variaram de 0,15 a 0,31.

FREITAS (2003) analisou 6.840 registros de produção de leite no dia de controle de 973 vacas primíparas da raça Girolando por meio de modelos de regressão aleatória que utilizaram a função de WILMINK (1987) para descrever as lactações dos animais. Para o modelo gerado a partir da manutenção do exponencial original da função, as estimativas de herdabilidades variaram de 0,22 a 0,41. Além disso, foi realizado um estudo comparativo entre os modelos de regressão aleatória e de produção até 305, por meio do qual se observaram alterações significativas nas classificações dos animais pelos valores genéticos, tanto de touros como vacas. A estimativa de herdabilidade até 305 dias obtida pelos modelos de regressão aleatória foi 0,31, enquanto que a obtida pelo modelo de produção aos 305 dias foi 0,24.

Um outro tipo de função, polinômios de Legendre, tem sido aplicado a vários estudos utilizando a produção no dia do controle (KIRKPATRICK et al., 1994; VEERKAMP e GODDARD, 1998; POLL e MEUWISSEN, 1999, 2000). OLORI et al. (1999) ao utilizarem polinômios ortogonais de Legendre com ordens variando de quadrática até quártica para os efeitos genético aditivo e de ambiente permanente, estimaram herdabilidades que variaram de 0,22 a 0,50 para um modelo quadrático, de 0,31 a 0,51 para um cúbico e, de 0,29 a 0,52 para um quártico. As estimativas para os diferentes modelos seguiram padrões semelhantes, exceto no início da lactação, quando o modelo quártico proporcionou maior herdabilidade que os demais na quarta semana. No geral, o final da lactação, em torno da 35<sup>a</sup>. Semana, apresentou maior herdabilidade.

A utilização de funções de regressão paramétricas, como a polinomial logarítmica, de ALI e SCHAEFFER (1987) e a exponencial, de WILMINK (1987), têm proporcionado estimativas de parâmetros genéticos que diferem dos obtidos pelos polinômios ortogonais de Legendre, mais utilizado até então.

Segundo JENSEN (2001), não existe um consenso sobre os melhores modelos a serem utilizados na rotina de predição de valores genéticos.

Vários estudos relataram sobre a necessidade de novas pesquisas usando os registros de produção no dia do controle mediante modelos de regressão aleatória (JAMROZIK e SCHAEFFER, 1997; REKAYA et al., 1999; JONEST et al., 1999; STRABEL e MISZTAL, 1999; VEERKAMP et al., 2001). Diante disto, percebe-se que há, na literatura, poucos estudos sobre a identificação de funções que permitam melhor descrição das curvas de lactação e, principalmente, estudos sobre a persistência da lactação considerando tais modelos e funções.

## **2.2. Modelos de Regressão Aleatória e Polinômios de Legendre**

Segundo ALBUQUERQUE (2003), as regressões polinomiais têm sido amplamente utilizadas para descrever a curva de lactação. A maioria dos trabalhos faz uso de regressões sobre polinômio de Legendre para modelagem de dados longitudinais, afinal estes apresentam a conveniência de serem ortogonais e normalizados, o que implica em melhor convergência e maior acurácia dos resultados. Tais modelos, também, não requerem qualquer pressuposição sobre a forma da curva com o tempo.

KIRKPATRICK e HECKMAN (1989) definem como características de dimensão infinita (oriundas de dados longitudinais), aquelas as quais o fenótipo de um indivíduo é descrito por uma função, em vez de um número finito de mensurações. Entre essas características, citam a trajetória de crescimento de um animal, a qual representa um indivíduo como uma função que relaciona a idade desse indivíduo a alguma medida de seu tamanho. Desde que o tamanho do indivíduo para cada diferente idade possa ser representado por uma característica diferente, e desde que existam infinitos números de idades, trajetórias de crescimento podem ser classificadas como características de dimensão infinita.

Esses autores introduziram métodos para analisar a evolução de tais características, desenvolvendo primeiramente a notação matemática e os métodos necessários para descrever e analisar características de dimensão infinita. Sendo a trajetória média de crescimento representada pelo tamanho médio dos indivíduos da população em determinadas idades, e a variação das trajetórias de crescimento dos indivíduos em torno da trajetória média de crescimento podendo ser quantificada pela função de covariância. Deste modo, KIRKPATRICK et al. (1990) desenvolveram dois métodos de estimação de funções de covariância aditiva. O primeiro método, denominado de método de ajuste completo, procura ajustar o grau do polinômio ortogonal ( $k$ ) igual ao número de idades mensuradas ( $t$ ). No segundo método, denominado de método de ajuste reduzido, o número de parâmetros a serem estimados é menor que o número de idades mensuradas ( $k < t$ ). Os métodos se iniciam a partir de uma matriz de (co)variância genética aditiva, referente a mensurações de  $n$  idades ( $G$ ).

Segundo KIRKPATRICK e HECKMAN (1989), os modelos de função de covariância são mais vantajosos sobre os modelos tradicionais multivariados, pois, produzem uma descrição para todo ponto ao longo de uma escala contínua de medidas (tempo), permitindo que as covariâncias entre as idades não mensuradas sejam obtidas facilmente por interpolação, e, cada função de covariância tenha um conjunto de autovalores e autofunções que fornecem informações sobre a direção na qual a curva média (crescimento, lactação, etc.) tem maior chance de ser modificada por seleção, pelo fato de apresentarem maior variância genética. Os autores mostraram que as funções de covariância permitem a estimação de uma função de seleção gradiente contínua, isto é, levando em conta os efeitos da seleção em todos os pontos. Assim, tais funções permitem uma predição da resposta à seleção mais acurada, conseqüentemente tornam mais eficientes a utilização dos dados e estimação de parâmetros de interesse. KIRKPATRICK et al. (1994) acrescentam que, com este método, pode-se levar em consideração a data correta em que os dados são coletados, mesmo quando os dados são tomados de forma irregular.

Uma variedade de técnicas pode ser utilizada para estimar uma função de covariância. Os autores justificam a escolha de uma família de métodos que envolvem ajustes de funções ortogonais para os dados pelo fato de que funções ortogonais são, freqüentemente, utilizadas em análises padrões de variância genética em trajetórias de crescimento.

Um par de funções  $\phi_i$  e  $\phi_j$  são ditas normais e ortogonais sobre um intervalo  $[u,v]$  se:

$$\int_u^v \phi_i(x)\phi_j(x)dx = 0 \quad \text{e} \quad \int_u^v \phi_i^2(x)dx = 1$$

O método utiliza o polinômio de Legendre. Estes polinômios são definidos no intervalo de -1 a 1. A função de covariância genética aditiva entre as mensurações às idades  $a_1$  e  $a_2$ , é dada pela expressão:

$$f(a_1^*, a_2^*) = \sum_{i=0}^{k-1} \sum_{j=0}^{k-1} [K]_{ij} \phi_i(a_1^*) \phi_j(a_2^*)$$

em que  $K$  é substituída por seu estimador, que é uma matriz de coeficientes associada com a função de covariância. Seus elementos são constantes e dependem da função de covariância e da família de polinômios ortogonais, que está sendo utilizada,  $a_i^*$  é a idade mensurada e padronizada, por meio da expressão:

$$a_i^* = u + \frac{v-u}{a_{\max.} - a_{\min.}} (a_i - a_{\min.})$$

em que  $a_{\max.}$  e  $a_{\min.}$  são as maiores e menores idades mensuradas, respectivamente.

No método de ajuste completo, a função de covariância pode ser escrita em notação matricial como

$$\hat{G} = \Phi \hat{K} \Phi'$$

em que  $\hat{G}$  é uma estimativa da matriz de covariâncias genéticas de ordem  $t$  ( $t$  valores genéticos) por  $t$  (idades mensuradas),  $\Phi$  é uma matriz de idades padronizadas associadas aos polinômios ortogonais  $t$  por  $k$  ( $k$  é o grau do polinômio). A matriz  $\Phi$  pode também ser escrita como  $\Phi = M$ , com  $M$  sendo uma matriz  $t \times k$ , em que cada linha representa a idade padronizada e os elementos de suas colunas, correspondem aos termos de intercepto até a idade padronizada elevada ao  $K$ -ésimo grau. A matriz  $\hat{K}$ , de ordem  $k$ , representa os coeficientes dos polinômios ortogonais. A equação acima pode ser reescrita como

$$\hat{K} = \Phi^{-1} \hat{G} (\Phi^{-1})'$$

A matriz de coeficientes da função de covariância ( $C$ ) pode ser então obtida por meio da seguinte expressão:

$$C = \Lambda \hat{K} \Lambda'$$

No método de ajuste reduzido, se produz uma estimativa reduzida, ou seja, o ajuste da função de covariância é baseado em  $k$  funções ortogonais, em que  $k$  é menor que  $t$ , onde  $t$  é o número de idades mensuradas. O método consiste de dois passos: no primeiro, a função de covariância candidata é construída por meio de quadrados mínimos generalizados para ajustar uma função ortogonal mais simples; no segundo, a função candidata é testada para a verificação de sua consistência estatística com a matriz. O ajuste é testado usando-se a distribuição de Qui-quadrado ( $\chi^2$ ). Se a função diferir estatisticamente de  $G$ , então considera-se uma estimativa de função de covariância reduzida mais complexa em relação à anterior. A nova função estimada é então testada. Se o teste for não significativo,

a função é considerada consistente com  $G$ , caso contrário, o processo se repete iterativamente.

Um método para estimar a função de covariância por meio do método da máxima verossimilhança restrita foi proposto por MEYER e HILL (1997). A maior vantagem deste método, está no fato de que, o método de estimação da máxima verossimilhança restrita tem como uma de suas propriedades a garantia do espaço paramétrico. Sendo assim, a matriz estimada de coeficientes  $K$  é positiva definida, o que não é o caso quando se usa o método de quadrados mínimos generalizados de KIRKPATRICK et al. (1990).

Seja  $y = Xb + Zu + e$  a notação do modelo linear geral de características múltiplas, com  $y$ ,  $b$ ,  $u$  e  $e$  os vetores de observações, efeitos fixos, efeitos aleatórios e erros residuais, respectivamente, e  $X$  e  $Z$  as matrizes de incidência pertencentes a  $b$  e  $u$ , respectivamente. Para este modelo,  $u$  inclui o vetor de efeitos genéticos aditivos do indivíduo ( $a$ ),  $e$  pode conter efeitos aleatórios adicionais, como por exemplo, efeitos de ambiente permanente. Além disso, seja  $V(u)=G$ ,  $V(e)=R$  e  $Cov(u,e)=0$ , tal que  $V(y)=V=ZGZ'+R$ . Assuma uma distribuição normal multivariada, ou seja,  $y \sim N(Xb, V)$ . Sejam  $t$  diferentes idades mensuradas por indivíduo, com uma única mensuração por idade. Para simplificação, considere um modelo básico com efeitos genéticos aditivos sendo os únicos efeitos aleatórios ajustados ( $u=a$ ), e assumo que todos os indivíduos tenham observações para todas as idades. Então  $u$  é um vetor de efeitos genéticos aditivos com  $Var(u) = G$ , com  $G=A\ddot{A}G_0$ ;  $A$  é a matriz de numeradores de coeficientes de parentesco entre os indivíduos e  $G_0$  é a matriz de ordem  $t$  com variâncias e covariâncias genéticas entre as  $t$  características. Se não há valores perdidos, as matrizes de incidência são iguais para todas as características. Ainda tem-se que,  $Var(e) = R = I\ddot{A}R_0$ . A verossimilhança restrita é:

$$\ln L = -1/2 [ \text{const} + N \ln |R_0| + N_a \ln |G_0| + t \ln |A| + \ln |C| + y'Py ]$$

em que  $N_a$  é o número de indivíduos na análise,  $C$  é uma matriz de coeficientes para as equações de modelo misto e  $y'Py$  são as somas de quadrado residuais. MEYER e HILL (1997) sugeriram que para a estimação de uma função de covariância, o logaritmo da função de verossimilhança restrita poderia ser reescrito como:

$$\ln L = -1/2 [ \text{const} + N \ln |K_e| + N_a \ln |K_a| + (N+N_a) \ln |ff\zeta| + t \ln |A| + \ln |C| + y'Py ]$$

em que  $fK_a f\zeta$  e  $fK_e f\zeta$  são funções de covariância para  $G_0$  e  $R_0$ , respectivamente. Para o cálculo de  $y'Py$  e  $\ln |C|$ , os autores utilizaram as equações de modelos mistos para um modelo de características múltiplas. Uma alteração no logaritmo da função foi sugerida pelos autores, e é dada por:

$$\ln L = -1/2 [ \text{const} + N \ln |fK_e f\zeta + \text{Diag}\{S_e^2\}| + N_s \ln |K_a| + (N_a) \ln |ff\zeta| + t \ln |A| + \ln |C| + y'Py ]$$

onde  $K_e$  representa a matriz de coeficientes de função de covariância para o efeito de ambiente permanente.

A maior vantagem de se utilizar a máxima verossimilhança é a garantia da matriz dos coeficientes de regressão ser positiva definida, o que não ocorre no método dos mínimos quadrados generalizados apresentado por KIRKPATRICK et al. (1990). Em relação à análise multivariada, a vantagem desse procedimento com  $t$  características é que a dimensão do espaço paramétrico é reduzida, ou seja, é necessário estimar somente  $k(k+1)/2$  ( $k$  é a ordem do ajuste) ao invés de  $t(t+1)/2$ , sendo o máximo da verossimilhança atingido com menor esforço computacional. Porém, o tempo de cálculo de cada verossimilhança não é reduzido, uma vez que o tamanho das equações de modelos mistos é praticamente o mesmo do modelo com  $t$  características. Portanto, essa metodologia não é muito adequada se os dados forem medidos de forma irregular em muitas diferentes idades, desde que o tempo de computação (por

verossimilhança) aumenta com o número de idades consideradas e não com a ordem do ajuste das funções de covariância.

Na avaliação da ordem de ajuste necessária para a modelagem das estruturas genética e ambiental dos dados, utiliza-se o Método da Máxima Verossimilhança. De maneira geral, a verossimilhança melhora continuamente com o aumento da ordem de ajuste (KIRKPATRICK et al., 1990), portanto as regressões polinomiais que utilizam o polinômio de Legendre requerem, na maioria dos casos, o ajuste de polinômios de altos graus, especialmente para modelar os efeitos de ambiente permanente de animal (BROTHERSTONE et al., 2000; MEYER, 2001) e, em consequência, apresentam um grande número de parâmetros a ser estimado. Polinômios de alto grau são associados a problemas numéricos (KIRKPATRICK et al., 1994; MEYER, 1998a) e a grandes exigências computacionais. Além disso, conforme MEYER e HILL (1997), ajustando-se polinômios de menor ordem possível, evita-se a superparametrização, minimizando a variância do erro e reduzindo problemas de correlações amostrais negativas. Contudo, tratando-se de um programa de melhoramento genético, a acurácia e a variação das predições são também fatores relevantes (POOL e MEUWISSEN, 1999).

Com o desenvolvimento dessa metodologia de análise para dados de produção de leite no dia do controle (produções de test-day), foram surgindo diversos trabalhos nesta linha de pesquisa, tais como JAMROZIK e SCHAEFFER (1997), JAMROZIK et al., (1997a), OLORI et al. (1999), VAN der WERF et al. (1998), BROTHERSTONE et al. (2000), REKAYA et al. (1999) e MEYER (2004).

A aplicação da teoria de Modelos de Regressão Aleatória para a avaliação genética em gado de leite, usando registros da produção no dia do controle, é a mais conhecida. Posteriormente surgiram outras aplicações, dentre as quais, para características de crescimento em todas as espécies, interações genótipo x ambiente, para dados de análise de sobrevivência, etc. Os MRA permitem ao pesquisador estudar mudanças na variabilidade genética com o

tempo e também a seleção de indivíduos para alterar o padrão de resposta sobre o tempo (SCHAEFFER, 1996). Modelos de Regressão Aleatória têm sido bastante utilizados por pesquisadores da área de melhoramento animal para análise da produção de leite no dia de controle, tais como: EL FARO (2002), COSTA et al. (2002), COBUCCI (2002), FREITAS (2003), entre outros.

### **2.3. Persistência da Lactação**

A curva de lactação pode ser definida como a representação gráfica da produção de leite em todo o período da lactação e pode auxiliar na tomada de decisões sobre mudanças no manejo alimentar, descarte de animais ou mesmo em programas de seleção. A sua importância reside na caracterização ampla da produção do animal durante toda a lactação, podendo ser identificados: tempo de ascensão ao pico, pico de produção, tempo de queda (persistência de produção ou da lactação), duração da lactação, duração do período de serviço, duração da gestação, além de quedas bruscas de produção, respostas a dietas, manejo, etc. Uma curva de lactação estimada deve representar mais fielmente possível a previsão da produção leiteira do animal e, com isso, fornecer subsídios para a implantação de um manejo correto e também para o auxílio na seleção de animais com determinadas características desejáveis.

Na literatura, são relatadas inúmeras definições para a persistência da lactação. Entre elas, podem-se citar as seguintes: taxa na qual a produção de leite diminui a partir da produção máxima (SANDERS, 1930); grau no qual a produção de leite na fase inicial da lactação é mantida (MAHADEVAN, 1951); habilidade da vaca em manter alta a produção de leite até o final da lactação (CUPPS, 1966); dimensão na qual o pico de produção é mantido (WOOD, 1967); habilidade de manter mais ou menos constante a produção de leite durante a lactação (GENGLER, 1996); número de dias durante o qual um nível constante de produção de leite é mantido (GROSSMAN et al., 1999).

Para GENGLER et al. (1995), uma definição consistente deveria estar relacionada com a curvatura da lactação, pelo fato desta ser de fácil interpretação e ser independente do nível de produção de leite. Segundo GROSSMAN et al. (1999), de modo geral, as definições de persistência são inconsistentes. Como resultado, as mensurações de persistência utilizando tais definições são também inconsistentes.

Deste modo, o problema no estudo da persistência reside em como se deve expressar a forma da curva de lactação em um único termo. Muitas tentativas têm sido feitas com objetivo de encontrar a melhor maneira de expressá-la (Tabela 1). Podem ser encontradas na literatura quatro diferentes tipos de quantificação da persistência da lactação. O primeiro tipo usa razões entre produções de leite em diferentes partes da lactação. O segundo é baseado na variação da produção de leite durante a lactação, calculada como desvio-padrão entre as produções no dia do controle; que teoricamente possui algumas vantagens: primeiramente, porque não avalia somente a forma geral da curva de lactação, mas também as oscilações dentro da fase de declínio da lactação; e em segundo lugar, porque é facilmente calculada e está na mesma escala da produção de leite, em kg (SOLKNER e FUCHS, 1987). O terceiro tipo é obtido por meio das estimativas de parâmetros de modelos matemáticos que descrevem a curva de lactação (Tabela 2). E, finalmente, o último tipo, descrito recentemente, por GROSSMAN et al. (1999), difere dos três primeiros, por expressar a persistência em termos de duração de tempo na qual a produção de leite se mantém constante.

DEKKERS et al. (1998), afirmam que a escolha entre as diferentes alternativas de mensuração da persistência para uso em programas de melhoramento, deve ser baseada nos seguintes critérios: 1) a mensuração da persistência deve ser não correlacionada com a produção em 305 dias; 2) a mensuração da persistência deve apresentar uma moderada herdabilidade e variância genética; 3) a mensuração da persistência deve explicar a maior proporção da variabilidade genética dos fatores que contribuem para a

importância econômica da persistência (exemplo: custo de alimentação, saúde e reprodução).

As atuais estratégias de seleção não consideram ainda a persistência como uma característica passível de seleção (GENGLER et al., 1995). Embora, vários estudos indicaram a utilização da persistência na avaliação genética de animais (BAR-ANAN e RON, 1985; SOLKNER e FUCHS, 1987; GENGLER et al., 1995; SINGH, 1995), já que se constitui um elemento fundamental para a produção total de leite na lactação (GENGLER et al., 1995; GENGLER, 1996 e GROSSMAN et al., 1999). Duas razões básicas a este respeito, tanto do ponto de vista econômico quanto biológico, são relatadas na literatura: vacas com menores inclinações na curva de lactação requerem menores quantidades de alimento (concentrado) do que aquelas com produções muito altas no pico e quedas elevadas na produção após o pico, e, estão sujeitas também a menores estresses, o que reduz a incidência de problemas reprodutivos e de doenças metabólicas (MADSEN, 1975; SOLKNER e FUCHS, 1987; GENGLER et al., 1995 e GROSSMAN et al., 1999). Este fato deve-se a altas produções de leite no período inicial da lactação, que levam a um esforço fisiológico extra por parte dos animais, causando, freqüentemente, diminuição no desempenho reprodutivo e aparecimento de doenças de origens metabólicas. Sendo assim, tornam-se mais interessantes animais com moderada produção nesse período, combinada com maiores persistências das lactações.

Sobre a persistência atuam fatores ambientais, de cunho sazonais ou não. Neste primeiro grupo enquadram-se principalmente os fatores climáticos. Observa-se, na literatura, que a maioria dos estudos tem confirmado a influência da estação de parto da vaca sobre a persistência na lactação (MADSEN, 1975; DANELL, 1982; FERRIS et al., 1985; GROSSMAN et al., 1986; SOLKNER e FUCHS, 1987; KUMAR et al., 1999; e TEKERLI et al., 2000). No grupo subsequente, apontam-se em vários trabalhos as influências de idade da vaca no parto e ordem de parto (MADSEN, 1975; LEAN et al., 1989; DHAKA e CHAUDHARY, 1994; e GENGLER, 1996).

Os efeitos da idade da vaca no parto e da ordem de parto sobre a persistência têm sido, na maioria dos estudos, avaliados separadamente. Em alguns trabalhos, o efeito da idade é avaliado em uma mesma ordem de parto (SOLKER e FUCHS, 1987). Em grande parte dos trabalhos que envolvem esses fatores, têm-se observado que a persistência na primeira lactação é maior do que nas demais lactações (MADSEN, 1975; DANELL, 1982; SOLKNER e FUCHS, 1987; TEKERLI et al., 2000; COBUCI et al., 2001). A explicação mais comum para esse fato tem sido o baixo nível de desenvolvimento da glândula mamária de vacas primíparas (SOLKNER e FUCHS, 1987).

Tabela 1 – Tipos de mensurações da persistência da lactação, de acordo com seus autores.

|    | Tipo de Mensuração da Persistência   | Autor               | Ano   |
|----|--|---------------------|-------|
| 1  | $per = Prod(101-200dias)/Prod(1-100dias)$  | JOHANSSON e HANSSON | 1940  |
| 2  | $per = Prod(201-305dias)/Prod(1-100dias)$  | JOHANSSON e HANSSON | 1940  |
| 3  | $Per = Prod(1-305dias)/ProdMax(1-305)$   | MAHADEVAN           | 1951  |
| 4  | $Per = A - B / B$  | BALAINÉ et al.      | 1970  |
| 5  | $per = [ProdMax(1-200dias) / ProdMedia(1-200dias)] \times 100$   | SOLKNER e FUCHS     | 1987  |
| 6  | $per = [ProdMax(1-305dias) / ProdMedia(1-305dias)] \times 100$   | SOLKNER e FUCHS     | 1987  |
| 7  | $per = DP[PDC(1-200 dias)]$  | SOLKNER e FUCHS     | 1987  |
| 8  | $per = DP[PDC(1-305 dias)]$  | SOLKNER e FUCHS     | 1987  |
| 9  | $per = 110 \times [(ProdMedia_{60 dias} - ProdMedia_{280 dias}) - (ProdInd_{60 dias} - ProdInd_{280 dias})]$   | SOLKNER e FUCHS     | 1987  |
| 10 | $per = \left( \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n \left( PDC_i - PDC_{200 dias} \right)^2 \right)^{0,5}$  | GENGLER et al.      | 1995  |
| 11 | $Per = \left( \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n \left( PDC_i - PDC_{305 dias} \right)^2 \right)^{0,5}$  | GENGLER et al.      | 1995  |
| 12 | $Per = [1/305. (Prod(1-100dias)^2/100) + (Prod(101-200dias)^2/100) + (Prod(201-305dias)^2/105) + (Prod(1-305dias)^2/305)]^{0,5}$                               | GENGLER et al.      | 1995  |
| 13 | $Per = [Prod(1-200dias) / ProdMax(1-200dias) \times 200] \times 100$   | GENGLER et al.      | 1995  |
| 14 | $Per = [Prod(1-305dias) / ProdMax(1-305dias) \times 305] \times 100$   | GENGLER et al.      | 1995  |
| 15 | $per = (D_{280} - D_{60}) \times 110$  | JAMROZIK et al..    | 1997b |
| 16 | $Per = [(prod(201-305) + ProdMedia_{201-305 dias}) / (Prod(1-100) + ProdMedia_{1-100 dias})] - (ProdMedia_{201-305 dias} / ProdMedia_{1-100 dias}) \times 100$ | JAMROZIK et al..    | 1997b |
| 17 | $per = [(prod(201-305) + ProdMedia_{201-305 dias}) / (Prod(1-305) + ProdMedia_{1-305 dias})] - (ProdMedia_{201-305 dias} / ProdMedia_{1-305 dias}) \times 100$ | JAMROZIK et al..    | 1997b |
| 18 | $Per = t_1 - t_2$  | GROSSMAN et al.     | 1999  |

Tabela 2 - Alguns dos modelos matemáticos (lineares e não-lineares) utilizados na descrição da forma da curva de lactação.

| Função*  | Autor              | Ano  |
|--|--------------------|------|
| 1 $y = a e^{-cn}$  | BRODY et al.       | 1923 |
| 2 $y = a e^{-bn} - a e^{-cn}$  | BRODY et al.       | 1924 |
| 3 $y = a e^{(bn - cn^2)}$  | SIKKA              | 1950 |
| 4 $y = n / (a + bn + cn^2)$  | NELDER             | 1966 |
| 5 $y = a n^b e^{-cn}$  | WOOD               | 1967 |
| 6 $y = a + bn - cn^2$  | DAVE               | 1971 |
| 7 $y = a - bn - a e^{-cn}$   | COBBY E LE DU      | 1978 |
| 8 $y = a - cn$   | MADALENA et al.    | 1979 |
| 9 $y = a - b  n - c $  | MOLINA e BOSCHINI  | 1979 |
| 10 $y = a - bn + c \ln(n)$   | SINGH e GOPAL      | 1982 |
| 11 $y = a + bn + cn^2 + d \ln(n)$                                    | SINGH e GOPAL      | 1982 |
| 12 $y = a + b^n + c 1/n$   | BIANCHINI SOBRINHO | 1984 |
| 13 $y = a + b(n/305) + c(n/305)^2 + d \ln(305/n) + e (\ln(305/n))^2$ | ALI e SCHAEFFER    | 1987 |
| 14 $y = a + bn + c e^{(0,05t)}$                                      | WILMINK            | 1987 |
| 15 $y = a n^b / \cosh(cn)$   | PAPAJCSIK e BODERO | 1988 |
| 16 $y = a (1 - e^{-bn}) / \cosh(cn)$                                 | PAPAJCSIK e BODERO | 1988 |
| 17 $y = a \arctan(bn) / \cosh(cn)$                                   | PAPAJCSIK e BODERO | 1988 |
| 18 $y = a \ln(bn) e^{-cn}$   | PAPAJCSIK e BODERO | 1988 |
| 19 $y = a \ln(bn) / \cosh(cn)$                                       | PAPAJCSIK e BODERO | 1988 |
| 20 $y = a \arctan(bn) e^{-cn}$                                       | PAPAJCSIK e BODERO | 1988 |
| 21 $y = a n e^{-cn}$   | PAPAJCSIK e BODERO | 1988 |
| 22 $y = \sum_{i=1} \{a_i b_i [1 - \tanh^2(b_i(n - c_i))]\}$          | GROSSMAN e KOOPS   | 1988 |
| 23 $y = \sum_{i=1}^2 \{a_i b_i [1 - \tanh^2(b_i(n - c_i))]\}$        | GROSSMAN e KOOPS   | 1988 |

O impacto da persistência sobre a produção de leite pode ser vantajoso e lucrativo, o que justifica o interesse crescente sobre a característica, não obstante existem inúmeras pesquisas visando correlacioná-la com outras características produtivas e reprodutivas. Dentre essas, BAR-ANAN e RON (1985) mostraram que, a seleção de animais com base na persistência, pode melhorar a taxa de concepção e diminuir a taxa de descarte involuntário de vacas. Pois, vacas que apresentam alta produção no pico e grandes alterações na produção, durante os

meses em que é realizada a inseminação, conseqüentemente, apresentam diminuição na taxa de concepção.

JAKOBSEN (2000) investigou a correlação genética entre persistência e resistência a doenças, a partir de informações de produção e sanidade, definida como número total de intervenções veterinárias nos animais, de 8.000 vacas Holandesas primíparas, na Dinamarca, obtendo valores de correlações genéticas entre persistência e resistência a doenças que variaram de 0,20 a 0,50.

Estudos de SOLKNER e FUCHS (1987) mostraram que vacas com alta persistência necessitaram de 670 kg de concentrados para produzirem 5.500 kg de leite, entretanto, vacas que apresentaram baixa persistência necessitaram, em média, 820 kg para produzirem a mesma quantidade de leite.

DEKKERS et al. (1996) estimaram o valor econômico da persistência em rebanhos comerciais a partir do impacto sobre o custo da alimentação e sobre retornos econômicos obtidos da venda do leite. Os autores concluíram que o valor econômico relativo da característica chega a 5% do valor econômico da produção total de leite. Ao considerarem um intervalo de parto de 12,4 meses, DEKKERS et al. (1998) obtiveram valor econômico para persistência na lactação de 3,8% do valor econômico para produção de leite em 305 dias. No entanto, em um intervalo médio de parto de 13 meses, esse valor aumentou para 9,4%. Os autores acrescentam que se confirmada a correlação positiva entre persistência e resistência a doenças, a importância econômica estimada da persistência na lactação seria maior que a da produção total. E, que uma informação precisa da persistência poderia ser útil em casos de impossibilidade de mensuração direta da característica resistência a doenças, devido à ausência de programas que visem avaliá-la.

O estudo das diferenças genéticas entre as vacas, para persistência da lactação, é de grande interesse, pois essas diferenças reduzem a acurácia das avaliações genéticas que consideram a produção de leite em 305 dias, especialmente, quando se têm registros de lactações com informações

incompletas (DEKKERS et al., 1998). O erro na avaliação genética pode ser aumentado substancialmente, se a produção em 305 dias for obtida por meio da projeção de lactações parciais, pelo auxílio de fatores de correção, pois estes assumem uma curva padrão de lactação para uma vaca de um determinado rebanho e ordem de parto. Assim, vacas que possuem maiores persistências, geralmente, têm suas produções subestimadas e vacas com menores persistências, suas produções superestimadas. Esta situação pode causar problemas na avaliação genética de touros se a persistência da lactação for uma característica herdável (JAMROZIK e SCHAEFFER, 1997).

Vale ressaltar que é desejável que as mensurações de persistência na lactação sejam pouco correlacionadas com a produção total de leite, pois, do contrário, não se justificaria a realização de estudos que visem à seleção de animais para a persistência na lactação; bastaria, portanto, selecioná-los para produção total de leite e, conseqüentemente, obter-se-ia melhoria no nível de persistência na lactação dos animais (COBUCCI, 2002).

Estudos de GENGLER et al. (1995) mostraram que a persistência baseada na produção no dia do controle é influenciada pelo número de controles (amostras) realizados durante a lactação e pela interação do número de controles, pois o período de tempo entre os controles difere com a estação do ano, em vários países. Entretanto, a mensuração da persistência pode ser eficientemente obtida por meio dos modelos de regressão aleatória, 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 persistência (JAMROZIK et al., 1997b). Segundo DEKKERS et al. (1998), a utilização da produção no dia do controle no modelo de regressão aleatória pode levar a estimativas mais acuradas dos efeitos genéticos e permanentes de ambiente, que afetam a persistência da lactação. Todavia, JENSEN (2001) afirma que o uso de modelos de regressão aleatória utilizando os registros de produção de leite no dia do controle pode produzir diferentes mensurações da persistência.

JAMROZIK et al. (1997b) obtiveram correlações genéticas de 0,13; 0,53; e 0,49, entre as medidas de persistência 15, 16 e 17 e a P305 (medida de persistência a partir da produção acumulada aos 305 dias), respectivamente. Diante desses resultados, os autores relataram que qualquer uma das três medidas de persistência pode ser utilizada para a seleção de animais.

As estimativas de herdabilidade encontradas na literatura segundo revisão de COBUCI (2002) para persistência na produção de leite variaram de 0,13 a 0,30, na primeira lactação; de 0,16 a 0,37, na segunda; e de 0,14 a 0,39, na terceira (Tabela 3). Para a repetibilidade, as estimativas variaram de 0,12 a 0,41 (MADSEN, 1975; GENGLER, 1996; e TEKERLI et al. 2000). Os baixos valores de repetibilidade encontrados para persistência na lactação indicam que a persistência na primeira e nas demais lactações podem ser consideradas características distintas (GENGLER, 1996; JAMROZIK et al., 1998; e REKAYA et al., 1999).

Tabela 3 - Estimativas de herdabilidade obtidas por diferentes tipos de mensurações da persistência na lactação

| Autor                       | Herdabilidade                                      | Método  |
|-----------------------------|--|---------|
| MADSEN (1975)               | 0,59 ± 0,15; 0,47 ± 0,14; 0,49 ± 0,14; 0,35 ± 0,13 | ANOVA   |
| GRAVET e BAPTIST (1976)     | 0,18 ± 0,03  | ANOVA   |
| SCHNEEBERGER (1981)         | 0,22 ± 0,01; 0,29 ± 0,01; 0,26 ± 0,01              | ANOVA   |
| SHANKS et al. (1981)        | 0,02 ± 0,01  | HND-III |
| FERRIS et al. (1985)        | 0,04 ± 0,46  | REML    |
| SÖLKNER e FUCHS (1987)      | 0,14; 0,19; 0,14; 0,17; 0,17; 0,21                 | REML    |
| WELLER et al. (1987)        | 0,10 - 0,12  | HND-III |
| GAMA et al. (1994)          | 0,05; 0,15; 0,17                                   | HND-III |
| GENGLER et al. (1995)       | 0,12; 0,11; 0,03; 0,09; 0,10; 0,04; 0,08           | REML    |
| SINGH (1995)                | 0,32 ± 0,17  | ANOVA   |
| SWALVE (1995A)              | 0,10 - 0,15  | REML    |
| GENGLER (1996)              | 0,14   | REML    |
| JAMROZIK et al. (1998)      | 0,30   | BYS     |
| GENGLER et al. (1999)       | 0,05   | REML    |
| JAMROZIK et al. (2000)      | 0,34   | BYS     |
| VAN DER LINDE et al. (2000) | 0,14 - 0,16  | REML    |
| REKAYA et al. (2001)        | 0,17   | BYS     |
| JAKOBSEN et al. (2002)      | 0,09 - 0,24  | REML    |

REML - máxima verossimilhança restrita; BYS - bayesiano; ANOVA - análise de variância; HNDIII - Henderson III.

Fonte: COBUCI (2002).

### **3. MATERIAL E MÉTODOS**

#### **3.1. Material**

Utilizaram-se 12.584 registros de produção de leite no dia do controle referentes à primeira lactação de 1.499 vacas Girolando, filhas de 530 touros, em 97 rebanhos supervisionados, no período de 1989 e 2001, provenientes do serviço de controle leiteiro da Associação Brasileira dos Criadores de Girolando (Girolando).

A fim de obter-se maior consistência dos dados e melhoria na qualidade das informações, as lactações foram truncadas aos 305 dias e, excluíram-se as observações referentes às vacas com idade ao primeiro parto menores que 19 e maiores que 49 meses, bem como registros de produção de leite diária inferiores a 1,5 kg e superiores a 45 kg; foram definidas, ainda, estações de controle como águas (de outubro a março) e seca (de abril a setembro), a partir das quais foram criadas as classes de rebanho-ano-estação (RAE), exigindo-se um número mínimo de 3 animais por classe. Além disso, consideraram-se apenas informações de reprodutores com mais de 3 proles e se estabeleceu o limite mínimo de 15 dias entre controles consecutivos.

Deste modo, o arquivo final analisado continha 6.604 registros de controles individuais de produção de leite no dia de controle, provenientes de primeiras lactações de 876 vacas de 4 composições raciais (1/2 Holandês:Gir, 5/8 Holandês:Gir, 3/4 Holandês:Gir e 7/8 Holandês:Gir.), distribuídas em 40 rebanhos e 196 classes de RAE.

O número de animais (N), média e desvio-padrão da produção de leite no dia de controle pertencentes a cada classe de composição racial, podem ser observados na Tabela 4, enquanto que na Tabela 5, as mesmas estatísticas são exibidas para as classes de ano-estação de controle.

Tabela 4 – Frequência absoluta (N), média e desvio-padrão para a produção de leite no dia de controle, em cada classe de composição racial.

| Composição Racial | N    | Média ± Desvio-padrão |
|-------------------|------|-----------------------|
| 1/2 Holandês:Gir  | 1629 | 13,62 ± 4,41          |
| 5/8 Holandês:Gir  | 1820 | 11,06 ± 4,72          |
| 3/4 Holandês:Gir  | 2068 | 12,96 ± 4,77          |
| 7/8 Holandês:Gir  | 1087 | 13,80 ± 4,91          |

TABELA 5 – Frequência absoluta (N), média e desvio-padrão (D.P.) para a produção de leite no dia de controle, em cada classe de ano-estação de controle.

| Ano de Controle | Estação 1 |       |      | Estação 2 |       |      |
|-----------------|-----------|-------|------|-----------|-------|------|
|                 | N         | Média | D.P. | N         | Média | D.P. |
| 1990            | 52        | 13,12 | 2,63 | 25        | 10,73 | 1,73 |
| 1991            | 19        | 7,12  | 2,83 | 34        | 10,55 | 2,16 |
| 1992            | 57        | 12,03 | 3,70 | 28        | 14,79 | 2,40 |
| 1993            | 188       | 12,27 | 3,57 | 75        | 11,78 | 3,32 |
| 1994            | 227       | 10,18 | 3,56 | 163       | 9,88  | 3,58 |
| 1995            | 360       | 10,58 | 4,08 | 243       | 10,21 | 3,53 |
| 1996            | 544       | 10,88 | 3,60 | 413       | 10,98 | 4,65 |
| 1997            | 145       | 13,10 | 3,91 | 251       | 11,08 | 4,03 |
| 1998            | 398       | 12,58 | 4,02 | 274       | 13,75 | 4,45 |
| 1999            | 405       | 14,36 | 4,35 | 462       | 13,39 | 5,05 |
| 2000            | 558       | 13,80 | 5,21 | 416       | 13,78 | 5,71 |
| 2001            | 608       | 15,12 | 4,86 | 659       | 14,81 | 5,25 |

Foi gerado, também, um arquivo de “pedigree”, utilizado em todas as análises, contendo a identificação de animal, pai e mãe, resultando em 3.010 indivíduos diferentes identificados na matriz de numeradores dos coeficientes de parentesco.

## 3.2. Métodos

### 3.2.1. Modelos de Análises

Os registros de produção de leite no dia de controle foram analisados para estimação dos componentes de (co) variância e de parâmetros genéticos por meio de modelos de regressão aleatória. Os modelos empregados para a descrição das curvas de lactação por meio da obtenção dos coeficientes de regressão aleatória relacionados tanto com a parte fixa quanto com a parte aleatória do modelo, diferiram entre si por meio do uso de diferentes funções para descrever a trajetória da lactação. Foram utilizadas as funções polinomiais de Legendre, com número de parâmetros variando de três a cinco, bem como as funções Exponencial de Wilmink e Logarítmica de Ali e Schaeffer.

### 3.3. Funções Polinomiais e Ortogonais de Legendre

Os modelos empregados para descrever as variações pertinentes aos dados, diferiram entre si pelo número de parâmetros da função polinomial, que variou de três a cinco ( $k=3,4$  e  $5$ ).

Os números de dias em lactação (DIM) foram padronizados entre  $-1$  e  $1$  (DIMP), pela expressão apresentada em KIRKPATRICK et al. (1990);

$$a_i^* = u + \frac{v - u}{a_{\max.} - a_{\min.}} (a_i - a_{\min.})$$

em que  $a_i^*$  é o número de dias em lactação padronizado; e  $u$  e  $v$  são definidos como  $u = -1$  e  $v = 1$ ;  $a_{\max.}$  e  $a_{\min.}$  representam o maior e o menor valor mensurado para os dias em lactação, respectivamente.

O  $j$ -ésimo polinômio ortogonalizado de Legendre,  $P_j$ , foi então dado pela expressão:

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

em que  $[j/2]$  indica que os valores da fração são arredondados para baixo, assumindo o valor inteiro mais próximo.

O modelo de regressão aleatória utilizado para obtenção das soluções fixas e aleatórias por meio da função polinomial de Legendre, é descrito como:

$$y_{ijlno} = \mathbf{RAE}_i + \mathbf{GS}_j + \sum_{p=1}^2 \dot{\mathbf{a}} c_p s_l + \sum_{m=0}^k \dot{\mathbf{a}} b_{(1)m} f_{no} + \sum_{m=0}^k \dot{\mathbf{a}} a_{nm} f_{no} + \sum_{m=0}^k \dot{\mathbf{a}} t_{nm} f_{no} + e_{ijlno}$$

em que  $y_{ijlno}$  = é a observação  $o$ , realizada no dia em lactação  $m$ , do animal  $n$ , na idade ao primeiro parto  $l$ , de composição racial  $j$  ( $\mathbf{GS}_j$ ), na classe  $i$  de rebanho-ano-estação ( $\mathbf{RAE}$ );  $c_p$  são os coeficientes linear e quadrático ( $p=1,2$ ) da idade da vaca ao primeiro parto  $l$ ;  $b_m$  são os coeficientes de regressão para modelar a trajetória média comum a todos os indivíduos;  $\alpha_{nm}$  e  $\tau_{nm}$  são os coeficientes de regressão aleatória, relacionados com os efeitos genético aditivo e de ambiente permanente, respectivamente,  $\phi_{no}$  refere-se ao número de dias em lactação padronizados, associados aos parâmetros da polinomial de Legendre, variando de três a cinco e  $e_{ijlno}$  é o erro aleatório associado a cada observação,  $e_{ijlno} \sim \text{NID}(0, s_{e_i}^2)$ .

### 3.3.1. Utilização de Classes Residuais para o Efeito de Ambiente Temporário

Com o objetivo de verificar a presença de heterogeneidade de variâncias para o efeito de ambiente temporário, o mesmo foi considerado em cada modelo de regressão aleatória, que utilizou polinômios de Legendre, constante ao longo de toda a trajetória de lactação, e posteriormente, comparado em situações em que este mesmo efeito foi alocado em duas, quatro e seis classes residuais. As classes residuais foram dispostas como:

- Duas classes residuais:

Primeira classe, de 5 a 230 dias de lactação,

Segunda classe, de 231 a 305 dias de lactação;

- Quatro classes residuais:

Primeira classe, de 5 a 80 dias,

Segunda classes, de 81 a 155 dias,

Terceira classe, de 156 a 230 dias e,

Quarta classes, de 231 a 305 dias de lactação;

- Seis classes residuais:

Primeira classe, de 5 a 55 dias,

Segunda classe, de 56 a 105 dias,

Terceira classe, de 106 a 155 dias,

Quarta classes, de 156 a 205 dias,

Quinta classe: de 206 a 255 dias e,

Sexta classe: de 256 a 305 dias de lactação.

### 3.3.2. Comparação entre os Modelos de Regressão Aleatória

Os modelos de regressão aleatória que empregaram diferentes número de parâmetros na função polinomial de Legendre descrita e considerando o efeito de ambiente temporário como homogêneo ou heterogêneo, dispostos em diferentes números de classes, foram comparados entre si pelo Teste da Razão de Verossimilhança e pelo critério de Informação de Akaike.

O teste da razão de verossimilhança (RAO, 1973) permite comparar dois modelos hierárquicos. Assim, para a comparação do modelo **i**, que contém **n** parâmetros aleatórios, com o modelo **j**, que é o modelo reduzido com **p** parâmetros, a estatística do teste é dada por  $LR_{ij} = 2\text{Log } L_i - 2\text{Log } L_j$ , em que **Log L** é o logaritmo do valor da função de verossimilhança. O teste apresenta distribuição Qui-quadrado, com **(n - p)** graus de liberdade. A hipótese de nulidade testada consiste na igualdade dos valores das funções de

verossimilhança entre os modelos comparados. O critério de Akaike é expresso como:  $AIC=2\text{Log } L + 2p$ , em que  $L$  é o valor da função de verossimilhança e  $p$  é o número de parâmetros estimados. Este critério foi proposto por AKAIKE (1974) justamente para selecionar, dentro de um conjunto de modelos, aquele com o melhor ajuste. Neste critério é relevante apenas a diferença entre os valores. O melhor modelo é aquele que apresenta o menor valor de AIC.

Após eleito o modelo de regressão aleatória polinomial com o adequado número de classes residuais, dentre aqueles cujo número de parâmetros foi igual a três e a cinco, os mesmos foram comparados com modelos que empregaram a função Exponencial de Wilmink (com três parâmetros) e a função Logarítmica de Ali e Schaeffer (com cinco parâmetros), respectivamente. Neste caso, as comparações foram realizadas utilizando o Critério de Informação de Akaike.

### 3.4. Função Exponencial de Wilmink

O modelo de regressão aleatória utilizado para obtenção das soluções fixas e aleatórias por meio da função de Wilmink (WILMINK, 1987) é descrito como:

$$y_{ijlmno} = RAE_i + GS_j + \sum_{p=1}^2 \dot{a} c_p s_1 + \sum_{m=0}^2 \dot{a} b_{(1)m} Z_{nom} + \sum_{m=0}^2 \dot{a} a_{nm} Z_{nom} + \sum_{m=0}^2 \dot{a} t_{nm} Z_{nom} + e_{ijlmno},$$

em que  $y_{ijlmno}$ ;  $RAE_i$ ;  $GS_j$ ;  $GG_k$ ;  $s_1$ ,  $\beta_{(1)m}$ ;  $\alpha_{nm}$ ;  $\tau_{nm}$  e  $e_{ijlmno}$  foram descritos anteriormente;  $Z_{no}$ . refere-se ao número de dias em lactação (DIM) descritos pela função de Wilmink como;  $Z_{no} = [Z_{no0}, Z_{no1}, Z_{no2}] = [1, DIM, \exp((-0,05(DIM)))]$ .

### 3.5. Função Logarítmica de Ali e Schaeffer

O modelo de regressão aleatória que empregou a função descrita por ALI e SCHAEFFER (1987) para descrever a trajetória da lactação, é descrito como:

$$y_{ijlno} = \text{RAE}_i + \text{GS}_j + \sum_{p=1}^2 \hat{a}_p s_{1p} + \sum_{m=0}^4 \hat{b}_{(1)m} Z_{nom} + \sum_{m=0}^4 \hat{a}_{nm} Z_{nom} + \sum_{m=0}^4 \hat{t}_{nm} Z_{nom} + e_{ijlno},$$

em que  $y_{ijlno}$ ;  $\text{RAE}_i$ ;  $\text{GS}_j$ ;  $\text{GG}_k$ ;  $s_{1p}$ ,  $\beta_{(1)m}$ ;  $\alpha_{nm}$ ;  $\tau_{nm}$  e  $e_{ijlno}$  foram descritos anteriormente;. O termo  $Z_{no}$  refere-se ao número de dias em lactação (DIM) descritos pela função como;  $Z_{no} = [Z_{no0}, Z_{no1}, Z_{no2}, Z_{no3}, Z_{no4}] = [1, \text{DIM}/305, (\text{DIM}/305)^2, \exp(\text{DIM}/305), (\exp(\text{DIM}/305))^2]$

Em notação matricial e de forma generalizada, todos os modelos de regressão aleatória utilizados podem ser descritos como:

$$y = Xb + Za + Wp + e$$

sendo  $y$  é o vetor referente a  $n$  observações de produção de leite no dia do controle;  $X$  é a matriz de incidência de efeitos fixos de rebanho-ano-estação de controle, composição racial do animal, efeito linear e quadrático da idade da vaca ao primeiro parto, covariáveis que descrevem o número de dias em lactação;  $\beta$  é o vetor contendo soluções de efeitos fixos e soluções da curva fixa comum a todos os indivíduos;  $Z$  e  $W$  são matrizes de covariáveis referentes às idades em cada produção modeladas pela função que descreve a trajetória e associadas aos coeficientes de regressão aleatória dos efeitos aleatórios genético aditivo e de ambiente permanente para cada indivíduo, respectivamente,  $a$  e  $p$  são vetores contendo os coeficientes de regressão aleatória para cada indivíduo, para os efeitos genético aditivo e de ambiente permanente, respectivamente. O vetor  $e$  representa os efeitos aleatórios de ambiente temporário. As pressuposições da distribuição dos vetores  $a$ ,  $p$  e  $e$ , são as seguintes:

$$\begin{matrix} \hat{a} \\ \hat{p} \\ \hat{e} \end{matrix} \sim N(0, V) \text{ com } V = \begin{matrix} \hat{A} & \hat{K} & \hat{a} & \hat{0} \\ \hat{0} & \hat{I} & \hat{K} & \hat{p} \\ \hat{0} & \hat{0} & \hat{0} & \hat{R} \end{matrix}$$

sendo  $\mathbf{A}$ , a matriz de numeradores dos coeficientes de parentesco entre indivíduos, de ordem igual ao número de indivíduos ( $\mathbf{N}$ );  $\mathbf{K}_a$  é a matriz de covariância entre os coeficientes de regressão aleatória do efeito genético aditivo;  $\mathbf{K}_p$  é a matriz de covariância entre os coeficientes de regressão aleatória que descrevem o efeito de ambiente permanente;  $\mathbf{I}$  matriz identidade, de ordem igual ao número total de observações ( $\mathbf{n}$ ) e  $\mathbf{R}$  é uma matriz de variância residual associada a cada observação, com o termo da diagonal igual a  $s_{e_i}^2$ , com  $i$  igual a  $i=1, 2, 4$  e  $6$ .

Os componentes de (co)variâncias foram obtidos por meio das expressões:

$$\hat{S}_{gi}^2 = \mathbf{Z}_i' \mathbf{K}_A \mathbf{Z}_i \text{ e } \hat{S}_{gij} = \mathbf{Z}_i' \mathbf{K}_A \mathbf{Z}_j$$

em que  $\hat{\sigma}_{gi}^2$  é o estimador da variância genética aditiva para a produção de leite no dia de produção  $i$  (DIM), e  $\hat{\sigma}_{gij}$  é o estimador de covariância entre os dias de produção  $i$  e  $j$ , e  $\mathbf{K}_A$  é a matriz de coeficientes de regressão aleatória do efeito genético aditivo,  $\mathbf{Z}_i'$  e  $\mathbf{Z}_j$  são vetores referentes às covariáveis utilizadas no modelo de regressão aleatória para descrever a trajetória da lactação nos dias em produção  $i$  e  $j$ , respectivamente, sendo:  $\mathbf{Z}_i = \phi$ , para os polinômios de Legendre, em que  $\phi = \mathbf{M}\Lambda$ , em que  $\mathbf{M}$  a matriz de dias em produção padronizada entre 1 e -1 e  $\Lambda$  é a matriz referente ao  $k$ -ésimo grau dos polinômios de Legendre. Para a função de Wilink,  $\mathbf{Z}_i = [1, \text{DIM}_i, \exp((-0,05(\text{DIM}_i)))]$ ; e para a função de Ali e Schaeffer  $\mathbf{Z}_i = [1, \text{DIM}_i/305, (\text{DIM}_i/305)^2, \exp(\text{DIM}_i/305); (\exp(\text{DIM}_i/305))^2]$ .

### 3.6. Variáveis de Persistência

Após eleito o modelo que empregou a melhor função para descrever a variância da produção de leite no dia de controle, com o número mais adequado de classes residuais para o efeito de ambiente temporário, o mesmo foi utilizado para o estudo de persistência para a produção de leite.

De posse das estimativas de componentes de (co)variâncias das soluções de regressão aleatória para os efeitos genético aditivo e de ambiente permanente, bem como, estimativas de variâncias residuais do efeito de ambiente temporário, obtidas pelo modelo de regressão aleatória mais adequado, as mesmas foram utilizadas para gerar as soluções de regressão aleatória para cada indivíduo, por meio das soluções de equações de modelos mistos. As  $n$  soluções provenientes dos coeficientes de regressão aleatória para o animal  $i$  são dadas por  $\hat{\mathbf{a}}_i = (\hat{\mathbf{a}}_{0i} \hat{\mathbf{a}}_{1i} \dots \hat{\mathbf{a}}_{ni})^t$  e por si próprias não são suficientes para classificação dos indivíduos. Entretanto, as funções dessas soluções fornecem importantes informações para os procedimentos de seleção. Assim, O valor genético do animal  $i$  no  $j$ -ésimo dia de controle, será calculado como:

$$\mathbf{Vg}_j = \mathbf{Z}_n (\hat{\mathbf{a}}_{0i} \hat{\mathbf{a}}_{1i} \dots \hat{\mathbf{a}}_{ni})^t$$

em que  $\mathbf{Z}_n$  refere-se ao número de dias em lactação  $j$ , associado aos parâmetros da função que descreve a trajetória de lactação;  $\hat{\mathbf{a}}_0, \hat{\mathbf{a}}_1$  e  $\hat{\mathbf{a}}_n$  são as  $n$  soluções de regressão aleatória obtidas para um determinado indivíduo  $i$ , por meio da função que descreve a trajetória da lactação com  $n$  parâmetros.

Os valores genéticos preditos para a produção de leite até 305 dias de lactação, foram obtidos como:

$$\mathbf{VG}_{305} = \sum_{i=5}^{305} \mathbf{a}_i \mathbf{Z}_{i1} \frac{\ddot{\mathbf{a}}_0}{\emptyset} + \sum_{i=5}^{305} \mathbf{a}_i \mathbf{Z}_{i2} \frac{\ddot{\mathbf{a}}_1}{\emptyset} + \dots + \sum_{i=5}^{305} \mathbf{a}_i \mathbf{Z}_{in} \frac{\ddot{\mathbf{a}}_n}{\emptyset}$$

Os valores genéticos para os vários períodos parciais de lactação, foram obtidos pela variação no somatório. Para o período p, que compreende do k-ésimo até o j-ésimo dia de lactação, tem-se a expressão:

$$Vg_t = \sum_{i=k}^j \frac{\alpha^j}{e^{i-k}} Z_{i1} \frac{\ddot{o}}{\theta} \hat{a}_0 + \sum_{i=k}^j \frac{\alpha^j}{e^{i-k}} Z_{i2} \frac{\ddot{o}}{\theta} \hat{a}_1 + \dots + \sum_{i=k}^j \frac{\alpha^j}{e^{i-k}} Z_{in} \frac{\ddot{o}}{\theta} \hat{a}_n$$

em que  $Z_{in}$  refere-se ao dia em produção descrito pelo n-ésimo parâmetro da função que descreve a trajetória da lactação.

A predições dos valores genéticos para as variáveis de persistência na lactação,  $PS_i$ , utilizadas neste estudo, foram obtidas pelas seguintes expressões:

$$PS_1 = Vg_{280} - Vg_{60}$$

A variável  $PS_1$ , indica o diferencial genético na produção de leite, no período que compreende o 60<sup>o</sup> e 280<sup>o</sup> dia de lactação, em relação à média dos animais com a mesma produção aos 60 dias de lactação (JAMROZIK et al., 1997a).

A segunda variável de persistência,  $PS_2$ , foi obtida pela diferença entre áreas sob a curva de lactação, no terço mediano e inicial da lactação (JAKOBSEN et al., 2002), expressada como:

$$PS_2 = \sum_{t=106}^{205} \frac{\alpha^{205}}{e^{t-106}} \hat{a} Vg_t - \sum_{t=6}^{105} \frac{\alpha^{105}}{e^{t-6}} \frac{\ddot{o}}{\theta} Vg_t$$

A terceira variável de persistência,  $PS_3$ , foi obtida pela área sob a curva de lactação, no terço final da lactação, subtraída pela área sob a curva, no terço inicial da lactação (JAKOBSEN et al., 2002), dada por:

$$PS_3 = \sum_{t=206}^{305} \frac{\alpha^{305}}{e^{t-206}} \hat{a} Vg_t - \sum_{t=6}^{105} \frac{\alpha^{105}}{e^{t-6}} \frac{\ddot{o}}{\theta} Vg_t$$

A quarta variável de persistência,  $PS_4$ , foi obtida pela diferença do somatório das produções no período de 61 a 280 dias de lactação com a produção aos 60 dias (JAMROZIK et al., 1997a), dada por:

$$PS_4 = \sum_{t=61}^{280} \frac{\alpha^{280}}{e^{t-61}} \hat{a} Vg_t - Vg_{60} \frac{\ddot{o}}{\theta}$$

A quinta variável de persistência, PS<sub>5</sub>, foi obtida pelo somatório das contribuições de cada dia de produção de leite no período de 60 a 279 dias de lactação, como desvios da produção adicional aos 280 dias de lactação (JAKOBSEN et al., 2002), dada por:

$$PS_5 = \sum_{t=60}^{279} \dot{a} Vg_t - Vg_{280} \ddot{\theta}$$

A sexta variável de persistência, PS<sub>6</sub>, foi obtida como uma adaptação de PS<sub>1</sub>, obtida pela diferença entre valores genéticos preditos para produção de leite aos 270 e aos 40 dias de lactação dada por:

$$PS_6 = Vg_{270} - Vg_{40}$$

A sétima variável de persistência, PS<sub>7</sub>, foi obtida por adaptação da variável PS<sub>4</sub>, calculada pela diferença do somatório das produções no período de 41 a 270 dias com a produção aos 40 dias de lactação, dada por:

$$PS_7 = \sum_{t=41}^{270} \dot{a} Vg_t - Vg_{40} \ddot{\theta}$$

Todas as expressões de persistência foram obtidas pela aplicação das soluções de regressão aleatória para o efeito genético aditivo. Menores valores para as variáveis de persistência indicam maiores níveis de persistência, exceto para PS<sub>5</sub>, cuja relação é diretamente proporcional.

Foi obtida para uma amostra de 10% dos melhores indivíduos para o valor genético da produção de leite até 305 dias de lactação, e também para todos indivíduos, separadamente por sexo, as correlações de produto-momento (Pearson) e de ordem (Spearman) entre todas variáveis de persistência, entre produção aos 305 dias e até 305 dias de lactação, e ainda, com as soluções de regressão aleatória para o efeito genético aditivo.

Como forma de complementar o estudo de persistência, foi obtido para modelo de regressão aleatória que utilizou os polinômios de Legendre, eleito como o melhor, os autovalores da matriz de coeficientes de regressão aleatória referentes ao efeito genético aditivo e cada autovalor foi expresso em termos de porcentagem da soma de todos os autovalores para determinar sua importância na explicação da variação genética total. Posteriormente, por meio dos autovalores,

estudou-se o padrão de variação genética por meio de autofunções. Uma autofunção é obtida como:

$$EF = L \text{ EVEC}(G)$$

em que EF= autofunção;  $\Lambda$  é a matriz referente aos coeficientes dos polinômios de Legendre e EVEC(G) é a matriz referente aos autovetores da matriz de coeficientes de regressão aleatória do efeito genético aditivo.

Os componentes de variância e covariância, necessários à estimação dos parâmetros genéticos e dos valores genéticos dos animais, para a característica em estudo e em todas as análises, foram obtidos pelo método da Máxima Verossimilhança Restrita (REML), utilizando-se o aplicativo DFREML Versão 3.0 (MEYER, 1998b).

## 4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

### 4.1. Dados

A distribuição dos dados em termos de média de produção de leite, em kg, para cada dia em lactação, pode ser visualizada na Figura 1, enquanto que o número de observações referentes aos dias em lactação pode ser observado na Figura 2.

Analisando a média da produção de leite em cada dia de produção, verifica-se que a produção de leite ao longo da lactação tende a seguir a curva típica de lactação, com incremento da produção do início até aproximadamente aos 40 dias, caracterizando a fase ascendente, seguida de queda da produção, caracterizando a fase descendente da lactação. Vê-se, também, que no final da lactação (275 aos 305 dias, aproximadamente) ocorreu maior oscilação entre as médias, e, ainda, que ocorre menor frequência de observações no final da lactação, sugerindo que animais Girolando, em geral, apresentam lactação com duração em torno de 265 dias.

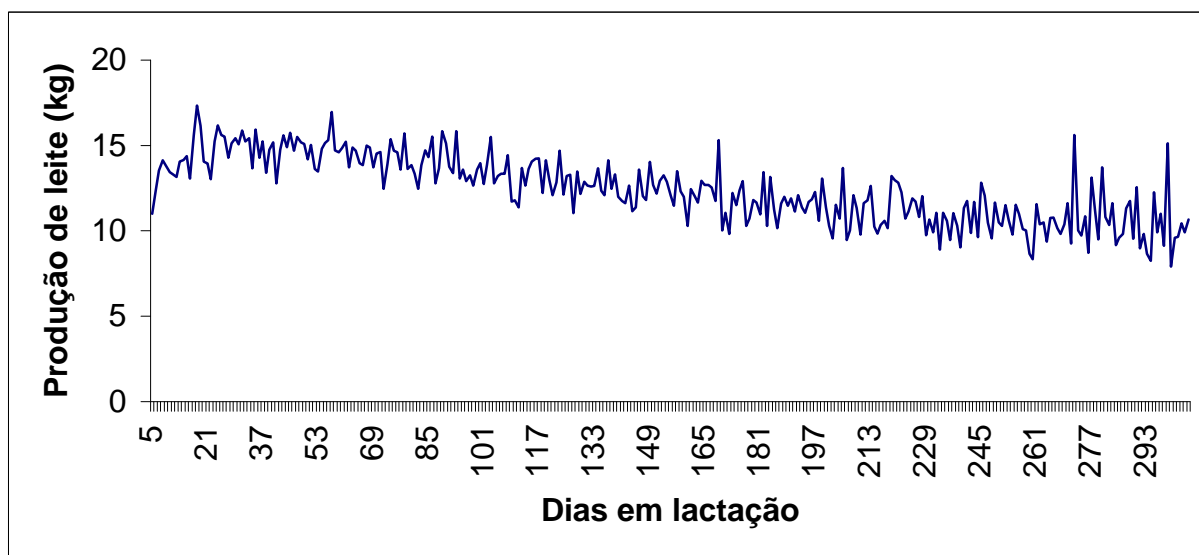


Figura 1 - Distribuição da produção média de leite, em kg, com relação ao número de dias em lactação de animais Girolando.

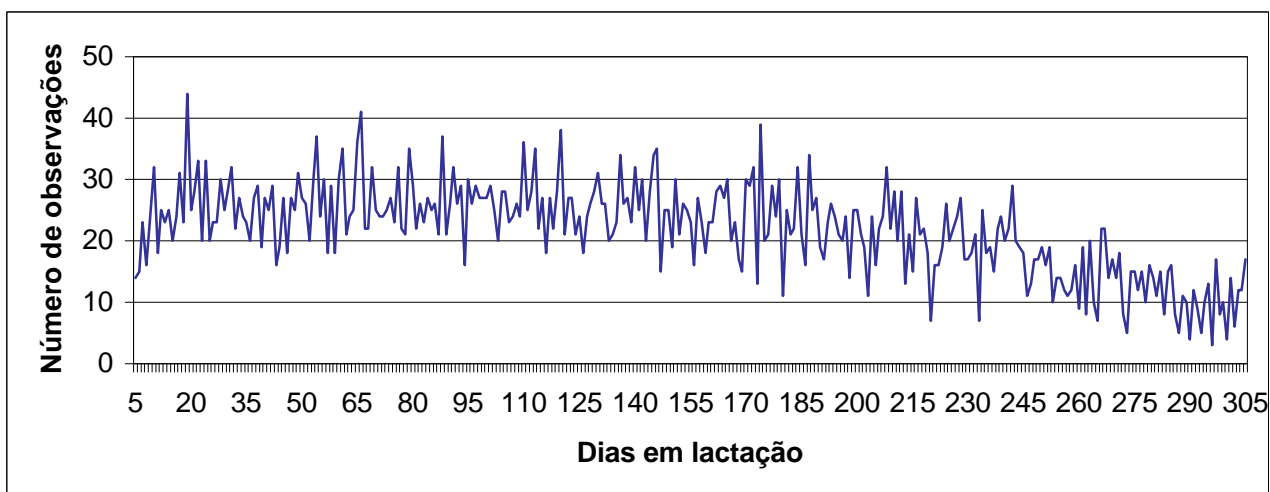


Figura 2 – Número de observações referentes aos dias em lactação de animais Girolando.

Médias e desvios-padrão da produção de leite e do número de dias em produção dentro de cada classe de dias em produção podem ser observadas na Tabela 6. Os dias em produção foram dispostos em classes de 30 em 30 dias, totalizando 10 classes, regredindo a produção de leite média de cada classe pelo número de dias em lactação médio de cada classe, por meio da função exponencial de Wilmlink, obteve-se a representação gráfica da curva de lactação dos animais Girolando (Figura 3). Verifica-se que produção máxima de leite ocorre aos 40 dias de lactação, aproximadamente.

Tabela 6 - Médias e respectivos desvios-padrão da produção de leite, em kg, e do número de dias em lactação, em cada classe de dias em produção.

| Classes de dias em produção | Produção de leite (kg) | Dias em produção médio |
|-----------------------------|------------------------|------------------------|
| 5 a 35                      | 14,62 ± 4,55           | 20,68 ± 8,51           |
| 36 a 65                     | 14,72 ± 4,48           | 50,98 ± 8,67           |
| 66 a 95                     | 14,17 ± 4,71           | 80,36 ± 8,76           |
| 96 a 125                    | 13,21 ± 4,81           | 110,37 ± 8,62          |
| 126 a 155                   | 12,52 ± 4,69           | 140,47 ± 8,47          |
| 156 a 185                   | 11,82 ± 4,50           | 170,61 ± 8,52          |
| 186 a 215                   | 11,28 ± 4,58           | 200,18 ± 8,69          |
| 216 a 245                   | 10,94 ± 4,25           | 230,65 ± 8,77          |
| 246 a 275                   | 10,53 ± 4,18           | 260,25 ± 8,63          |
| 276 a 305                   | 10,54 ± 4,78           | 289,88 ± 9,18          |

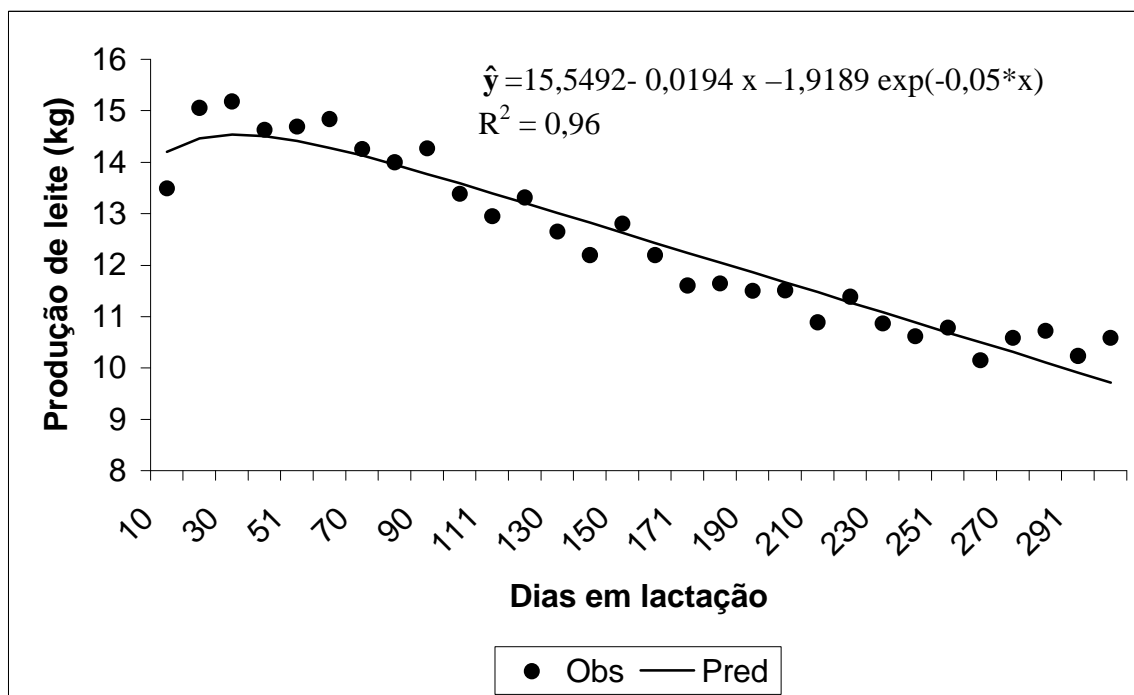


Figura 3 – Ajustes da curva de lactação média para produção de leite, em kg, por meio da função exponencial de Wilmlink de animais Girolando.

#### 4.2. Avaliação de Modelos

Os resultados obtidos por meio do teste de razão de verossimilhança e do critério de informação de Akaike, para os modelos polinomiais com diferentes números de parâmetros, variando de três a cinco, podem ser observados na Tabela 7.

Verifica-se que para os modelos polinomiais de Legendre com três parâmetros, quanto maior o número de classes empregadas para descrever o efeito de ambiente temporário, melhor foi o ajuste do modelo para descrever os dados. Nesse caso, o modelo que promoveu o melhor ajuste foi o que empregou seis classes. À medida que se aumentou o número de parâmetros da função polinomial, menor foi o número de classes residuais necessárias para promover o melhor ajuste. EL FARO (2002) encontrou resultados que demonstraram claramente que, todos os modelos testados mostraram-se inadequados, ao assumir homogeneidade de variâncias residuais.

Assim, quando a função polinomial utilizou quatro parâmetros, quatro classes de resíduos foram suficientes. Ao passo que, para a função que empregou cinco parâmetros, foram necessárias somente duas classes de resíduo. Em conformidade com ALBUQUERQUE (2003), que também verificou que se aumentando o grau do polinômio diminui-se a variância residual. Tais resultados revelam que funções com menor número de parâmetros, podem ser insuficientes para separar corretamente as diferentes causas de variação da variação total, inflacionando o efeito de ambiente temporário. Portanto, à medida que a função se torna mais eficiente para descrever a variação dos dados, menor é a necessidade de se utilizar várias classes de resíduo.

Tabela 7 - Valores do log da função de verossimilhança (log L) e do Critério de Informação de Akaike (AIC) para os diferentes modelos testados.

| Modelo                                | log L                         | AIC               |
|---------------------------------------|-------------------------------|-------------------|
| Funções Polinomiais de Legendre       |                               |                   |
| K = 3                                 |                               |                   |
| ▪ Resíduo homogêneo                   | -9083,2261 <sup>a(1)</sup>    | 18192,4522        |
| ▪ 2 classes residuais                 | -9073,1995 <sup>b</sup>       | 18174,3991        |
| ▪ 4 classes residuais                 | -9066,9811 <sup>c</sup>       | 18165,9622        |
| ▪ 6 classes residuais                 | <b>-9061,1163<sup>d</sup></b> | <b>18158,2326</b> |
| K = 4                                 |                               |                   |
| ▪ Resíduo homogêneo                   | -8994,6180 <sup>a</sup>       | 18031,2361        |
| ▪ 2 classes residuais                 | -8988,0325 <sup>b</sup>       | 18020,0650        |
| ▪ 4 classes residuais                 | <b>-8985,7022<sup>c</sup></b> | <b>18019,4044</b> |
| ▪ 6 classes residuais                 | <b>-8984,7834<sup>c</sup></b> | <b>18021,5669</b> |
| K = 5                                 |                               |                   |
| ▪ Resíduo homogêneo                   | -8949,3532 <sup>a</sup>       | 17960,7065        |
| ▪ 2 classes residuais                 | <b>-8937,4725<sup>b</sup></b> | <b>17938,9451</b> |
| ▪ 4 classes residuais                 | <b>-8938,0607<sup>b</sup></b> | <b>17944,1215</b> |
| ▪ 6 classes residuais                 | <b>-8938,4906<sup>b</sup></b> | <b>17948,9813</b> |
| Função Exponencial de Wilmink         |                               |                   |
| ▪ Resíduo homogêneo                   | -9100,5622 <sup>a</sup>       | 18227,1243        |
| ▪ 6 classes residuais                 | <b>-9096,5522<sup>b</sup></b> | <b>18229,1044</b> |
| Função logarítmica de Ali e Schaeffer |                               |                   |
| ▪ Resíduo homogêneo                   | -8980,0456 <sup>a</sup>       | 18022,0913        |
| ▪ 2 classes residuais                 | <b>-8976,0894<sup>b</sup></b> | <b>18016,1789</b> |

<sup>(1)</sup> Valores negativos da função de verossimilhança seguidas de letras diferentes entre si na coluna, diferem estatisticamente pelo teste da razão de verossimilhança. Valores em negrito indicam o melhor modelo com base em cada critério.

As variâncias, covariâncias e correlações entre os coeficientes de regressão aleatória dos efeitos genético aditivo e de ambiente permanente, estimadas pelos modelos que utilizaram diferentes números de parâmetros nas funções polinomiais ortogonais de Legendre são exibidas nas Tabelas 8 e 9, respectivamente.

Vê-se que as matrizes de coeficientes de regressão aleatória, tanto genética aditiva como de ambiente permanente, mostraram estimativas de covariâncias e correlações entre os regressores que se mantiveram muito próximas para todos os modelos estudados. Para todos os conjuntos de regressão aleatória, o coeficiente linear foi o mais variável. Para efeito de ambiente permanente do animal, as correlações entre o intercepto e o coeficiente de regressão linear foram positivas para todos os polinômios. Em geral, correlações entre intercepto e os coeficientes de regressão quadráticos foram negativas, variando de quase zero (efeito genético direto) até quase menos um (efeito de ambiente permanente). Para o modelo que empregou o polinômio com três parâmetros, o primeiro parâmetro da função é uma constante, assumindo que os desvios de lactações individuais de cada animal em relação a uma curva média de lactação são constantes ao longo de toda a trajetória da lactação. O segundo parâmetro representa a fase ascendente da lactação, enquanto que o terceiro determina a fase descendente da lactação. Assim, a seleção para o aumento da taxa de produção de leite até o pico, provoca indiretamente a seleção para animais com quedas mais bruscas da produção após o pico de produção, ou seja, selecionam-se animais de menor persistência.

Para modelos de regressão aleatória que utilizaram mais de três parâmetros nos polinômios ortogonais de Legendre, uma interpretação biológica da curva de lactação se torna mais difícil. Nestes casos, encontraram-se estimativas de correlações para os coeficientes de regressão, menores que um, tanto para efeito genético aditivo quanto para de ambiente permanente.

Menores estimativas de correlações entre os coeficientes de regressão aleatória para diversos números de parâmetros dos polinômios foram verificadas por POOL e MEUWISSEN (2000) variando de  $-0,34$  a  $0,22$ . POOL et al. (2000) verificaram valores próximos a zero entre os parâmetros, para três parâmetros ( $k=3$ ), valores variando de  $-0,02$  a  $0,12$  para  $k=4$ , valores entre  $-0,27$  e  $0,05$  para cinco parâmetros ( $k=5$ ), e valores de  $-0,40$  a  $0,11$  para a  $k=6$ . KETTUNEN et al. (2000) ao ajustar um polinômio de parâmetros, encontraram correlação genética de  $0,10$  entre o primeiro e segundo parâmetros e entre o segundo e quarto

parâmetros, correlação igual 0,03 entre o terceiro e quarto parâmetros, sendo as demais correlações negativas, variando entre  $-0,02$  a  $-0,86$ .

O comportamento da variância genética aditiva ao longo da trajetória de lactação, nos modelos com diferentes números de parâmetros e com o efeito de ambiente temporário homogêneo e dispostos em diferentes classes, pode ser observado na Figura 4. Observa-se que para os modelos que empregaram  $k=3$  (Figura 4a), foram obtidas maiores estimativas de variâncias no início da trajetória, não havendo discrepâncias entre as estimativas fornecidas por meio dos modelos com diferentes classes de efeito de ambiente temporário. Quando as estimativas foram obtidas por meio dos modelos que utilizaram funções polinomiais com quatro e cinco parâmetros, o comportamento da variância genética aditiva ao longo dos dias em produção (Figuras 4b e 4c) foi bem similar, independentemente do uso de classes de resíduos. Porém, quando comparados ao modelo com a função polinomial com três parâmetros, verifica-se que as funções com maior número de parâmetros, proporcionaram menores estimativas no início da trajetória, até aproximadamente aos 35 dias de produção, passando, então, a fornecerem maiores estimativas até, aproximadamente, aos 155 dias de produção e no final da trajetória.

A variância do efeito de ambiente permanente descrita pela função polinomial com três parâmetros, indica que ao se considerar o ambiente temporário como homogêneo ou disposto em duas classes residuais, obtêm-se maiores estimativas de variância do início da trajetória, quando comparados aos modelos com quatro e seis classes residuais (Figura 5a). Para as funções polinomiais com quatro e cinco parâmetros, a descrição da variação foi bem similar entre si e entre as classes de resíduo. Entretanto, ao compará-los com o padrão da descrição do modelo com três parâmetros, observa-se maiores valores no início e menores valores no final da trajetória deste último (Figuras 5a, 5b e 5c).

Tabela 8 - Estimativas de variâncias (na diagonal), de covariâncias (abaixo da diagonal) e de correlações genéticas (acima da diagonal) entre os coeficientes de regressão aleatória do efeito genético aditivo, para diferentes números de parâmetros dos polinômios, considerando o ambiente temporário homogêneo e disposto em duas, quatro e seis classes residuais.

| Polinômio com três parâmetros   |       |       |        |       |                        |       |       |       |       |       |       |       |    |    |    |    |  |
|---------------------------------|-------|-------|--------|-------|------------------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|----|----|----|----|--|
| Resíduo Homogêneo               |       |       |        |       | Duas classes residuais |       |       |       |       |       |       |       |    |    |    |    |  |
|                                 | a0    | a1    | a2     |       | a0                     | a1    | a2    |       | a0    | a1    | a2    |       |    |    |    |    |  |
| a0                              | 4,49  | -0,34 | -0,32  |       | a0                     | 4,55  | -0,33 | -0,28 |       |       |       |       |    |    |    |    |  |
| a1                              | -1,16 | 2,63  | 0,22   |       | a1                     | -1,15 | 2,63  | 0,22  |       |       |       |       |    |    |    |    |  |
| a2                              | -0,50 | 0,26  | 0,53   |       | a2                     | -0,43 | 0,26  | 0,53  |       |       |       |       |    |    |    |    |  |
| Quatro classes residuais        |       |       |        |       | Seis classes residuais |       |       |       |       |       |       |       |    |    |    |    |  |
|                                 | a0    | a1    | a2     |       | a0                     | a1    | a2    |       | a0    | a1    | a2    |       |    |    |    |    |  |
| a0                              | 4,60  | -0,36 | -0,25  |       | a0                     | 4,75  | -0,34 | -0,22 |       |       |       |       |    |    |    |    |  |
| a1                              | -1,23 | 2,72  | 0,22   |       | a1                     | -1,21 | 2,67  | 0,20  |       |       |       |       |    |    |    |    |  |
| a2                              | -0,39 | 0,26  | 0,53   |       | a2                     | -0,35 | 0,23  | 0,53  |       |       |       |       |    |    |    |    |  |
| Polinômio com quatro parâmetros |       |       |        |       |                        |       |       |       |       |       |       |       |    |    |    |    |  |
| Resíduo Homogêneo               |       |       |        |       | Duas classes residuais |       |       |       |       |       |       |       |    |    |    |    |  |
|                                 | a0    | a1    | a2     | a3    | a0                     | a1    | a2    | a3    |       | a0    | a1    | a2    | a3 |    |    |    |  |
| a0                              | 4,89  | -0,32 | -0,18  | 0,75  |                        | a0    | 4,93  | -0,33 | -0,19 | 0,74  |       |       |    |    |    |    |  |
| a1                              | -1,12 | 2,43  | 0,01   | -0,39 |                        | a1    | -1,17 | 2,50  | 0,06  | -0,42 |       |       |    |    |    |    |  |
| a2                              | -0,32 | 0,006 | 0,65   | 0,26  |                        | a2    | -0,34 | 0,07  | 0,64  | 0,24  |       |       |    |    |    |    |  |
| a3                              | 0,79  | -0,29 | 0,10   | 0,23  |                        | a3    | 0,81  | -0,33 | 0,09  | 0,24  |       |       |    |    |    |    |  |
| Quatro classes residuais        |       |       |        |       | Seis classes residuais |       |       |       |       |       |       |       |    |    |    |    |  |
|                                 | a0    | a1    | a2     | a3    | a0                     | a1    | a2    | a3    |       | a0    | a1    | a2    | a3 |    |    |    |  |
| a0                              | 4,89  | -0,34 | -0,19  | 0,74  |                        | a0    | 4,98  | -0,35 | -0,18 | 0,73  |       |       |    |    |    |    |  |
| a1                              | -1,21 | 2,52  | 0,07   | -0,44 |                        | a1    | -1,23 | 2,49  | 0,05  | -0,43 |       |       |    |    |    |    |  |
| a2                              | -0,34 | 0,09  | 0,66   | 0,24  |                        | a2    | -0,33 | 0,07  | 0,65  | 0,27  |       |       |    |    |    |    |  |
| a3                              | 0,81  | -0,34 | 0,09   | 0,25  |                        | a3    | 0,81  | -0,34 | 0,11  | 0,25  |       |       |    |    |    |    |  |
| Polinômio com cinco parâmetros  |       |       |        |       |                        |       |       |       |       |       |       |       |    |    |    |    |  |
| Resíduo Homogêneo               |       |       |        |       | Duas classes residuais |       |       |       |       |       |       |       |    |    |    |    |  |
|                                 | a0    | a1    | a2     | a3    | a4                     | a0    | a1    | a2    | a3    | a4    |       | a0    | a1 | a2 | a3 | a4 |  |
| a0                              | 5,32  | -0,31 | -0,19  | 0,85  | 0,00                   |       | a0    | 5,41  | -0,27 | -0,11 | 0,85  | 0,00  |    |    |    |    |  |
| a1                              | -1,11 | 2,40  | 0,00   | -0,40 | 0,00                   |       | a1    | -0,99 | 2,45  | 0,02  | -0,34 | -0,53 |    |    |    |    |  |
| a2                              | -0,34 | 0,00  | 0,57   | -0,01 | -0,57                  |       | a2    | -0,19 | 0,03  | 0,53  | 0,17  | -0,57 |    |    |    |    |  |
| a3                              | 0,88  | -0,28 | -0,002 | 0,21  | -0,51                  |       | a3    | 1,02  | -0,27 | 0,06  | 0,27  | -0,37 |    |    |    |    |  |
| a4                              | 0,00  | 0,00  | -0,08  | -0,04 | 0,03                   |       | a4    | 0,00  | -0,13 | -0,06 | -0,03 | 0,02  |    |    |    |    |  |
| Quatro classes residuais        |       |       |        |       | Seis classes residuais |       |       |       |       |       |       |       |    |    |    |    |  |
|                                 | a0    | a1    | a2     | a3    | a4                     | a0    | a1    | a2    | a3    | a4    |       | a0    | a1 | a2 | a3 | a4 |  |
| a0                              | 5,54  | -0,30 | -0,09  | 0,89  | 0,00                   |       | a0    | 5,41  | -0,28 | -0,12 | 0,84  | -0,00 |    |    |    |    |  |
| a1                              | -1,09 | 2,47  | 0,00   | -0,34 | -0,00                  |       | a1    | -1,04 | 2,44  | 0,00  | -0,32 | -0,43 |    |    |    |    |  |
| a2                              | -0,16 | 0,00  | 0,52   | 0,13  | -0,69                  |       | a2    | -0,21 | 0,00  | 0,55  | 0,15  | -0,63 |    |    |    |    |  |
| a3                              | 1,08  | -0,27 | 0,51   | 0,27  | -0,43                  |       | a3    | 1,01  | -0,25 | 0,06  | 0,26  | -0,41 |    |    |    |    |  |
| a4                              | 0,00  | 0,00  | -0,06  | -0,03 | 0,01                   |       | a4    | -0,00 | -0,09 | -0,07 | -0,03 | 0,02  |    |    |    |    |  |

Tabela 9 - Estimativas de variâncias (na diagonal), de covariâncias (abaixo da diagonal) e de correlações genéticas (acima da diagonal) entre os coeficientes de regressão aleatória do efeito de ambiente permanente, para diferentes números de parâmetros dos polinômios, considerando o ambiente temporário homogêneo e disposto em duas, quatro e seis classes.

| Polinômio com três parâmetros   |       |       |       |       |                        |                        |       |       |       |       |       |       |    |    |    |    |    |  |
|---------------------------------|-------|-------|-------|-------|------------------------|------------------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|----|----|----|----|----|--|
| Resíduo Homogêneo               |       |       |       |       | Duas classes residuais |                        |       |       |       |       |       |       |    |    |    |    |    |  |
|                                 | p0    | p1    | p2    |       | p0                     | p1                     | p2    |       | p0    | p1    | p2    |       |    |    |    |    |    |  |
| p0                              | 8,52  | 0,30  | -0,29 |       | p0                     | 8,48                   | 0,31  | -0,29 |       |       |       |       |    |    |    |    |    |  |
| p1                              | 0,79  | 0,80  | 0,23  |       | p1                     | 0,86                   | 0,89  | -0,15 |       |       |       |       |    |    |    |    |    |  |
| p2                              | -0,78 | -0,19 | 0,87  |       | p2                     | -0,77                  | -0,13 | 0,86  |       |       |       |       |    |    |    |    |    |  |
| Quatro classes residuais        |       |       |       |       | Seis classes residuais |                        |       |       |       |       |       |       |    |    |    |    |    |  |
|                                 | p0    | p1    | p2    |       | p0                     | p1                     | p2    |       | p0    | p1    | p2    |       |    |    |    |    |    |  |
| p0                              | 8,41  | 0,357 | -0,32 |       | p0                     | 8,31                   | 0,35  | -0,34 |       |       |       |       |    |    |    |    |    |  |
| p1                              | 0,94  | 0,82  | -0,11 |       | p1                     | 0,90                   | 0,81  | -0,07 |       |       |       |       |    |    |    |    |    |  |
| p2                              | -0,85 | -0,08 | 0,83  |       | p2                     | -0,91                  | -0,06 | 0,84  |       |       |       |       |    |    |    |    |    |  |
| Polinômio com quatro parâmetros |       |       |       |       |                        |                        |       |       |       |       |       |       |    |    |    |    |    |  |
| Resíduo Homogêneo               |       |       |       |       | Duas classes residuais |                        |       |       |       |       |       |       |    |    |    |    |    |  |
|                                 | p0    | p1    | p2    | p3    |                        | p0                     | p1    | p2    | p3    |       | p0    | p1    | p2 | p3 |    |    |    |  |
| p0                              | 8,05  | 0,23  | -0,49 | -0,45 |                        | p0                     | 8,05  | 0,28  | -0,46 | -0,48 |       |       |    |    |    |    |    |  |
| p1                              | 0,56  | 0,70  | -0,14 | 0,00  |                        | p1                     | 0,68  | 0,75  | 0,10  | 0,14  |       |       |    |    |    |    |    |  |
| p2                              | -1,20 | -0,10 | 0,72  | -0,54 |                        | p2                     | -1,12 | -0,08 | 0,74  | -0,51 |       |       |    |    |    |    |    |  |
| p3                              | -0,60 | 0,00  | -0,21 | 0,22  |                        | p3                     | -0,62 | 0,05  | -0,20 | 0,21  |       |       |    |    |    |    |    |  |
| Quatro classes residuais        |       |       |       |       | Seis classes residuais |                        |       |       |       |       |       |       |    |    |    |    |    |  |
|                                 | p0    | p1    | p2    | p3    |                        | p0                     | p1    | p2    | p3    |       | p0    | p1    | p2 | p3 |    |    |    |  |
| p0                              | 8,07  | 0,30  | -0,46 | -0,47 |                        | p0                     | 8,01  | 0,30  | -0,47 | -0,49 |       |       |    |    |    |    |    |  |
| p1                              | 0,73  | 0,71  | -0,09 | 0,12  |                        | p1                     | 0,73  | 0,71  | -0,05 | 0,17  |       |       |    |    |    |    |    |  |
| p2                              | -1,13 | -0,07 | 0,73  | -0,50 |                        | p2                     | -1,15 | -0,04 | 0,77  | -0,45 |       |       |    |    |    |    |    |  |
| p3                              | -0,60 | 0,04  | -0,19 | 0,20  |                        | p3                     | -0,60 | 0,06  | -0,17 | 0,18  |       |       |    |    |    |    |    |  |
| Polinômio com cinco parâmetros  |       |       |       |       |                        |                        |       |       |       |       |       |       |    |    |    |    |    |  |
| Resíduo Homogêneo               |       |       |       |       |                        | Duas classes residuais |       |       |       |       |       |       |    |    |    |    |    |  |
|                                 | p0    | p1    | p2    | p3    | p4                     |                        | p0    | p1    | p2    | p3    | p4    |       | p0 | p1 | p2 | p3 | p4 |  |
| p0                              | 7,69  | 0,25  | -0,48 | -0,35 | 0,00                   |                        | p0    | 7,62  | 0,23  | -0,49 | -0,46 | 0,00  |    |    |    |    |    |  |
| p1                              | 0,61  | 0,80  | -0,07 | -0,02 | -0,30                  |                        | p1    | 0,58  | 0,86  | 0,00  | 0,01  | -0,11 |    |    |    |    |    |  |
| p2                              | -1,10 | -0,05 | 0,69  | -0,44 | -0,58                  |                        | p2    | -1,19 | 0,00  | 0,78  | -0,97 | -0,47 |    |    |    |    |    |  |
| p3                              | -0,48 | 0,00  | -0,18 | 0,24  | 0,00                   |                        | p3    | -0,59 | 0,00  | -0,19 | 0,21  | 0,15  |    |    |    |    |    |  |
| p4                              | 0,00  | -0,12 | -0,21 | 0,00  | 0,18                   |                        | p4    | 0,00  | -0,05 | -0,20 | 0,03  | 0,24  |    |    |    |    |    |  |
| Quatro classes residuais        |       |       |       |       |                        | Seis classes residuais |       |       |       |       |       |       |    |    |    |    |    |  |
|                                 | p0    | p1    | p2    | p3    | p4                     |                        | p0    | p1    | p2    | p3    | p4    |       | p0 | p1 | p2 | p3 | p4 |  |
| p0                              | 7,53  | 0,27  | -0,50 | -0,50 | 0,00                   |                        | p0    | 7,66  | 0,26  | -0,49 | -0,45 | 0,00  |    |    |    |    |    |  |
| p1                              | 0,69  | 0,83  | 0,00  | 0,00  | -0,35                  |                        | p1    | 0,66  | 0,81  | 0,00  | 0,00  | -0,07 |    |    |    |    |    |  |
| p2                              | -1,22 | 0,00  | 0,78  | -0,41 | -0,48                  |                        | p2    | -1,18 | 0,00  | 0,77  | -0,39 | -0,52 |    |    |    |    |    |  |
| p3                              | -0,63 | 0,00  | -0,17 | 0,21  | 0,16                   |                        | p3    | -0,56 | 0,00  | -0,15 | 0,20  | 0,03  |    |    |    |    |    |  |
| p4                              | 0,00  | -0,16 | -0,21 | 0,04  | 0,24                   |                        | p4    | 0,00  | -0,03 | -0,21 | 0,01  | 0,21  |    |    |    |    |    |  |

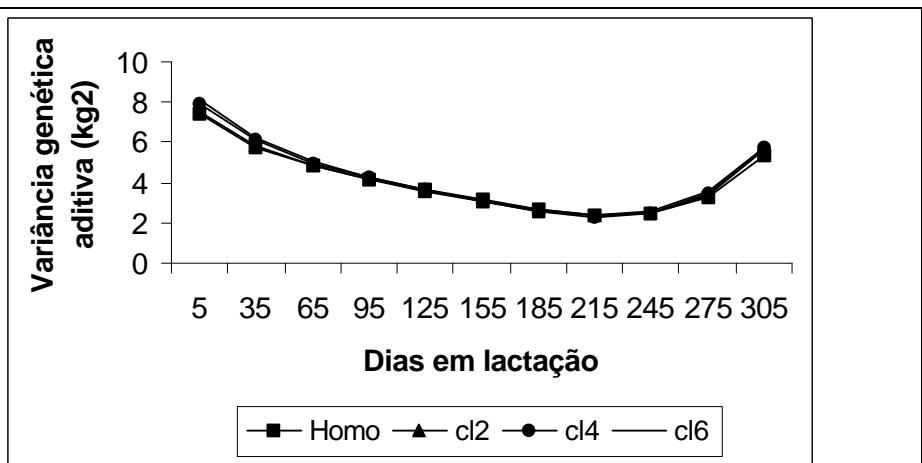


Figura 4a – Estimativas da variância genética aditiva, em  $kg^2$ , obtidas a partir da função polinomial com três parâmetros sob diferentes classes residuais.

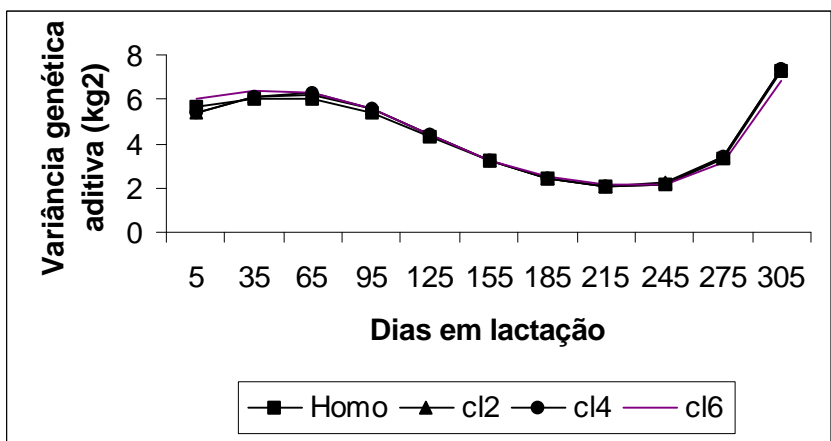


Figura 4b - Estimativas da variância genética aditiva, em  $kg^2$ , obtidas a partir da função polinomial com quatro parâmetros sob diferentes classes residuais.

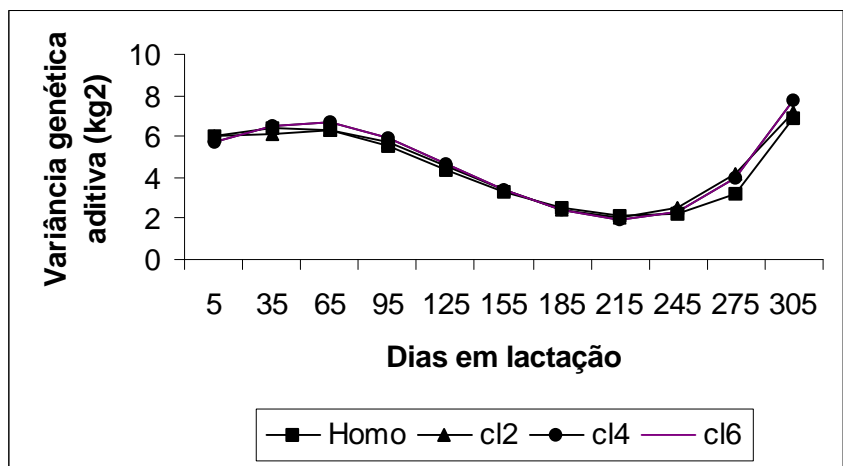


Figura 4c - Estimativas da variância genética aditiva, em  $kg^2$ , obtidas a partir da função polinomial com cinco parâmetros sob diferentes classes residuais.

Figura 4 – Estimativas da variância genética aditiva, em  $kg^2$ , obtidas a partir de funções polinomiais de Legendre com diferentes números de parâmetros e classes residuais.

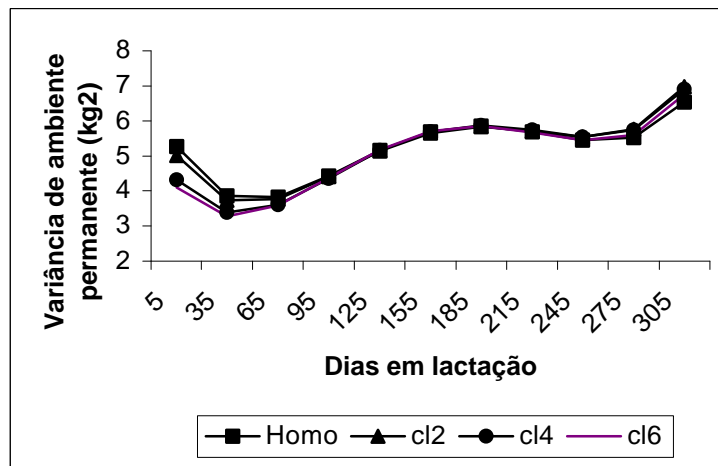


Figura 5a - Estimativas da variância de ambiente permanente, em  $\text{kg}^2$ , obtidas a partir da função polinomial com três parâmetros sob diferentes classes residuais.

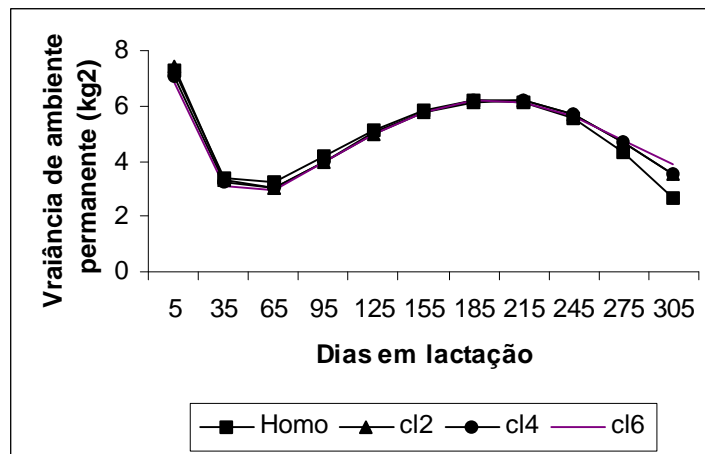


Figura 5b - Estimativas da variância de ambiente permanente, em  $\text{kg}^2$ , obtidas a partir da função polinomial com quatro parâmetros sob diferentes classes residuais.

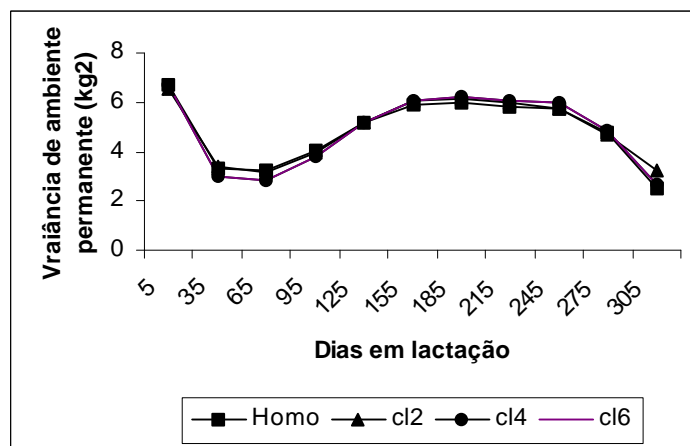


Figura 5c - Estimativas da variância de ambiente permanente, em  $\text{kg}^2$ , obtidas a partir da função polinomial com cinco parâmetros sob diferentes classes residuais.

Figura 5 - Estimativas da variância de ambiente permanente, em  $\text{kg}^2$ , obtidas a partir de funções polinomiais de Legendre com diferentes números de parâmetros e classes residuais.

As variâncias estimadas para o efeito de ambiente temporário pelos modelos que empregaram funções polinomiais de Legendre com três, quatro e cinco parâmetros, considerando variâncias constantes, dispostas em duas, quatro e seis classes residuais, ao longo dos dias em produção, podem ser observadas na Tabela 10. Independentemente do número de parâmetros da função polinomial, de forma geral, quando se aumentou o número de classes residuais, as estimativas no início da trajetória da lactação aumentaram, enquanto no final diminuíram. À medida que o modelo empregou funções com maior número de parâmetros, houve redução nas estimativas de variâncias.

Conforme apontado pelo resultado do teste da razão de verossimilhança e pelo critério de Akaike, quando o modelo empregou a função polinomial com três parâmetros, o melhor ajuste foi obtido utilizando seis classes residuais de ambiente temporário, neste caso, a diferença entre as variâncias estimadas nos extremos da trajetória de lactação foi igual a 2,09 kg<sup>2</sup>. Para o modelo que utilizou a função polinomial com quatro parâmetros, quatro classes de resíduo foram suficientes, a diferença entre as variâncias localizadas nos extremos da trajetória foi igual a 0,98 kg<sup>2</sup>, enquanto que para o modelo que empregou a função polinomial com cinco parâmetros, foram necessárias somente duas classes de resíduo e, a diferença entre variâncias localizadas nos extremos da trajetória foi igual a 0,89 kg<sup>2</sup>. Esse resultado revela que, quanto maior o número de parâmetros na função polinomial que descreve a variação dos dados houve melhor discriminação do efeito de ambiente temporário, reduzindo a necessidade de se alocá-lo em maior número de classes de resíduo. Assim, maior heterogeneidade de variâncias do efeito de ambiente temporário, pode ser decorrência do uso de funções inadequadas para descrever a variação da trajetória.

Tabela 10 – Estimativas de variâncias do efeito de ambiente temporário para modelos que empregaram funções polinomiais com três, quatro e cinco parâmetros, considerando variâncias constantes (Homo), dispostas em duas (cl2), quatro (cl4) e seis classes (cl6) residuais, ao longo dos dias em produção (DIM).

| DIM | Modelos com k=3 |      |      |      | Modelos com k=4 |      |      |      | Modelos com k=5 |      |      |      |
|-----|-----------------|------|------|------|-----------------|------|------|------|-----------------|------|------|------|
|     | Homo            | cl2  | cl4  | cl6  | Homo            | cl2  | cl4  | cl6  | Homo            | cl2  | cl4  | cl6  |
| 5   | 3,10            | 3,23 | 3,71 | 4,07 | 2,82            | 2,92 | 3,21 | 3,33 | 2,65            | 2,76 | 2,88 | 3,02 |
| 35  | 3,10            | 3,23 | 3,71 | 4,07 | 2,82            | 2,92 | 3,21 | 3,33 | 2,65            | 2,76 | 2,88 | 3,02 |
| 65  | 3,10            | 3,23 | 3,71 | 3,19 | 2,82            | 2,92 | 3,21 | 2,89 | 2,65            | 2,76 | 2,88 | 2,68 |
| 95  | 3,10            | 3,23 | 3,05 | 3,19 | 2,82            | 2,92 | 2,78 | 2,89 | 2,65            | 2,76 | 2,66 | 2,68 |
| 125 | 3,10            | 3,23 | 3,05 | 3,03 | 2,82            | 2,92 | 2,78 | 2,84 | 2,65            | 2,76 | 2,66 | 2,73 |
| 155 | 3,10            | 3,23 | 3,05 | 3,03 | 2,82            | 2,92 | 2,78 | 2,84 | 2,65            | 2,76 | 2,66 | 2,73 |
| 185 | 3,10            | 3,23 | 3,04 | 2,79 | 2,82            | 2,92 | 2,88 | 2,69 | 2,65            | 2,76 | 2,79 | 2,55 |
| 215 | 3,10            | 3,23 | 3,04 | 3,23 | 2,82            | 2,92 | 2,88 | 2,92 | 2,65            | 2,76 | 2,79 | 2,78 |
| 245 | 3,10            | 2,38 | 2,39 | 3,23 | 2,82            | 2,23 | 2,23 | 2,92 | 2,65            | 1,87 | 1,87 | 2,78 |
| 275 | 3,10            | 2,38 | 2,39 | 1,98 | 2,82            | 2,23 | 2,23 | 1,96 | 2,65            | 1,87 | 1,87 | 1,68 |
| 305 | 3,10            | 2,38 | 2,39 | 1,98 | 2,82            | 2,23 | 2,23 | 1,96 | 2,65            | 1,87 | 1,87 | 1,68 |

As estimativas de herdabilidade obtidas em cada modelo com diferentes ordens de ajuste do polinômio e diferentes números de classes de efeito temporário, são demonstradas na Figura 6. O padrão da trajetória da herdabilidade, em todos os modelos, é bem similar ao comportamento da variância genética aditiva. A formação de diferentes classes de resíduos para o efeito de ambiente temporário, não proporcionou grandes alterações na estimativa de herdabilidade nos modelos com diferentes ordens de ajuste. Comparando as estimativas entre os modelos com diferentes ajustes de polinômios, verifica-se que os modelos com quatro e cinco parâmetros, apresentaram comportamentos bem similares.

No início da lactação, o modelo com três parâmetros proporcionou, principalmente, maiores estimativas de variância genética aditiva e menores estimativas de variância para o efeito de ambiente permanente, em relação aos modelos com maior número de parâmetros na função, proporcionando maiores estimativas de herdabilidade, do quinto até aproximadamente aos 35º dia de produção; apresentando comportamento inverso nos intervalos de 35 aos 155

dias e de 275 aos 305 dias de produção. As estimativas de herdabilidade entre todos os modelos foram próximas no período de 155 a 275 dias, aproximadamente.

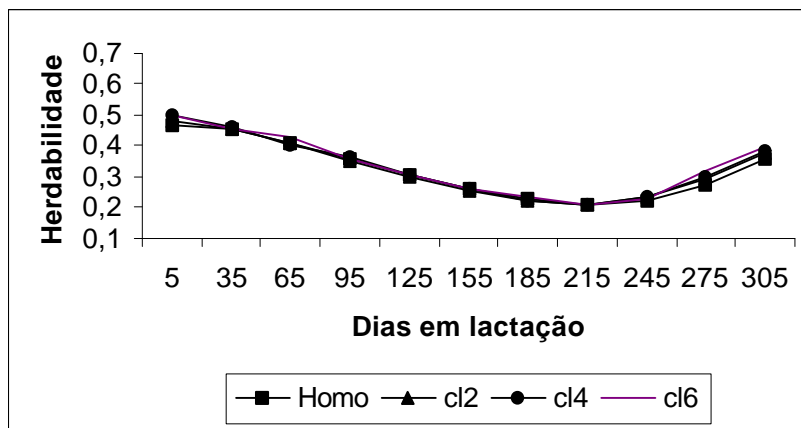


Figura 6a - Estimativas de herdabilidade obtidas a partir da função polinomial com três parâmetros sob diferentes classes residuais.

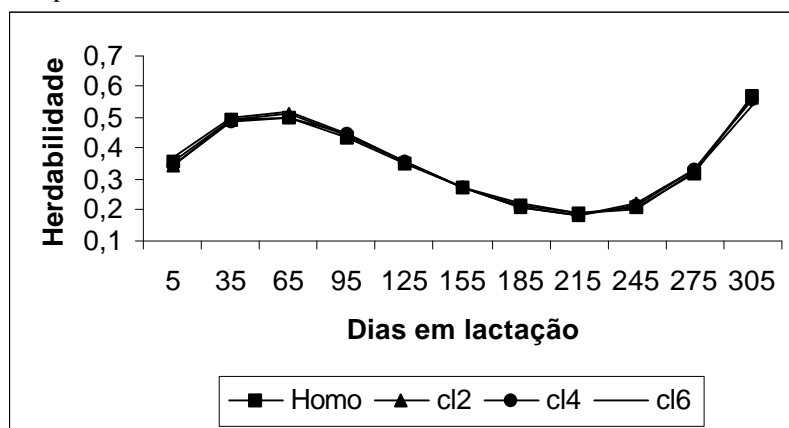


Figura 6b - Estimativas de herdabilidade obtidas a partir da função polinomial com quatro parâmetros sob diferentes classes residuais.

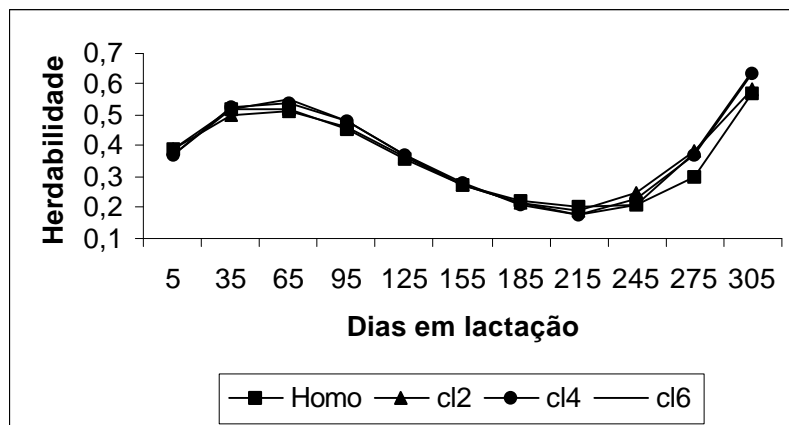


Figura 6c - Estimativas de herdabilidade obtidas a partir da função polinomial com cinco parâmetros sob diferentes classes residuais.

Figura 6 - Estimativas de herdabilidade obtidas a partir de funções polinomiais de Legendre com diferentes números de parâmetros e classes residuais.

Considerando o modelo que empregou a função polinomial de Legendre com três parâmetros, o uso de seis classes residuais para descrever o efeito de

ambiente temporário proporcionou melhor ajuste para descrição da variação dos dados, e para modelos que utilizaram cinco parâmetros, o uso de duas classes residuais foi suficiente. Tais modelos foram comparados com modelos de regressão aleatória que utilizaram a função exponencial de Wilmink (função com três parâmetros e seis classes residuais) e a função logarítmica de Ali e Schaeffer (função com cinco parâmetros e duas classes residuais), respectivamente.

Pelos resultados do Critério de Informação de Akaike (Tabela 7), o modelo polinomial de ordem três (18.158,2326) promoveu melhor ajuste para descrição da variação dos dados quando comparado ao modelo exponencial (18.229,1044). Do mesmo modo, o valor do critério do modelo polinomial de ordem cinco (17.938,9454) também demonstrou que a função polinomial foi melhor na descrição da variação da produção no dia de produção, quando comparado ao modelo de Ali e Schaeffer (18.016,1789).

As variâncias e covariâncias entre os coeficientes de regressão aleatória dos efeitos genético aditivo e de ambiente permanente, estimadas pelos modelos que utilizaram as funções de Wilmink e de Ali e Schaeffer são exibidas na Tabela 11. Os coeficientes de regressão aleatória, tanto do efeito genético aditivo quanto do ambiente permanente, são mais correlacionados entre si quando se utiliza as funções exponencial ou logarítmica, em relação as funções polinomiais. As correlações entre os coeficientes de regressão aleatória obtidos pela função logarítmica foram todas próximas à unidade.

O comportamento das correlações e co(variâncias) assemelha-se muito ao resultado obtido por FREITAS (2003) em estudo de avaliação genética de animais Girolando por meio de modelo de regressão aleatória utilizando a função exponencial de Wilmink, considerando 6 classes residuais. Da mesma forma que o encontrado pelo autor, ressalta-se a ocorrência de estimativas de correlações negativas entre o intercepto e o coeficiente linear e, entre o intercepto e o quadrático, sugerindo que os animais com maior nível de produção inicial, o qual é determinado pelo coeficiente  $a_0$  (intercepto), tendem a apresentar uma menor taxa de declínio da produção após o pico, determinada por  $a_1$ , e um menor crescimento da produção em direção ao pico de lactação, determinado por  $a_2$ .

Entretanto, as baixas correlações positivas entre os coeficientes  $a_1$  e  $a_2$  indicam que, na raça Girolando, há pouca associação entre as taxas de crescimento da produção até o pico de lactação e entre as taxas de declínio da produção após o pico (FREITAS, 2003).

Tabela 11 - Estimativas de variâncias (na diagonal), de covariâncias (abaixo da diagonal) e de correlações genéticas (acima da diagonal) entre os coeficientes de regressão aleatória do efeito genético aditivo, para os modelos que empregaram as funções de Wilmink e de Ali e Schaeffer

| Função exponencial de Wilmink |        |        |        |  |                               |        |        |        |  |  |
|-------------------------------|--------|--------|--------|--|-------------------------------|--------|--------|--------|--|--|
| Efeito Genético Aditivo       |        |        |        |  | Efeito de Ambiente Permanente |        |        |        |  |  |
|                               | a0     | a1     | a2     |  | p0                            | p1     | p2     |        |  |  |
| a0                            | 9,529  | -0,84  | -0,53  |  | p0                            | 5,511  | -0,42  | -0,66  |  |  |
| a1                            | -0,037 | 0,0002 | 0,34   |  | p1                            | -0,008 | 0,0001 | 0,42   |  |  |
| a2                            | -6,148 | 0,017  | 13,834 |  | p2                            | -6,145 | 0,013  | 15,745 |  |  |

| Função Logarítmica de Ali e Schaeffer |          |         |         |        |                               |    |          |         |         |        |
|---------------------------------------|----------|---------|---------|--------|-------------------------------|----|----------|---------|---------|--------|
| Efeito Genético Aditivo               |          |         |         |        | Efeito de Ambiente Permanente |    |          |         |         |        |
|                                       | a0       | a1      | a2      | a3     | a4                            | p0 | p1       | p2      | p3      | p4     |
| a0                                    | 782,61   | -0,99   | 0,94    | -0,99  | 0,99                          | p0 | 1025,80  | -0,98   | 0,92    | -0,99  |
| a1                                    | -1300,31 | 2199,01 | -0,97   | 0,98   | -0,98                         | p1 | -1612,76 | 2606,19 | -0,96   | 0,98   |
| a2                                    | 554,23   | -964,42 | 447,46  | -0,92  | 0,90                          | p2 | 567,08   | -954,63 | 372,21  | -0,91  |
| a3                                    | -370,38  | 611,90  | -259,35 | 175,85 | -0,99                         | p3 | -589,91  | 926,59  | -325,29 | 339,96 |
| a4                                    | 47,49    | -78,02  | 32,64   | -22,56 | 2,90                          | p4 | 81,81    | -127,91 | 44,52   | -47,24 |

Comparando o comportamento da variância genética aditiva ao longo da trajetória de lactação, descrita pelos modelos polinomiais, exponencial e logarítmico (Figura 7), verifica-se que os valores obtidos pelo modelo exponencial, se aproximaram bastante dos valores obtidos por meio do modelo polinomial com três parâmetros. O mesmo comportamento do modelo polinomial com cinco parâmetros foi descrito pelo modelo logarítmico. Novamente, para os modelos que empregaram funções contendo três parâmetros, foram observadas maiores estimativas de variâncias no início da trajetória. Quando as estimativas

foram obtidas por meio dos modelos que utilizaram funções contendo cinco parâmetros, o comportamento da variância genética aditiva ao longo dos dias em lactação, verificou-se menores estimativas no início da trajetória até aproximadamente aos 35 dias de produção, passando então a fornecerem maiores estimativas até, aproximadamente, aos 155 dias de produção e no final da trajetória.

De forma geral, o modelo exponencial suavizou a trajetória da produção no dia de controle descrita pelo modelo logarítmico, fornecendo diferentes estimativas de variância genética aditiva, ora maiores e ora menores, ao longo da trajetória.

A variância do efeito de ambiente permanente descrita pelas funções polinomiais, comparadas às funções exponencial e logarítmica, são demonstradas na Figura 8. No início da trajetória, aproximadamente até 35 dias de produção, o modelo polinomial com três parâmetros descreveu as variâncias de forma mais similar ao modelo logarítmico, enquanto que o modelo polinomial com cinco parâmetros descreveu a variação de forma mais similar ao modelo exponencial. A partir desse ponto, os modelos polinomiais e logarítmico descreveram de forma bem similar o padrão da variação de ambiente permanente em toda a trajetória, sendo que o modelo exponencial, apresentou um comportamento diferente dos demais.

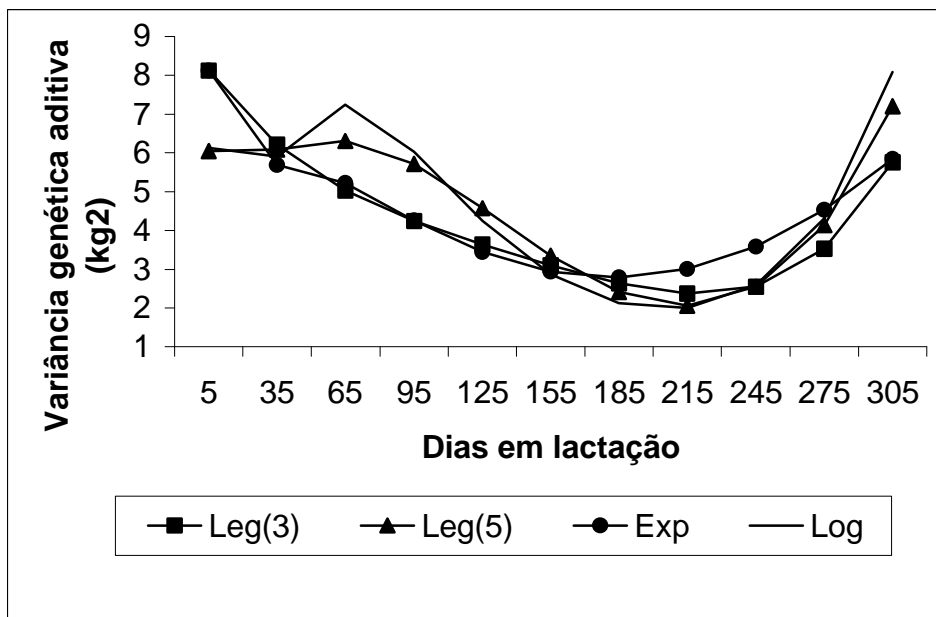


Figura 7 - Estimativas da variância genética aditiva, em  $\text{kg}^2$ , obtidas a partir de diferentes modelos de regressão aleatória, utilizando as funções polinômios de Legendre com três (Leg(3)) e cinco parâmetros (Leg(5)), função de Wilink (Exp) e função de Ali e Schaeffer (Log).

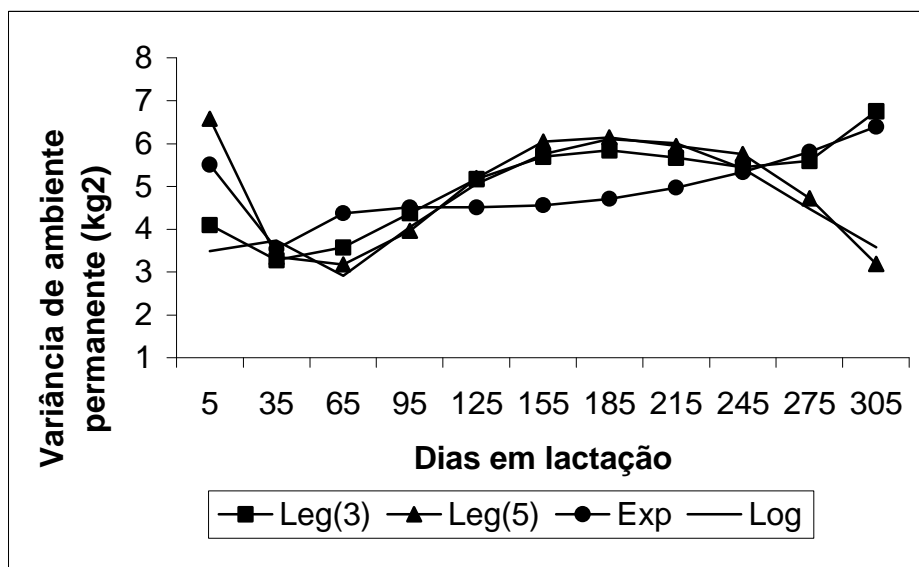


Figura 8 – Estimativas da variância de ambiente permanente, em  $\text{kg}^2$ , obtidas a partir de diferentes modelos de regressão aleatória, utilizando as funções polinômios de Legendre com três (Leg(3)) e cinco parâmetros (Leg(5)), função de Wilink (Exp) e função de Ali e Schaeffer (Log).

A descrição da variância do efeito de ambiente temporário descrita pelos modelos polinomiais, exponencial e logarítmico, pode ser observada na Figura 9. Modelos com cinco parâmetros forneceram menores estimativas de variância de ambiente temporário ao longo de toda trajetória, quando comparados aos modelos com três parâmetros. Os padrões da descrição da variância do efeito temporário descritos pelo modelo polinomial com três parâmetros e pelo modelo exponencial foram diferentes ao longo da trajetória. Até o primeiro terço da lactação, aproximadamente, o modelo polinomial estimou maiores valores. A partir desse ponto, as estimativas descritas pelo modelo exponencial passaram a ser maiores. As estimativas descritas pelos modelos que empregaram cinco parâmetros foram bem similares até os dois primeiros terços da lactação, aproximadamente. A partir desse ponto, o modelo logarítmico forneceu maiores estimativas de variâncias.

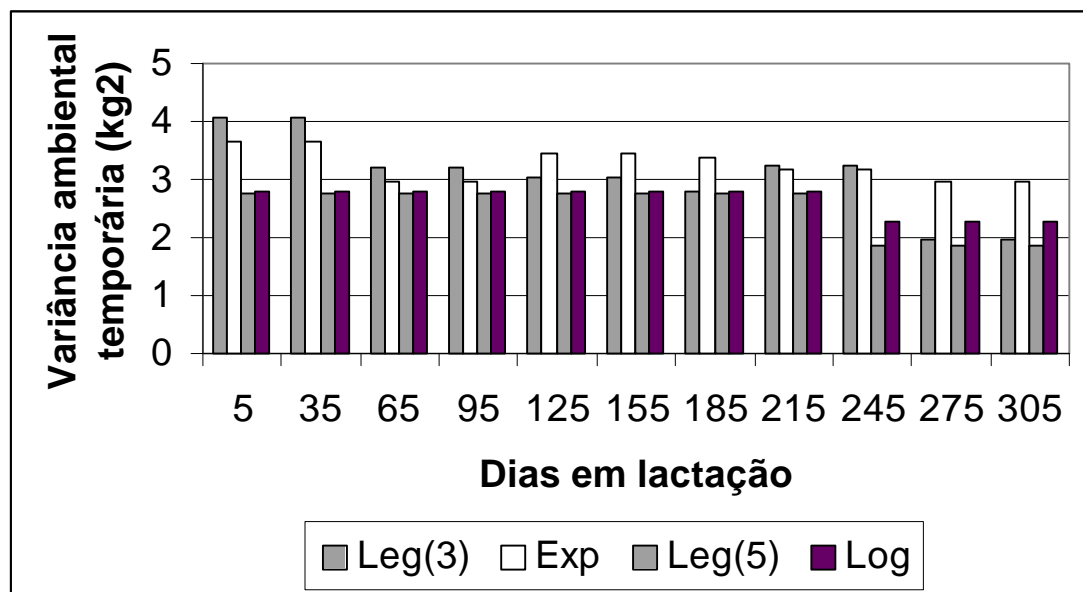


Figura 9 - Estimativas da variância de ambiente permanente, em  $\text{kg}^2$ , obtidas a partir de diferentes modelos de regressão aleatória, utilizando as funções polinômios de Legendre com três (Leg(3)) e cinco parâmetros (Leg(5)), função de Wilink (Exp) e função de Ali e Schaeffer (Log), para classes de dias em lactação.

O comportamento das estimativas de herdabilidade, obtidas ao longo da trajetória pelos diferentes modelos, pode ser observado na Figura 10. O mesmo

comportamento apresentado pela variância genética aditiva ao longo da trajetória, se repetiu para a estimativa de herdabilidade nos diferentes modelos. As estimativas de herdabilidade descritas pelo modelo polinomial com três parâmetros se aproximaram das estimativas obtidas pelo modelo exponencial. Para o modelo polinomial com cinco parâmetros as estimativas de herdabilidade foram menores no início da trajetória, quando comparado ao modelo logarítmico. Após aproximadamente 35 dias de lactação, em ambos os modelos as estimativas de herdabilidade ao longo da trajetória mostraram-se similares.

O modelo que empregou a função de Ali e Schaeffer, exceto até aos 40 dias em produção, proporcionou maiores estimativas de herdabilidades ao longo de toda a lactação, em relação aos demais modelos, destacando-se pronunciadamente em torno dos 65 dias e no final da lactação. Nos estudos de ARAÚJO (2003), utilizando as funções exponencial, logarítmica e polinomial de Legendre para a descrição da curva de animais da raça Holandesa, a função de Ali e Schaeffer também apresentou maiores estimativas de herdabilidade, de um modo geral, ao longo da trajetória.

Em geral, as estimativas de herdabilidade obtidas pelos três modelos foram maiores no início e no final da lactação, chegando a 0,55 (Log) e 0,60 (Leg(5)). GENGLER et al. (1999), ao utilizarem produções no dia do controle de vacas Holandesas de rebanhos dos Estados Unidos, dividiram a lactação em quatro períodos de 75 dias, e observaram estimativas de 0,15 a 0,21, no início e no final da lactação, respectivamente, sendo essas estimativas menores que as obtidas nesse estudo. Valores altos de estimativas de herdabilidade foram observados por JAMZORIK e SCHAEFFER (1997), maior valor foi encontrado para o início da lactação (DIM=5) com valores variando de 0,40 (DIM=10 e 15) até 0,48 (DIM=305). COSTA et al. (2002) no Brasil, também observaram altas estimativas de herdabilidade no início da lactação (valores próximos a 0,74) de animais da raça Gir, por meio de modelos de regressão aleatória que utilizaram as funções de Ali e Schaeffer e a função exponencial de Wilmink, com decréscimo das estimativas no final da lactação (valores próximos de 0,20). De acordo com estes autores, a superestimação das herdabilidades tem sido um dos principais

problemas relativos ao ajuste da produção no dia do controle, por meio de modelos de regressão aleatória.

Por outro lado, STRABEL e MISZTAL (1999) utilizando os polinômios de Legendre, encontraram estimativas de herdabilidade variando entre 0,11 a 0,16. Os autores atribuíram os baixos valores das estimativas como reflexo da baixa produtividade dos animais avaliados. Estimativas de herdabilidade encontradas por BROTHERSTONE et al. (2000) foram iguais a 0,13; 0,08; 0,06, no início da lactação (DIM=7) e 0,20; 0,18; 0,25 no final da lactação (DIM=315), para modelos que empregaram a função polinomial de Legendre com ordens de segundo, terceiro e quarto graus, respectivamente. Para os modelos que empregaram as funções paramétricas de Wilmink e de Ali e Schaeffer, os valores foram iguais a 0,10; 0,26 (DIM=7) e 0,24; 0,27 (DIM=315), respectivamente.

Diversos autores (PANDER et al., 1992; SWALVE, 1995; VARGAS et al., 1998; REKAYA et al., 1999) relatam em seus estudos estimativas de herdabilidade maiores no meio da lactação e menores no início e final da lactação, o que contradiz as estimativas aqui obtidas. Sendo assim, tendência geral das curvas de herdabilidade, obtidas nesse estudo, foi diferente das tendências das curvas observadas em alguns estudos anteriores. BROTHERSTONE et al. (2000) obtiveram valores menores de herdabilidade no início da lactação e maiores ao final da lactação. Entretanto, COSTA et al. (2002) observaram valores altos de herdabilidade no início da lactação e a diminuição desses valores em direção ao final da lactação. Vale ressaltar que os resultados obtidos estão coerentes aos de FREITAS (2003), que empregou a função de Wilmink para descrição da curva da lactação dos animais pertencentes ao mesmo arquivo de dados do presente estudo. Contudo, as curvas de herdabilidade obtidas nesse estudo estão de acordo com os resultados observados por KIM et al. (2001) e com os resultados de JAMROZIK e SCHAEFFER (1997), que utilizaram informações de produções de leite no dia do controle de vacas primíparas da raça Holandesa, em modelo de regressão aleatória.

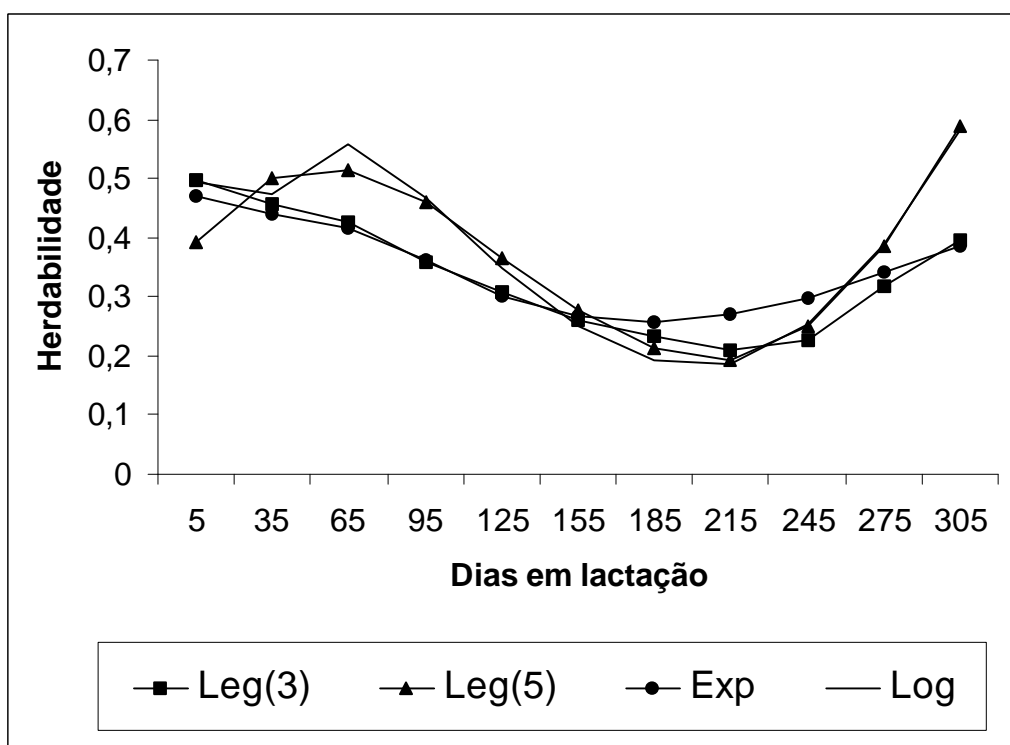


Figura 10 – Estimativas de herdabilidades para a produção de leite, estimadas para os dias em lactação (DIM) por meio de modelos de regressão aleatória, utilizando as funções polinômios de Legendre com três (Leg(3)) e cinco parâmetros (Leg(5)), função de Wilmink (Exp) e função de Ali e Schaeffer (Log).

As correlações genéticas obtidas por meio dos diferentes modelos são exibidas na Figura 11. Independentemente da função as correlações genéticas entre os dias em produção apresentaram valores menores conforme se aumentou o intervalo entre os dias em produção, com valores próximos à unidade nos períodos adjacentes.

As correlações genéticas negativas entre os pontos mais extremos da trajetória de lactação indicam que a seleção para o aumento da produção de leite em um determinado ponto da lactação não terá reflexo positivo sobre pontos mais distantes da lactação. Ao descrever a variação genética ao longo da lactação utilizando modelos que empregaram funções com cinco parâmetros, a dispersão das correlações genéticas para a produção de leite entre dias em produção (DIM) foi descrita com maiores detalhes. Modelos que utilizaram funções com três

parâmetros suavizaram a superfície da correlação genética, proporcionando menores estimativas de correlação entre pontos mais distantes da superfície.

Resultados similares foram encontrados por OLORI et al. (1999) e por BROTHERSTONE et al.(2000), ao utilizarem polinômios de Legendre. COBUCI (2002), por meio da função de Wilmink, e STRABEL e MISZTAL (1999), utilizando polinômio de Legendre de segundo grau, verificaram altas correlações genéticas entre controles adjacentes, com estimativas próximas a zero entre controles mais extremos. REKAYA et al. (1999) e LIU et al.(2000), com raças européias e COSTA et al. (2002), com a raça Gir no Brasil, verificaram estimativas de correlações genéticas negativas entre os extremos da curva de lactação. KETTUNEN et al. (2000) também verificaram estimativas negativas de correlações genéticas para a produção de leite entre os controles mais distantes ao longo da lactação. Justificaram este comportamento pelo fato de assumirem o efeito aleatório de ambiente permanente como constante ao longo da lactação, o que poderia causar superestimação da variância genética aditiva nos extremos da curva de lactação.

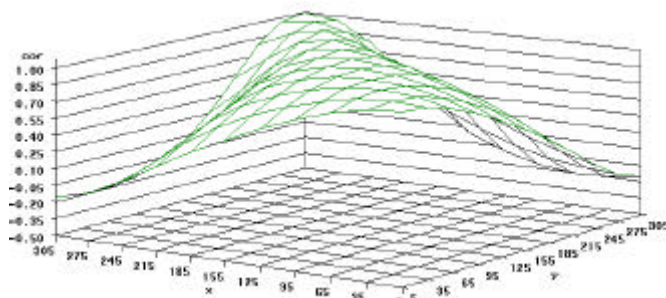


Figura 11a - Correlações genética aditivas entre os dia em lactação obtidas pelo modelo polinomial com três parâmetros e seis classes residuais.

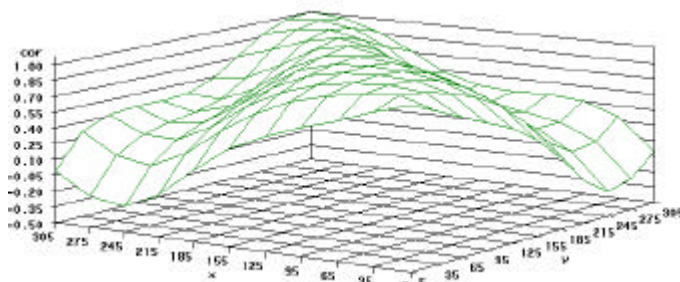


Figura 11b - Correlações genética aditivas entre os dia em lactação obtidas pelo modelo polinomial com cinco parâmetros e duas classes residuais.

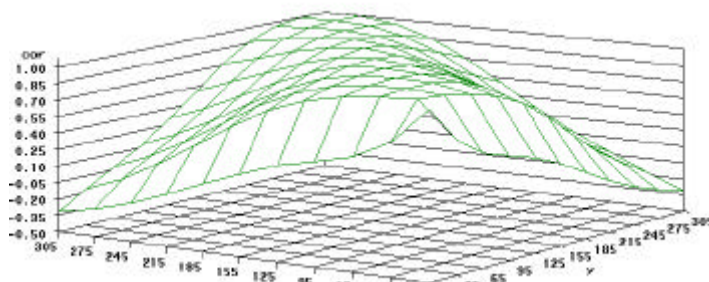


Figura 11c - Correlações genética aditivas entre os dia em lactação obtidas pelo modelo exponencial com seis classes residuais.

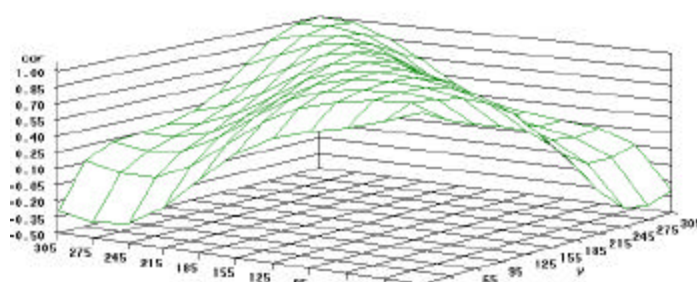


Figura 11d - Correlações genética aditivas entre os dia em lactação obtidas pelo modelo logarítmico.

Figura 11 – Correlações genética aditivas entre os dias em lactação obtidas pelo modelo polinomial com três parâmetros (Figura 11a), cinco parâmetros (Figura 11b), modelo exponencial (Figura 11c) e modelo logarítmico (Figura 11d).

### 4.3. Persistência da Primeira Lactação

Uma vez definido o modelo de regressão aleatória que empregou a função polinomial com cinco parâmetros e duas classes de resíduos para o efeito de ambiente temporário, como o melhor, dentre todos testados, para descrever a variação genética da produção de leite ao longo da trajetória da lactação, pôde-se utilizá-lo para o estudo de persistência da lactação dos animais da Girolando.

As estimativas de médias, medianas, desvios-padrão, valores mínimo e máximo, bem como a amplitude entre valores, para cada variável de persistência, para os coeficientes de regressão aleatória, para o valor genético da produção aos 305 dias e até 305 dias de produção, podem ser observados na Tabela 12 para os touros e na Tabela 13, para vacas.

Observando-se os valores médios e de dispersão entre as medidas de persistências, verificou-se a formação de três grupos distintos de variáveis de persistência. No primeiro grupo foram incluídas as variáveis PS4, PS5 e PS7, no segundo grupo, foram incluídas PS1 e PS6, no terceiro e último grupo as variáveis PS2 e PS3. A similaridade entre essas variáveis dentro de cada grupo, pode ser explicada pela forma com que as mesmas foram obtidas. As variáveis de persistência pertencentes ao primeiro grupo, foram obtidas por diferenças entre áreas e estimativas pontuais dentro da trajetória de lactação. Para as variáveis do segundo grupo, as variáveis de persistência foram obtidas pelas diferenças entre dois pontos dentro da trajetória, enquanto para o terceiro grupo, as variáveis foram obtidas pela diferença entre duas áreas.

No primeiro grupo, a variável PS7 apresentou maior dispersão, e conseqüentemente, maior amplitude entre seus valores, promovendo maior discriminação entre os indivíduos, tanto para touros quanto para vacas, sendo que os touros apresentaram maiores valores. No segundo grupo, as duas variáveis apresentaram comportamentos próximos entre si. As fêmeas apresentaram valores médios maiores para ambas variáveis. No terceiro grupo, a variável PS3 apresentou menor média, maior desvio-padrão e maior amplitude entre seus valores extremos, para ambos sexos. Maiores valores médios tanto para PS2

quanto para PS3, foram observados em vacas, sendo que em ambos sexos PS2 foi sempre maior que PS3.

Analisando os valores genéticos para a produção e leite aos 305 dias (VG305) e até aos 305 dias (VG305ac), verifica-se que os touros apesar de apresentarem valores genéticos aos 305 dias próximos de zero, promoveram melhoramento genético para esta variável, visto que as suas filhas, de forma geral, apresentaram valores genéticos mais positivos. Para a produção de leite até 305 dias, os touros apresentaram maiores valores genéticos e com menor dispersão entre seus valores, quando comparados às vacas, indicando que a seleção para produção total de leite aos 305 dias tem sido mais intensa na raça.

Verificando as estimativas médias dos coeficientes de regressão aleatória em cada sexo, verifica-se que para todos eles, as vacas apresentaram maiores amplitudes. Porém em ambos os sexos, a amplitude entre os valores foi alta, revelando que os touros podem transmitir para suas filhas, diferentes formas alélicas de expressão gênica, que se expressariam nas fêmeas permitindo apresentarem diversas formas de curvas de lactações individuais, possibilitando assim, utilizar desta variabilidade para modelar a curva de lactação conforme o interesse do programa de melhoramento da raça. Adicionalmente, vê-se que produções de leite na fase inicial da lactação, expostas por meio do coeficiente  $a$ , apresentaram maiores variações, já que são mais afetadas por fatores de ambiente do que as produções nas demais fases da lactação (LUDWICK e PETERSEN, 1943), de acordo com os resultados obtidos por COBUCI (2002). Por outro lado, REKAYA et al. (1999) afirmaram que a seleção com base nos coeficientes de regressão aleatória, relacionados com diferentes fases da trajetória de crescimento é complexa, pois, a associação entre esses componentes ainda não é bem conhecida. Conclui-se, então, que a seleção dos indivíduos não deve ser realizada com base nos valores dos coeficientes de Regressão Aleatória, mas sim em funções dos coeficientes de Regressão Aleatória que fornecem o valor genético aditivo dos indivíduos em qualquer ponto da trajetória de lactação.

Tabela 12 - Estimativas de médias, medianas, desvios-padrão, valores mínimo e máximo, e amplitude entre valores, para cada variável de persistência, para os coeficientes de regressão aleatória, para o valor genético da produção aos 305 dias e até 305 dias de produção, de touros Girolando.

| Variável | N   | Média  | D.P.    | Mediana | Mínimo   | Máximo   | Amplitude |
|----------|-----|--------|---------|---------|----------|----------|-----------|
| PS1      | 136 | -0,034 | 1,867   | 0,086   | -4,854   | 5,156    | 10,009    |
| PS2      | 136 | 1,370  | 146,513 | 7,205   | -441,972 | 398,545  | 840,517   |
| PS3      | 136 | -2,291 | 166,241 | 15,812  | -429,399 | 452,537  | 881,936   |
| PS4      | 136 | 6,251  | 197,200 | -8,454  | -655,362 | 669,537  | 1324,899  |
| PS5      | 136 | 6,319  | 198,664 | -7,795  | -653,190 | 677,000  | 1330,190  |
| PS6      | 136 | -0,026 | 1,954   | 0,169   | -5,086   | 5,344    | 10,430    |
| PS7      | 136 | 6,884  | 218,985 | -9,185  | -661,291 | 767,385  | 1428,676  |
| a        | 136 | 0,036  | 1,342   | -0,063  | -3,770   | 4,950    | 8,720     |
| b        | 136 | -0,014 | 1,033   | 0,077   | -2,698   | 2,833    | 5,531     |
| c        | 136 | -0,014 | 0,363   | -0,004  | -1,014   | 1,106    | 2,120     |
| d        | 136 | 0,005  | 0,307   | -0,020  | -0,594   | 1,172    | 1,766     |
| e        | 136 | 0,002  | 0,076   | 0,000   | -0,221   | 0,243    | 0,464     |
| VG305    | 136 | -0,001 | 1,419   | -0,110  | -3,791   | 4,869    | 8,660     |
| VG305ac  | 136 | 7,670  | 281,760 | -11,997 | -808,355 | 1036,000 | 1844,355  |

Tabela 13 - Estimativas de médias, medianas, desvios-padrão, valores mínimo e máximo, e amplitude entre valores, para cada variável de persistência, para os coeficientes de regressão aleatória, para o valor genético da produção aos 305 dias e até 305 dias de produção, de vacas Girolando.

| Variável | N   | Média  | D.P.    | Mediana | Mínimo    | Máximo   | Amplitude |
|----------|-----|--------|---------|---------|-----------|----------|-----------|
| PS1      | 876 | 0,105  | 2,107   | 0,267   | -8,178    | 6,646    | 14,824    |
| PS2      | 876 | 11,227 | 160,862 | 14,252  | -600,595  | 590,339  | 1190,934  |
| PS3      | 876 | 9,988  | 188,678 | 25,518  | -736,945  | 604,420  | 1341,366  |
| PS4      | 876 | 3,959  | 233,662 | -10,856 | -754,195  | 1307,000 | 2061,195  |
| PS5      | 876 | 3,749  | 235,564 | -11,914 | -766,604  | 1306,000 | 2072,604  |
| PS6      | 876 | 0,119  | 2,213   | 0,289   | -8,587    | 7,197    | 15,784    |
| PS7      | 876 | 2,348  | 260,833 | -21,157 | -880,216  | 1372,000 | 2252,216  |
| a        | 876 | 0,008  | 1,605   | -0,131  | -5,250    | 8,648    | 13,898    |
| b        | 876 | 0,063  | 1,169   | 0,150   | -4,523    | 3,821    | 8,344     |
| c        | 876 | -0,011 | 0,367   | -0,007  | -1,449    | 1,515    | 2,963     |
| d        | 876 | -0,002 | 0,361   | -0,043  | -0,944    | 1,879    | 2,823     |
| e        | 876 | -0,003 | 0,079   | -0,002  | -0,355    | 0,266    | 0,620     |
| VG305    | 876 | 0,056  | 1,549   | -0,210  | -4,378    | 10,319   | 14,697    |
| VG305ac  | 876 | 2,215  | 336,741 | -26,007 | -1092,000 | 1839,000 | 2931,000  |

As estimativas de correlações de produto-momento (Pearson) e de ordem (Spearman) entre variáveis de persistências, coeficientes de regressão aleatória, valor genético da produção aos 305 dias de produção e em até 305 dias de produção, selecionando-se 10% dos melhores animais para o valor genético da produção de leite até 305 dias e para todos os animais, podem ser vistos nas Tabelas 14 e 15, para os touros, e nas Tabelas 16 e 17 para as vacas, respectivamente.

Ao analisar as variáveis de persistências dentro de cada grupo, verifica-se alta correlação de produto-momento e de ordem entre elas, indicando que a magnitude da variação entre elas é no mesmo sentido, e ainda que quaisquer delas classificam os animais de modo muito similar.

As variáveis de persistência pertinentes ao primeiro grupo (PS4, PS5 e PS7) apresentaram altas e positivas correlações de produto-momento e de ordem com o valor genético para a produção de leite até aos 305 dias. Para as variáveis do segundo grupo (PS1 e PS6), as correlações de produto-momento e de ordem assumiram valores de média magnitude, exceto para as 10% melhores vacas, que apresentaram baixas estimativas. No terceiro grupo (PS2 e PS3), a variável PS2 apresentou menores correlações de produto-momento e de ordem, com o valor genético da produção de leite até 305 dias, tanto para os 10% dos melhores indivíduos, quanto para todos os indivíduos em conjunto, independentemente do sexo. Este resultado indica que PS2 é uma variável indicada para ser utilizada como critério de seleção, cujo objetivo se faz na alteração do formato da curva de lactação, sem, no entanto, provocar alterações adversas na produção total de leite, posto que, segundo JAKOBSEN et al. (2002), a mensuração ideal para persistência na lactação deve apresentar valor econômico expressivo e baixa correlação com a produção total de leite aos 305 dias. Esta variável, também, sempre esteve entre aquelas mais correlacionadas com o valor genético da produção de leite aos 305 dias. Verifica-se também, que PS2 apresentou correlações altas e positivas com a variável PS6, em todas as situações.

Em contraposição, COBUCI (2002) ao comparar os resultados obtidos pelas primeiras cinco mensurações de persistência na lactação avaliadas neste

estudo, adicionando uma sexta medida (PS6) que representa modificação da primeira medida da persistência na lactação obtida pela diferença entre valores genéticos preditos para produção de leite aos 290º e 90º dia de lactação, obtidas por meio do modelo de regressão aleatória utilizando a função de Wilmink, concluiu que PS5 e PS6 são igualmente boas para serem escolhidas para uso em avaliações genéticas da persistência na lactação de vacas da raça Holandesa, no Estado de Minas Gerais, posto que estas além de serem pouco correlacionadas com a produção de leite até 305 dias, também apresentaram herdabilidades igualmente moderadas.

Tabela 14 – Estimativas de correlações de produto-momento (Pearson), acima da diagonal, e de ordem (Spearman), abaixo da diagonal, entre variáveis de persistências, coeficientes de regressão aleatória, valor genético da produção aos 305 dias de produção e até 305 dias de produção, selecionando-se 10% dos melhores touros Girolando para o valor genético da produção de leite até 305 dias.

|         | PS1   | PS2   | PS3   | PS4   | PS5   | PS6   | PS7   | a     | b     | c     | d     | e     | VG305 | VG305ac |
|---------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|---------|
| PS1     | 1,00  | 0,94  | 0,99  | -0,32 | -0,36 | 0,99  | -0,54 | -0,45 | 1,00  | 0,43  | -0,45 | -0,80 | 0,71  | -0,41   |
| PS2     | 0,95  | 1,00  | 0,95  | -0,06 | -0,09 | 0,96  | -0,30 | -0,26 | 0,96  | 0,24  | -0,39 | -0,68 | 0,69  | -0,22   |
| PS3     | 0,98  | 0,94  | 1,00  | -0,33 | -0,37 | 1,00  | -0,55 | -0,48 | 1,00  | 0,33  | -0,52 | -0,73 | 0,65  | -0,45   |
| PS4     | -0,29 | -0,12 | -0,35 | 1,00  | 1,00  | -0,32 | 0,97  | 0,95  | -0,32 | -0,01 | 0,75  | 0,06  | 0,25  | 0,96    |
| PS5     | -0,29 | -0,12 | -0,35 | 1,00  | 1,00  | -0,36 | 0,98  | 0,96  | -0,35 | -0,03 | 0,76  | 0,09  | 0,22  | 0,96    |
| PS6     | 0,98  | 0,94  | 1,00  | -0,35 | -0,35 | 1,00  | -0,54 | -0,48 | 1,00  | 0,34  | -0,51 | -0,74 | 0,66  | -0,44   |
| PS7     | -0,48 | -0,30 | -0,53 | 0,95  | 0,95  | -0,53 | 1,00  | 0,97  | -0,54 | -0,08 | 0,81  | 0,23  | 0,07  | 0,97    |
| a       | -0,54 | -0,43 | -0,61 | 0,86  | 0,86  | -0,61 | 0,87  | 1,00  | -0,47 | 0,16  | 0,91  | 0,04  | 0,24  | 1,00    |
| b       | 0,98  | 0,94  | 1,00  | -0,35 | -0,35 | 1,00  | -0,53 | -0,61 | 1,00  | 0,34  | -0,50 | -0,74 | 0,67  | -0,43   |
| c       | 0,40  | 0,26  | 0,30  | -0,09 | -0,09 | 0,30  | -0,25 | 0,08  | 0,30  | 1,00  | 0,42  | -0,85 | 0,81  | 0,17    |
| d       | -0,53 | -0,56 | -0,64 | 0,50  | 0,50  | -0,64 | 0,52  | 0,82  | -0,64 | 0,42  | 1,00  | -0,12 | 0,29  | 0,90    |
| e       | -0,69 | -0,58 | -0,62 | 0,05  | 0,05  | -0,62 | 0,23  | 0,01  | -0,62 | -0,84 | -0,19 | 1,00  | -0,94 | 0,01    |
| VG305   | 0,78  | 0,75  | 0,69  | 0,10  | 0,10  | 0,69  | -0,10 | -0,02 | 0,69  | 0,76  | 0,04  | -0,90 | 1,00  | 0,27    |
| VG305ac | -0,53 | -0,41 | -0,60 | 0,88  | 0,88  | -0,60 | 0,88  | 0,99  | -0,60 | 0,07  | 0,81  | 0,02  | -0,01 | 1,00    |

Tabela 15 - Estimativas de correlações de produto-momento (Pearson), acima da diagonal, e de ordem (Spearman), abaixo da diagonal, entre variáveis de persistências, coeficientes de regressão aleatória, valor genético da produção aos 305 dias de produção e até 305 dias de produção, para todos os touros Girolando.

|         | PS1   | PS2   | PS3   | PS4   | PS5   | PS6   | PS7   | a     | b     | c     | d     | e     | VG305 | VG305ac |
|---------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|---------|
| PS1     | 1,00  | 0,77  | 0,99  | -0,38 | -0,40 | 0,99  | -0,49 | -0,50 | 0,99  | 0,09  | -0,53 | -0,68 | 0,29  | -0,48   |
| PS2     | 0,78  | 1,00  | 0,80  | 0,25  | 0,24  | 0,82  | 0,13  | 0,09  | 0,82  | -0,24 | -0,07 | -0,56 | 0,60  | 0,11    |
| PS3     | 0,99  | 0,82  | 1,00  | -0,36 | -0,38 | 1,00  | -0,47 | -0,50 | 1,00  | -0,02 | -0,56 | -0,62 | 0,25  | -0,48   |
| PS4     | -0,36 | 0,19  | -0,34 | 1,00  | 1,00  | -0,34 | 0,99  | 0,98  | -0,33 | -0,18 | 0,88  | -0,01 | 0,64  | 0,98    |
| PS5     | -0,38 | 0,17  | -0,35 | 1,00  | 1,00  | -0,36 | 0,99  | 0,98  | -0,35 | -0,18 | 0,88  | 0,01  | 0,63  | 0,99    |
| PS6     | 0,99  | 0,83  | 1,00  | -0,32 | -0,33 | 1,00  | -0,45 | -0,48 | 1,00  | -0,02 | -0,54 | -0,63 | 0,27  | -0,46   |
| PS7     | -0,47 | 0,07  | -0,45 | 0,99  | 0,99  | -0,43 | 1,00  | 0,99  | -0,45 | -0,16 | 0,91  | 0,07  | 0,58  | 0,99    |
| a       | -0,48 | 0,03  | -0,47 | 0,98  | 0,98  | -0,45 | 0,99  | 1,00  | -0,47 | -0,04 | 0,95  | 0,01  | 0,62  | 1,00    |
| b       | 0,99  | 0,83  | 1,00  | -0,31 | -0,32 | 1,00  | -0,42 | -0,44 | 1,00  | -0,02 | -0,53 | -0,64 | 0,28  | -0,45   |
| c       | 0,04  | -0,28 | -0,07 | -0,19 | -0,19 | -0,08 | -0,17 | -0,06 | -0,07 | 1,00  | 0,23  | -0,61 | 0,38  | -0,04   |
| d       | -0,51 | -0,11 | -0,53 | 0,87  | 0,87  | -0,51 | 0,90  | 0,94  | -0,50 | 0,19  | 1,00  | -0,14 | 0,64  | 0,94    |
| e       | -0,63 | -0,48 | -0,57 | 0,05  | 0,06  | -0,57 | 0,11  | 0,06  | -0,58 | -0,58 | -0,10 | 1,00  | -0,75 | -0,01   |
| VG305   | 0,22  | 0,51  | 0,19  | 0,64  | 0,63  | 0,20  | 0,58  | 0,62  | 0,22  | 0,31  | 0,65  | -0,65 | 1,00  | 0,64    |
| VG305ac | -0,46 | 0,05  | -0,46 | 0,98  | 0,98  | -0,44 | 0,99  | 1,00  | -0,43 | -0,06 | 0,94  | 0,04  | 0,63  | 1,00    |

Tabela 16 – Estimativas de correlações de produto-momento (Pearson), acima da diagonal, e de ordem (Spearman), abaixo da diagonal entre variáveis de persistências, coeficientes de regressão aleatória, valor genético da produção aos 305 dias de produção e até 305 dias de produção, selecionando-se 10% das melhores vacas Girolando para o valor genético da produção de leite até 305 dias.

|         | PS1   | PS2   | PS3   | PS4   | PS5   | PS6   | PS7   | a     | b     | c     | d     | e     | VG305 | VG305ac |
|---------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|---------|
| PS1     | 1,00  | 0,92  | 0,99  | 0,03  | 0,00  | 0,99  | -0,20 | -0,18 | 0,99  | 0,23  | -0,25 | -0,82 | 0,72  | -0,14   |
| PS2     | 0,93  | 1,00  | 0,94  | 0,38  | 0,35  | 0,94  | 0,15  | 0,12  | 0,94  | -0,01 | -0,08 | -0,72 | 0,76  | 0,17    |
| PS3     | 0,99  | 0,94  | 1,00  | 0,04  | 0,01  | 1,00  | -0,19 | -0,19 | 1,00  | 0,13  | -0,30 | -0,76 | 0,68  | -0,15   |
| PS4     | 0,00  | 0,27  | 0,03  | 1,00  | 1,00  | 0,06  | 0,97  | 0,95  | 0,06  | -0,08 | 0,74  | -0,22 | 0,54  | 0,96    |
| PS5     | -0,04 | 0,23  | -0,01 | 1,00  | 1,00  | 0,03  | 0,98  | 0,95  | 0,03  | -0,08 | 0,75  | -0,19 | 0,52  | 0,96    |
| PS6     | 0,99  | 0,95  | 1,00  | 0,04  | 0,00  | 1,00  | -0,17 | -0,18 | 1,00  | 0,13  | -0,28 | -0,77 | 0,69  | -0,13   |
| PS7     | -0,36 | -0,08 | -0,33 | 0,91  | 0,93  | -0,32 | 1,00  | 0,98  | -0,17 | -0,09 | 0,81  | -0,05 | 0,38  | 0,98    |
| a       | -0,33 | -0,13 | -0,33 | 0,84  | 0,85  | -0,32 | 0,93  | 1,00  | -0,17 | 0,11  | 0,90  | -0,16 | 0,47  | 1,00    |
| b       | 0,99  | 0,95  | 1,00  | 0,04  | 0,00  | 1,00  | -0,32 | -0,32 | 1,00  | 0,13  | -0,28 | -0,77 | 0,69  | -0,12   |
| c       | 0,18  | -0,01 | 0,10  | -0,25 | -0,26 | 0,10  | -0,28 | 0,04  | 0,10  | 1,00  | 0,43  | -0,65 | 0,56  | 0,11    |
| d       | -0,35 | -0,29 | -0,39 | 0,40  | 0,42  | -0,38 | 0,54  | 0,76  | -0,38 | 0,49  | 1,00  | -0,27 | 0,47  | 0,89    |
| e       | -0,80 | -0,71 | -0,75 | -0,03 | 0,01  | -0,76 | 0,24  | 0,06  | -0,76 | -0,63 | -0,18 | 1,00  | -0,92 | -0,19   |
| vg305   | 0,78  | 0,76  | 0,74  | 0,26  | 0,23  | 0,74  | -0,02 | 0,14  | 0,75  | 0,54  | 0,24  | -0,94 | 1,00  | 0,51    |
| VG305ac | -0,26 | -0,05 | -0,26 | 0,87  | 0,88  | -0,25 | 0,92  | 1,00  | -0,24 | 0,05  | 0,75  | 0,00  | 0,20  | 1,00    |

Tabela 17 – Estimativas de correlações de produto-momento (Pearson), acima da diagonal, e de ordem (Spearman), abaixo da diagonal, entre variáveis de persistências, coeficientes de regressão aleatória, valor genético da produção aos 305 dias de produção e até 305 dias de produção, para todas as vacas Girolando.

|         | PS1   | PS2   | PS3   | PS4   | PS5   | PS6   | PS7   | a     | b     | c     | d     | e     | VG305 | VG305ac |
|---------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|---------|
| PS1     | 1,00  | 0,76  | 0,99  | -0,44 | -0,46 | 0,99  | -0,54 | -0,56 | 0,99  | 0,03  | -0,60 | -0,68 | 0,19  | -0,54   |
| PS2     | 0,74  | 1,00  | 0,79  | 0,22  | 0,21  | 0,80  | 0,11  | 0,06  | 0,80  | -0,28 | -0,08 | -0,59 | 0,59  | 0,09    |
| PS3     | 0,99  | 0,77  | 1,00  | -0,42 | -0,44 | 1,00  | -0,53 | -0,55 | 1,00  | -0,07 | -0,61 | -0,63 | 0,16  | -0,53   |
| PS4     | -0,44 | 0,18  | -0,42 | 1,00  | 1,00  | -0,40 | 0,99  | 0,98  | -0,39 | -0,16 | 0,90  | 0,02  | 0,69  | 0,99    |
| PS5     | -0,45 | 0,17  | -0,43 | 1,00  | 1,00  | -0,42 | 0,99  | 0,99  | -0,41 | -0,16 | 0,91  | 0,03  | 0,69  | 0,99    |
| PS6     | 0,99  | 0,78  | 1,00  | -0,40 | -0,41 | 1,00  | -0,51 | -0,53 | 1,00  | -0,08 | -0,59 | -0,64 | 0,18  | -0,51   |
| PS7     | -0,53 | 0,08  | -0,51 | 0,99  | 0,99  | -0,49 | 1,00  | 0,99  | -0,50 | -0,13 | 0,93  | 0,09  | 0,64  | 1,00    |
| a       | -0,54 | 0,04  | -0,53 | 0,98  | 0,98  | -0,52 | 0,99  | 1,00  | -0,52 | -0,03 | 0,96  | 0,05  | 0,66  | 1,00    |
| b       | 0,99  | 0,79  | 1,00  | -0,39 | -0,40 | 1,00  | -0,48 | -0,51 | 1,00  | -0,07 | -0,58 | -0,64 | 0,19  | -0,50   |
| c       | -0,01 | -0,33 | -0,10 | -0,16 | -0,16 | -0,11 | -0,13 | -0,04 | -0,10 | 1,00  | 0,21  | -0,55 | 0,32  | -0,03   |
| d       | -0,58 | -0,09 | -0,59 | 0,90  | 0,90  | -0,57 | 0,92  | 0,96  | -0,56 | 0,17  | 1,00  | -0,06 | 0,67  | 0,96    |
| e       | -0,67 | -0,56 | -0,62 | 0,06  | 0,07  | -0,63 | 0,13  | 0,09  | -0,64 | -0,45 | -0,02 | 1,00  | -0,69 | 0,03    |
| vg305   | 0,14  | 0,54  | 0,12  | 0,69  | 0,68  | 0,14  | 0,63  | 0,66  | 0,15  | 0,21  | 0,66  | -0,59 | 1,00  | 0,68    |
| VG305ac | -0,53 | 0,06  | -0,52 | 0,99  | 0,99  | -0,50 | 0,99  | 1,00  | -0,49 | -0,05 | 0,95  | 0,08  | 0,67  | 1,00    |

A trajetória média dos valores genéticos preditos para a produção de leite ao longo da lactação para os 10% melhores touros classificados para a variável PS2 e para o valor genético da produção de leite até 305 dias, pode ser observada na Figura 12. Verifica-se que ao comparar o comportamento de ambas variáveis, não houve um padrão nítido de associação entre ambas, indicando que melhores touros para persistência, não são, necessariamente, os melhores para a produção de leite até aos 305 dias, confirmando a pouca associação demonstrada pelas baixas correlações de produto-momento e de ordem entre ambas características. Assim, espera-se que a seleção para melhor persistência não traga alterações severas na produção total de leite, afinal, de acordo com GENGLER (1996) e JAMROZIK et al. (1998), vacas com mesmo nível de produção de leite podem apresentar diferentes níveis de persistência na lactação.

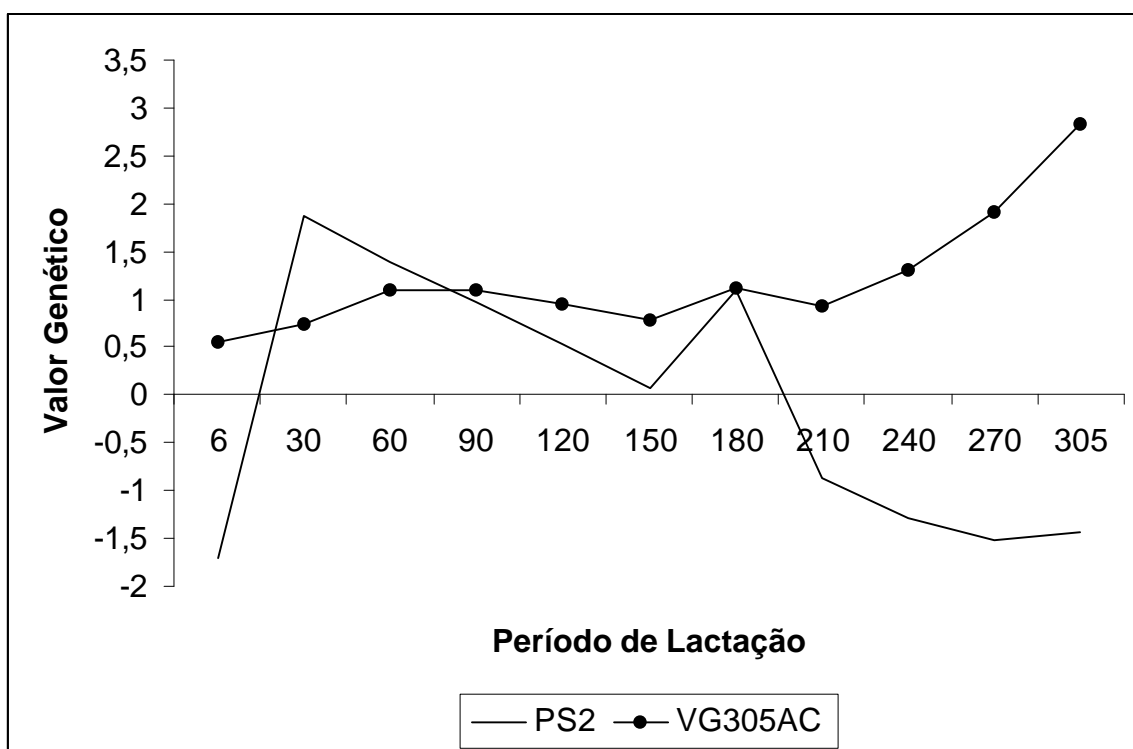


Figura 12 - Trajetória média dos valores genéticos preditos para a produção de leite ao longo da lactação para os 10% melhores touros Girolando classificados para a variável PS2 e para o valor genético da produção de leite até 305 dias.

#### 4.4. Autovalores e Autofunções

Baseando-se na alta correlação entre PS2 e o segundo coeficiente de regressão aleatória (b), procurou-se analisar o padrão de variação da função de covariância empregada pelo modelo de regressão aleatória que utilizou a função polinomial de Legendre com cinco parâmetros e duas classes de variância para o efeito de ambiente temporário. Verificou-se que o primeiro e os dois primeiros autovalores obtidos da matriz de estimativas de (co)variâncias entre os coeficientes de regressão aleatória (Tabela 18) responderam por 68,14 e 92,95 % da variação genética total, respectivamente.

Tabela 18 - Autovalores obtidos por meio da matriz de correlações genéticas entre os coeficientes de regressão aleatória para os efeitos genético aditivo

| Autovalores | Percentual relativo de cada autovalor | Percentual acumulativo |
|-------------|---------------------------------------|------------------------|
| 5,9167      | 0,6814                                | 0,6814                 |
| 2,1542      | 0,2481                                | 0,9295                 |
| 0,5570      | 0,0641                                | 0,9936                 |
| 0,0553      | 0,0064                                | 1,0000                 |
| 0.0000023   | 0,0000                                | 1,0000                 |

Ao analisar o padrão de variação por meio de autofunções, observa-se na Figura 13 que as duas primeiras autofunções associadas aos autovalores mais relevantes, apresentaram trajetórias contrastantes até aproximadamente ao período de pico da lactação, apresentando comportamento similar posteriormente.

Este resultado revela que a maior parte da variação genética da produção de leite, é explicada por genes que atuam após o pico de lactação de forma uniforme, indicando que a seleção para um determinado ponto após o pico de lactação irá promover ganhos de mesma magnitude nos demais pontos posteriores da trajetória, confirmando os resultados obtidos por meio das estimativas de correlações genéticas entre pontos da trajetória de lactação (Figura 11 b) em que, as correlações genéticas entre esses pontos foram altas e positivas.

Resultados observados por VAN DER WERF et al. (1998) indicaram que a primeira autofunção apresentou um comportamento constante ao longo do curso da lactação. A segunda autofunção, no entanto, apresentou um comportamento de aumento da produção de leite no início e decréscimo no final da lactação. OLORI et al.(1999), que também por meio de modelo de regressão aleatória empregaram os polinômios de Legendre de segundo grau, verificaram que a primeira autofunção foi positivamente e igualmente correlacionada para todos os estágios da lactação. A segunda autofunção foi negativa no início e positiva no final da lactação.

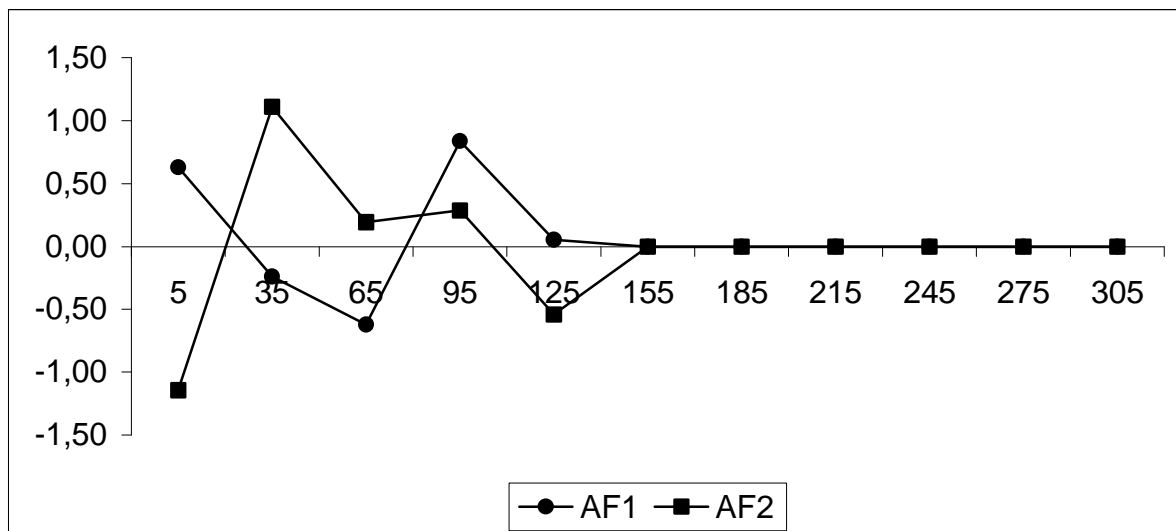


Figura 13 - Autofunções associadas ao maior (AF1) e ao segundo maior (AF2) autovalores da matriz de coeficientes de regressão aleatória obtida por meio do modelo de regressão aleatória que empregou a função polinomial de Legendre com cinco parâmetros.

## 5. CONCLUSÕES

Com base nos objetivos e resultados obtidos neste estudo, conclui-se que:

- 1) Os modelos de regressão aleatória foram eficientes em descrever a variação genética aditiva da produção de leite ao longo da lactação. Sendo que, o modelo que empregou a função polinomial de Legendre com cinco parâmetros e duas classes de variância residuais para o efeito de ambiente temporário foi, dentre todos, o mais eficiente em descrever esta variação, minimizando a variância residual, e conseqüentemente, aumentando a precisão do ajuste da função de verossimilhança para descrição das variações presentes nos registros de produção de leite no dia de controle dos animais Girolando.
- 2) Entre todas as variáveis de persistência,  $PS_2$  foi a mais indicada para seleção dos animais com objetivo de incremento na taxa de persistência dos animais sem, no entanto, ser esperado provocar diminuição da produção total de leite; sendo assim, uma variável interessante para ser incluída em um índice total de produção, dentro de um programa de melhoramento genético para produção de leite, visando a redução de custos no sistema de produção, por meio de redução de custos com alimentação, saúde, melhoria no desempenho reprodutivo das matrizes e maior retorno financeiro econômico, obtido pela maior produção de leite por lactação.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AKAIKE, H. A new look at statistical model identification. 1974. *IEEE Trans. on Automatic Control*, 19:(6)716-723.
- ALBUQUERQUE, L.G. 2003. *Modelos de dimensão infinita aplicados a características de crescimento de bovinos da raça Nelore*. Jaboticabal: FCAV/UNESP, Tese (Livre Docência) – Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias, Universidade Estadual Paulista, 83p.
- ALBUQUERQUE, L.G. 2004. 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, R. 1987. Accounting for covariances among test day milk yields in dairy cows. *J. Anim. Sci.*, 67:637-644.
- ARAÚJO, C.V. 2003. Modelos de regressão aleatória para avaliação genética da produção de leite na raça Holandesa. Viçosa: UFV: Tese (Doutorado em Zootecnia) – Universidade Federal de Viçosa. 85 p.
- BAR-ANAN, R., RON, M. 1985. Associations among milk yield, yield persistency, conception, and culling of Israeli Holstein dairy cattle. *J. Dairy Sci.*, 68:(2)382-386.
- BALAINÉ, D.S., GILL, G.S., ACHARYA, R.M. 1970. Effectiveness of the components of lactation in selection for milk production in Haryana cattle. *J. Dairy Sci.*, 53:1064-1068.
- BIANCHINI SOBRINHO, E. 1984. *Estudo da curva de lactação de vacas da raça Gir*. Ribeirão Preto: FMVRP/USP, Dissertação (Doutorado em Genética) - Faculdade de Medicina Veterinária de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo, 88p.

- BRODY, S., RAGSDALE, A.C., TURNER, C.W. 1923. The rate of decline of milk secretion with the advance of the period of lactation. *J. Gen. Physiol.*, 5:441-444.
- BRODY, S., TURNER, C.W., RAGSDALE, A.C. 1924. The relation between the initial rise and the subsequent decline of milk secretion following parturition. *J. Gen. Physiol.*, 6:541-545.
- BROTHERSTONE, S.; WHITE, I.M.S.; MEYER, K. 2000. Genetic modelling of daily yield using orthogonal polynomials and parametric curves. *J. Dairy Sci.*, 70: 407-415.
- COBBY, J.M., LE DU, Y.L.P. 1978. On fitting curves to lactation data. *Anim. Prod.*, 26(2):127-133.
- COBUCI, J. A. 2002. *Uso de modelos de regressão aleatória na avaliação da persistência na lactação de animais da raça Holandesa*. Viçosa: UFV: Tese (Doutorado em Zootecnia) – Universidade Federal de Viçosa. 99 p.
- COBUCI, J.A., EUCLYDES, R.F., TEODORO, R.L. et al. 2001. Aspectos genéticos e ambientais da curva de lactação de vacas Guzerá. *Rev. Bras. Zootec.*, 30(4):1204-1211.
- COSTA, C.N., MELO, C.M.R., MACHADO, C.H.C. et al. 2002. Avaliação de funções polinomiais para ajuste da produção de leite no dia do controle de primeiras lactações de vacas Gir com modelo de regressão aleatória. In: REUNIÃO ANUAL DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, 39, Recife, Pernambuco. Anais... Recife: SBZ, 2002. (CD-ROM).
- CUPPS, P.T. 1966. *Breeds of dairy cattle*. 2nd. ed., Ed. W.H. Freeman & Co., San Francisco, CA.
- DANELL, B. 1982. Studies on lactation yield and individual test-day yields of Swedish dairy cows. III. Persistency of milk yield and its correlation with lactation yield. *Acta Agric. Scand.*, 32:93-101.

- DAVE, B.K. 1971. First lactation curve of Indian water buffalo. *JNKVV Res. J.*, 5:93.
- DHAKA, S.S., CHAUDHARY, S.R. 1994. Non-genetic factors influencing persistency of lactation in Murrah buffaloes. *Indian J. Anim. Res.*, 28(2):117-121.
- DEKKERS, J.C.M., JAMROZIK, J., TEN HAG, J.H., et al. 1996. Genetic and economic evaluation of persistency in dairy cattle. Proc. Int. Workshop on Genetic Improvement of functional Traits in Cattle. *Interbull Bull.* 12:97-102.
- DEKKERS, J.C.M., TEM HAG, J.H., WEERSINK, A. 1998. Economic aspects of persistency of lactation in dairy cattle. *Livest. Prod. Sci.*, 53:237-252.
- DIGGLE, P.J., LIANG, K.Y., ZEGER, S.L. 1994. Analysis of longitudinal data. *Oxford Science Publications*. Clarendon Press.
- EL FARO, L. 2002. *Estimação de componentes de (co)variância para produção de leite no dia do controle de primeiras lactações de vacas Caracu, aplicando-se “test-day models” de dimensão finita e modelos de regressão aleatória*. Jaboticabal: FCAV/UNESP, Tese (Doutorado em Produção Animal) – Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias, Universidade Estadual Paulista, 102p.
- EL FARO, L., ALBUQUERQUE, L.G. 2002. Comparação de alguns modelos matemáticos para o ajuste às curvas de lactação individuais de vacas da raça Caracu. *Arquivo Brasileiro de Medicina Veterinária e Zootecnia*, 54 (3).
- FERRIS, T.A., MAO, I.L., ANDERSON, C.R. 1985. Selecting for lactation curve and milk yield in dairy cattle. *J. Dairy Sci.*, 68(6):1438-1448.
- FREITAS, M.S. 2003. Utilização de modelos de regressão aleatória na avaliação genética de animais da raça Girolando. Viçosa: UFV: Tese (Mestrado em Zootecnia) – Universidade Federal de Viçosa. 89 p.

- FREITAS, A.F., FREITAS, M.S., COSTA, C.N., TEIXEIRA, N.M., MENEZES, C.R.A., CUNHA, I.A., LOPES JUNIOR, J. 2004. Avaliação genética de vacas da raça Girolando utilizando modelo animal. In: SIMPÓSIO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE MELHORAMENTO ANIMAL, 5, Pirassununga, São Paulo. Anais... Pirassununga: SBMA, 2004. (CD-ROM).
- GENGLER, N. 1996. Persistency of lactation yields: A review. Proc. Int. Workshop on Genetic Improvement of functional Traits in Cattle. *Interbull Bull.* 12:97-102.
- GENGLER, N., KEOWN, J.K., VAN VLECK, L.D. 1995. Various persistency measures and relationships with total, partial and peak milk yields. *Rev. Brasil. Genet.* 18(2):237-243.
- GENGLER, N., TIJANI, A., WIGGANS, G.R. et al. 1999. 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 Bull.* 22:69-73.4
- GROSSMAN, M., KUCK, A.L., NORTON, H.W. 1986. Lactation curves of purebred and crossbred dairy cattle. *J. Dairy Sci.*, 69(1):195-203.
- GROSSMAN, M., KOOPS, W.J. 1988. Multiphasic analysis of lactation curves in dairy cattle. *J. Dairy Sci.*, 71(6):1598-1608.
- GROSSMAN, M., HARTZ, S.M., KOOPS, W.P. 1999. Persistency of lactation yield: A novel approach. *J. Dairy Sci.*, 82(10):2192-2197.
- GUO, Z., SWALVE, H.H. 1997. Comparison of different lactation curve sub-models in test day models. *Interbull bull*, 16: 75-79.
- HENDERSON Jr., R. 1982. Analysis of covariance in the mixed model: higher-level, nonhomogeneous, and random regressions. *Biometrics*, 38: 623-640.

- JAKOBSEN, J. H. 2000. *Genetic correlations between the shape of the lactation curve and disease resistance in dairy cattle*. Foulum: Ph.D Thesis – Dept. of Animal Breed. Genet., Danish Institute of Agricultural Sciences, Research Centre.
- JAKOBSEN, J.H., MADSEN, P., JENSEN, J. et al. 2002. Genetic parameters for milk production and persistency for Danish Holstein estimated in random regression models using REML. *J. Dairy. Sci.*, 85(6):1607-1616.
- JAMROZIK, J., SCHAEFFER. L. R. 1997. Estimates of genetic parameters for a test day model with random regression for yield traits of first lactation Holstein. *J. Dairy Sci.*, 80(4):762-770.
- JAMROZIK, J., SCHAEFFER. L. R., DEKKERS, J. C. M. 1997a. Genetic evaluation of dairy cattle using test day yields and random regression model. *J. Dairy Sci.*, 80(6):1217-1226.
- JAMROZIK, J., KISTEMAKER, G.J., DEKKERS, J.C.M., SCHAEFFER, L.R. 1997b. Comparison of possible covariates for use in a random regression model for analyses of test day yields. *J. Dairy Sci.*, vol. 80(8): 2550-2556.
- JAMROZIK, J., JANSEN, G., SCHAEFFER, L.R. et al. 1998. Analysis of persistency of lactation calculates from a random regression test day model. Proc. Int. Workshop on Genetic Improvement of functional Traits in Cattle. *Interbull Bull.* 17:64-69.
- JENSEN, J. 2001. Genetic evaluation of dairy cattle using test-day models. *J. Dairy Sci.*, 84:2803-2812.
- JOHANSSON, I., HANSSON, A. 1940. Causes of variation in milk and butter far yield in dairy cows. *Kungl. Landtbr. Akad. Tidskr.*, 79:1-127.
- JONEST, H.E., WHITE, I.M.S., BROTHERSTONE, S. 1999. Genetic evaluation of Holstein Friesian sires for daughter condition-score changes using a random regression models. *Anim. Sci.*, 68:467-475.

- KETTUNEN, A. et al. 1998. Estimation of genetic parameters for first lactation test day milk production using random regression models. *In: Proceedings 6th world congress genetic applied livestock production*. Armidale, New South Wales, Australia. CD ROM.
- KETTUNEN, A., MÄNTYSAARI, E. A., POSO, J. 2000. Estimation of genetic parameters daily milk yield of primiparous Ayrshire cows by random regression “test-day” models. *Livest. Prod. Sci.*, 66: 251-261.
- KIM, S.D., HAN, K.J., CHO, J.H., et al. 2001. National Genetic Evaluation for Test-Day Milk Yield of First Parity using Random Regression Test-Day Animal Model in Korean Holstein Cattle. [www-Interbull.slu.se/bulletins/bulletin29/Han.pdf](http://www-Interbull.slu.se/bulletins/bulletin29/Han.pdf) . Acessado em novembro de 2002.
- KIRKPATRICK, M.; HECKMAN, N. 1989. A quantitative genetic model for growth, shape, reaction norms, and other infinite-dimensional characters. *J. Math. Biol.*, 27:429-450.
- KIRKPATRICK, M.; LOFSVOLD, D.; BULMER, M. 1990. Analysis of the inheritance, selection and evolution of growth trajectories. *Genetics*, 124(2): 979-993.
- KIRKPATRICK, M., HILL, W. G., THOMPSON, R. 1994. Estimating the covariance structure of traits during growth and ageing, illustrated with lactation in dairy cattle. *Genet. Res.*, 64:57-69.
- KUMAR, V., SYADAV, R.S., MELHA, O.P. 1999. Effect of persistency on milk under organised farm management condition. *Ind. J. Anim. Sci.*, 69(2):134-138.
- LEAN, I.J., GALLAND, J.C., SCOTT, J.L. 1989. Relationships between fertility, peak milk yields and lactational persistency in dairy cows. *Theriogenology*. 31(5):1093-1103.

- LIDAUER, M., MANTYSAARI, E.A. 1999. Multiple trait reduced rank random regression test-day model for production traits. *Interbull bull*, 22: 74-80.
- LIU, Z., REINHARDT, F., REENTS, R. 2000. Estimating parameters of a random regression test day model for first three lactation milk production traits using the covariance function approach. Proc. Int. Workshop on Genetic Improvement of functional Traits in Cattle. *Interbull Bull*. 25:74-80.
- LUDWICK, T.M., PETERSEN, W.E. 1943. A measure of persistency of lactation of dairy cattle. *J. Dairy Sci.*, 26:439-445.
- MADALENA, F.E., MARTINEZ, M.L., FREITAS, A.F. 1979. Lactation curves of Hostein-Friesian and Holstein-Friesian x Gir cows. *Anim. Prod.*, 29:101-107.
- MADSEN, O. 1975. A comparison of some suggested measures of persistency of milk yield in dairy cows. *Anim. Prod.* 20:191-197.
- MAHADEVAN, P. 1951. The effect of the environment and heredity on lactation. II. Persistency of lactation. *J. Agric .Sci.* 41:89-93.
- MEYER, K. 1998a. Estimating covariance functions for longitudinal data using random regression model. *Genetics Selection Evolution*, 30(3): 221-240.
- MEYER, K. 1998b. "DXMRR" – A program to estimate covariance functions for longitudinal data by REML. In: *Proceedings 6th world congress genetic applied livestock production*. Armidale, New South Wales, Australia. CD ROM.
- MEYER, K. 2000. Random regressions to model phenotypic variation in monthly weights of Australian beef cows. REKAYA, R., WEIGEL, K.A., GIANOLA, D. 2001. Hierarchical nonlinear model for persistency of milk yield in the first three lactation of Holsteins. *Livest. Prod. Sci.*, 65:19-38.

- MEYER, K. 2001. Estimates of direct and maternal covariance functions assuming a parametric correlation structure for environmental effects. *Genet. Sel. Evol.*, 33:557-585.
- MEYER, K. 2004. Scope for a random regression model in genetic evaluation of beef cattle for growth. *Livest. Prod. Sci.*, 86:69-83.
- MEYER, K., GRASER, H.U., HAMMOND, K. 1989. Estimates of genetic parameters for first lactation test day production of Australian Black and White cows. *Livest. Prod. Sci.*, 21:177-199.
- MEYER, K., HILL, W.G. 1997. Estimation of genetic and phenotypic covariance functions for longitudinal or 'repeated' records by restricted maximum likelihood. *Livest. Prod. Sci.*, 47:185-200.
- MOLINA, J.R., BOSCHINI, C. 1979. Adjustment of the dairy curve of a Holstein herd with a linear modal model. *Agron. Costarric.*, 3(2):167-174.
- NELDER, J. A. 1966. Inverse polynomials a useful group of multi-factor response functions. *Biometrics*, 22(1):128-141.
- OLORI, V., HILL, W., BROTHERSTONE, S. 1999. Estimating variance components for test day milk records by restricted maximum likelihood with a random regression animal model. *Livest. Prod. Sci.*, 61:53-63.
- PANDER, B.L., HILL, W.G., THOMPSON, R. 1992. Genetic parameters of test day records of British Holstein-Friesian heifers. *Animal Production Science*, 55(1): 11-21.
- PAPAJCSIK, I.A., BODERO, J. 1988. Modeling lactation curves of Friesian cow in a subtropical climate. *Anim. Prod.*, 47(2):201-207.
- POOL, M.H., MEUWISSEN, T.H.E. 1999. Prediction of daily mil yields from a limited number of test days using test day model. *J. Dairy Sci.*, 82(7):1555-1564.

- POOL, M.H., MEUWISSEN, T.H.E. 2000. Reduction of the number of parameters needed for a polynomial random regression test day model. *Livest. Prod. Sci.*, 64:133-145.
- POOL, M. H., JANSS, L. L. G., MEUWISSEN, T. H. E. 2000. Genetic parameters of Legendre polynomials for first parity lactation curves. *J. Dairy Sci.*, 83(11):2640-2649.
- PTAK, E.; SCHAEFFER, L.R. 1993. Use of test day yields for genetic evaluation of dairy sires and cows. *Livest. Prod. Sci.*, 34: 23-34.
- REKAYA, R., CABAÑO, M., TORO, M. 1999. Use of test-day yields for the genetic evaluation of production traits in Holstein-Friesian cattle. *Livest. Prod. Sci.*, 34:23-34.
- RAO, C.R. 1973. *Linear statistical inference and its applications*. 2Ed. New York:John Wilwy & Sons. 552p.
- SANDERS, H.G. 1930. The analysis of the lactation curve into maximum yield and persistency. *J. Agric .Sci.* 20:145-185.
- SIKKA, L.C. 1950. A study of lactation as effected by buredity and environment. *J. Dairy Res.*, 17(3):231-252.
- SINGH, S.R. 1995. Variation persistency of lactation yield in Jersey x Hariana cows. *Indian J. Dairy Sci.*, 48:(10)603-604.
- SINGH, R.P., GOPAL, R. 1982. Lactation curves analysis of buffaloes maintained under village conditions. *Indian. J. Anim. Sci.*, 52(12):1157-1160.
- SCHAEFFER, L.R. 1996. *Tópicos avançados em melhoramento animal: random regression models*. Jaboticabal: Universidade Estadual Paulista, 25-33. (notas do curso).
- SCHAEFFER, L. R.; DEKKERS, J. C. M. 1994. Random regression in animal models for test day production in dairy cattle. In: *In: Proceedings 5th world*

*congress genetic applied livestock production*. Guelph, ON, Canada. p. 443-446.

SHAHRBABA, M.M. 1997. *Feasibility of random regression models for Iranian Holstein test day records*. Guelph: Thesis (PhD) – University of Guelph, Canada.

SOLKNER, J., FUCHS, W. 1987. A comparison of different measures of persistency with special respect to variation of Test-day milk yields. *Livest. Prod. Sci.*, 16:305-319.

STRABEL, T., MISZTAL, I. 1999. Genetic parameters for first and second lactation milk yields of Polish Black and White cattle with random regression test-day models. *J. Dairy Sci.*, 82:2805-2810.

SWALVE, H. H. 1995. The effect of test day models on the estimation of genetic parameters and breeding values for dairy yields traits. *J. Dairy Sci.*, 78(4):929-938.

TIJANI, A., WIGGANS, G.R., VAN TASSELL, C.P. et al. 1998. Use of (co)variance functions to describe (co)variance for test day yield. *J. Dairy Sci.*, 82(01):226.

TEKERLI, M., AKINCI, Z., DOGAN, I. et al. 2000. Factors affecting the shape of lactation curves of Holstein cows from the Balikesir province of Turkey. *J. Dairy Sci.*, 83(6):1381-1386.

VAN DER WERF, J.H.J., GODDARD, M.E., MEYER, K. 1998. The use of covariance functions and random regression for genetic evaluation of milk production based on test day records. *J. Dairy Sci.*, 81(12):3300-3308.

VARGAS, B.; PEREZ, E.; VAN ARENDONK, J. A. M. 1998. Analysis of test day yield data of Costa Rican dairy cattle. *J. Dairy Sci.*, 81(1):55-263.

- VEERKAMP, R.F., GODDARD, M.E. 1998. Covariance function across herd production levels for test day records on milk, fat, and protein yields. *J. Dairy Sci.*, 81(6):1690-1701.
- VEERKAMP, R. F., BROTHERSTONE, S., ENGEL, B., MEUWISSEN, T.H.E. 2001. Analysis of censored survival data using random regression models. *Anim. Sci.*, 72:1-10.
- WILMINK, J.B.M. 1987. Adjustment of test-day milk, fat and protein yields for age, season and stage of lactation. *Livest. Prod. Sci.*, 16:335-348.
- WOOD, P. D. P. 1967. Algebraic model of the lactation curve in cattle. *Nature*, 216: 164-165.