

GILBERTO ROMEIRO DE OLIVEIRA MENEZES

**AVALIAÇÃO DA PRODUÇÃO DE LEITE EM CABRAS DA RAÇA
SAANEN UTILIZANDO MODELOS DE REGRESSÃO ALEATÓRIA**

Dissertação apresentada à
Universidade Federal de Viçosa, como parte
das exigências do Programa de Pós-Graduação
em Genética e Melhoramento, para obtenção
do título de *Magister Scientiae*

VIÇOSA
MINAS GERAIS - BRASIL
2008

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

T

M543a
2008

Menezes, Gilberto Romeiro de Oliveira, 1983-
Avaliação da produção de leite em cabras da raça Saanen
utilizando modelos de regressão aleatória / Gilberto
Romeiro de Oliveira Menezes. – Viçosa, MG, 2008.
xi, 76f.: il. ; 29cm.

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

1. Caprino - Genética. 2. Análise de regressão. 3. Leite -
Produção. 4. Lactação. I. Universidade Federal de Viçosa.
II. Título.

CDD 22.ed. 636.39082

GILBERTO ROMEIRO DE OLIVEIRA MENEZES

**AVALIAÇÃO DA PRODUÇÃO DE LEITE EM CABRAS DA
RAÇA SAANEN UTILIZANDO MODELOS DE REGRESSÃO
ALEATÓRIA**

Dissertação apresentada à
Universidade Federal de Viçosa, como
parte das exigências do Programa de
Pós-Graduação em Genética e
Melhoramento, para obtenção do título de
Magister Scientiae

APROVADA: 15 de fevereiro de 2008.

Prof. Marcelo Teixeira Rodrigues
(Co-orientador)

Prof. Ricardo Frederico Euclides

Prof. José Lindenberg Rocha
Sarmento

Prof. Antônio Policarpo Souza
Carneiro

Prof. Robledo de Almeida Torres
(Orientador)

**Aos meus pais José Romeiro e Maura, minha irmã Marcella e à
minha namorada Marjorie;**

Dedico este trabalho.

***“É somente nas misteriosas equações do amor que encontramos
lógica para viver.” John Nash***

AGRADECIMENTOS

À Universidade Federal de Viçosa, em especial ao Departamento de Zootecnia e o Programa de Pós-Graduação em Genética e Melhoramento, pela oportunidade de realização deste curso.

Ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq), pela concessão da bolsa de estudo.

Ao meu grande orientador, professor Robledo de Almeida Torres, pela confiança, amizade, paciência, referência e orientação.

Ao professor Marcelo Teixeira Rodrigues, pelos ensinamentos de caprinocultura, pela paciência, confiança, amizade e participação na banca examinadora.

Ao professor Paulo Sávio Lopes, pelos ensinamentos durante todo o curso, sugestões e amizade.

Ao professor José Lindenberg Rocha Sarmento, pela amizade, sugestões, ensinamentos e pela participação na banca examinadora.

Ao professor Ricardo Frederico Euclides (Bajá), pelo convívio, risadas, amizade e participação na banca examinadora.

Ao professor Antônio Policarpo Souza Carneiro, pelas sugestões, amizade e participação na banca examinadora.

Aos meus pais, José Romeiro e Maura, pelo amor, educação, paz e exemplo de vida.

À minha irmã Marcella, pelo amor, apoio e bondade.

À minha querida Marjorie, pelo amor, companheirismo, paciência, zelo que foram fundamentais na minha caminhada até aqui.

À todos os meus demais familiares, pela torcida e carinho.

Aos doutores Rodolpho de Almeida Torres Filho e Marcelo Silva de Freitas, meus queridos amigos Rodolphinho e Marcelinho, pelo incentivo, paciência, ensinamentos e amizade.

Ao amigo do peito 2mi2, vulgo Marcos Yamaki, pelo apoio, incentivo e amizade.

Ao amigo Fernando, pela grande ajuda em viabilizar o banco de dados usado neste trabalho, e pela amizade.

Aos colegas e amigos do Melhoramento Animal, Ana Lúcia, Abreu, Ana Paula, André, Alex, Carla, Cristina, Débora, Edson, Fábio, Felipe, Fernanda, Galego, Gustavo, Humberto, Isabela, Jane, Joãozinho, Jeferson, Katiene, Kécia, Kleibe, Leandro, Lidiane, Luciano, Luciara, Luiz, Luiza, Marcos, Mariele, Marcelo, Mário, Patrícia, Priscila, Rafael, Renata, Rodrigo e Rodriguinho, pela amizade e companheirismo.

Aos amigos Fabiano e Élio Júnior, pelas conversas infinitas (maravilhosas e saudosas) sobre a vida e, pela eterna amizade.

Aos grandes amigos da Vaca Magra & Cia, Fabrício, Batata, Matheus, Vinicius, Leo, Dudinho, Primo, Grilo, Admílson, Paulinho, Dedé, Henrique, Darlan, Gabiru, Daniel e Maurício, pelo companheirismo e alegria.

À todos os colegas, amigos e funcionários do setor de Caprinocultura do DZO/UFV, pelo apoio e convívio.

A todos que direta ou indiretamente contribuíram para a realização deste trabalho.

BIOGRAFIA

GILBERTO ROMEIRO DE OLIVEIRA MENEZES, filho de José Romeiro de Menezes e Maura Zulma de Oliveira Menezes, nasceu em 14 de julho de 1983, em Abaeté, estado de Minas Gerais, Brasil.

Em maio de 2002, iniciou o curso de Zootecnia, pelo Departamento de Zootecnia do Centro de Ciências Agrárias da Universidade Federal de Viçosa, em Viçosa – MG, onde foi estagiário por dois anos e bolsista por um ano, acompanhando e desenvolvendo pesquisas na área de Melhoramento Genético Animal, sob orientação do professor Dr. Robledo de Almeida Torres.

Em outubro de 2006, graduou-se em Zootecnia pela Universidade Federal de Viçosa.

Em outubro de 2006, iniciou o curso de Mestrado em Genética e Melhoramento, na Universidade Federal de Viçosa, Minas Gerais.

Em 15 de fevereiro de 2008, submeteu-se aos exames finais de defesa de tese para obtenção do título de *Magister Scientiae* em Genética e Melhoramento.

ÍNDICE

RESUMO	vii
ABSTRACT	ix
INTRODUÇÃO GERAL	1
REVISÃO DE LITERATURA	4
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	22
CAPÍTULO 1 – Comparação de modelos de regressão aleatória utilizados na avaliação da produção de leite em cabras da raça Saanen	27
Resumo	27
Abstract	28
Introdução	29
Material e Métodos	31
Resultados e Discussão	38
Conclusões	46
Referências Bibliográficas	47
CAPÍTULO 2 - Avaliação de diferentes medidas da persistência da lactação de cabras da raça Saanen utilizando modelos de regressão aleatória	49
Resumo	49
Abstract	50
Introdução	51
Material e Métodos	53
Resultados e Discussão	65
Conclusões	72
Referências Bibliográficas	73
CONCLUSÕES GERAIS	76

RESUMO

MENEZES, Gilberto Romeiro de Oliveira, M.Sc., Universidade Federal de Viçosa, fevereiro de 2008. **Avaliação da produção de leite em cabras da raça Saanen utilizando modelos de regressão aleatória.** Orientador: Robledo de Almeida Torres. Co-orientadores: Paulo Sávio Lopes e Marcelo Teixeira Rodrigues.

Utilizaram-se 10.238 registros semanais de produção de leite provenientes de 388 primeiras lactações de cabras da raça Saanen na avaliação da persistência da lactação sob modelo de regressão aleatória. Primeiramente, foram comparados cinco modelos (W035, W05, W0565, W068 e W10) gerados a partir de modificações da função de Wilmink, assumindo-se homogeneidade de variância residual ao longo da lactação. No modelo W05, o valor -0,05 foi mantido, enquanto nos modelos W035, W0565, W068 e W10 foram usados os valores -0,035, -0,0565, -0,068 e -0,10, respectivamente, em substituição ao valor -0,05. Escolhido o modelo, foram avaliadas seis estruturas para a variância residual: homogeneidade, duas classes, três classes, quatro classes, cinco classes e seis classes ao longo da lactação. Posteriormente, foram avaliadas seis diferentes medidas da persistência da lactação, que são adaptações de medidas utilizadas em bovinos de leite, obtidas por substituir, nas fórmulas, os valores de referência de bovinos pelos de caprinos. Os critérios AIC, BIC, ln L e teste de razão de verossimilhança (modelos aninhados) foram usados na avaliação dos modelos. O modelo W035 apresentou o melhor ajuste dentre os avaliados. Com relação à variância

residual, a estrutura com seis classes ao longo da lactação foi a mais indicada pelos critérios utilizados. Por apresentar menor correlação genética com produção de leite até 268 dias (0,14), a medida de persistência (PS_4) obtida pelo somatório dos valores genéticos, no período do 41^o ao 240^o dia de lactação, como desvios da produção aos 40 dias de lactação deve ser indicada para avaliações genéticas. Em razão da baixa herdabilidade desta medida (0,03), pequenas respostas à seleção são esperadas neste rebanho.

ABSTRACT

MENEZES, Gilberto Romeiro de Oliveira, M.Sc., Universidade Federal de Viçosa, February 2008. **Saanen goats' milk yield evaluation using random regression models.** Adviser: Robledo de Almeida Torres. Co-advisers: Paulo Sávio Lopes and Marcelo Teixeira Rodrigues.

Data from 10,238 weekly milk yield records from 388 first lactations of Saanen goats were used to evaluate the persistency of lactation under a random regression model. First, five models were compared (W035, W05, W0565, W068 e W10) generated by modifications of Wilmink function, assuming homogeneity of residual variance along the lactation. The value -0.05 was kept on model W05 while models W035, W0565, W068 e W10 used values -0.035, -0.0565, -0.068 e -0.10, respectively, in replacement to -0.05 value. After choosing the best model, six structures were evaluated for residual variance: homogeneity, two classes, three classes, four classes, five classes and six classes along the lactation. Subsequently, six different measures of persistency of lactation, adapted from those used on dairy cattle, obtained by replacing bovine reference values to goats ones on the expressions. AIC, BIC, In L criteria and likelihood ratio test (nested models) were used on models evaluation. Model W035 presented the best fit among the evaluated ones. Relating to residual variance, the most indicated by used criteria was the structure of six classes. By presenting less genetic correlation with milk yield until 268 days (0.14), the persistency measure (PS_4) obtained by the sum of

genetic values, on period from 41st to 240th day of lactation, as deviations of yield at 40 days of lactation may be pointed for genetic evaluations. Because of the low heritability of this measure (0.03), few responses from selection are expected on this herd.

Introdução Geral

Nos últimos anos, a caprinocultura leiteira no Brasil tem crescido significativamente, como consequência da iniciativa de produtores com maior visão empresarial e de programas governamentais, como ocorre no Rio Grande do Norte e na Paraíba (SARMENTO et al., 2006a). Contudo, a evolução genética da espécie caprina não tem acompanhado esse crescimento.

O importante papel que o melhoramento genético tem exercido na otimização de sistemas de produção é facilmente observado nas cadeias produtivas de aves, suínos e bovinos; todavia, os caprinos, especialmente aqueles de aptidão leiteira, têm recebido pouca atenção de pesquisadores, refletindo em uma quase inexistência de estudos que venham direcionar programas de melhoramento genético de caprinos para produção leiteira.

Dentre as inúmeras características relacionadas à produção leiteira que necessitam de maior entendimento sob o ponto de vista genético, a persistência da lactação, certamente, é umas das mais importantes, uma vez que está diretamente relacionada com os custos de alimentação, sanidade e reprodução em rebanhos de bovinos de leite, segundo vários autores (SÖLKNER & FUCHS, 1987; GROSSMAN et al., 1999; TEKERLI et al., 2000; JAKOBSEN et al., 2002). Todavia, não foram encontrados trabalhos sobre persistência de lactação de cabras na literatura consultada. Desse modo, a realização de trabalhos nesse sentido é de suma relevância para a caprinocultura brasileira.

Segundo COBUCI et al. (2004), há, na literatura, divergências quanto aos métodos de mensuração da persistência da lactação. De maneira geral, pode-se definir persistência da lactação como sendo a capacidade da fêmea em manter sua produção de leite após atingir a produção máxima na lactação. Com relação aos métodos de mensuração, são encontrados, na literatura, quatro tipos: baseados em razões entre produção de leite, em diferentes fases da lactação; na variação da produção de leite; em parâmetros de modelos matemáticos; e nos valores genéticos obtidos por meio de coeficientes aleatórios dos modelos de regressão aleatória, sendo que estes últimos têm sido indicados como os mais adequados em vários trabalhos com bovinos de leite (JAMROZIK et al., 1997b; DEKKERS et al., 1998; LIN & TOGASHI, 2002; COBUCI et al., 2004; CHAVES, 2005).

De acordo com MEYER (2003), os modelos de regressão aleatória (MRA) têm sido indicados para análises de medidas repetidas ao longo de uma escala contínua, por possibilitar a predição do valor genético dos animais em lactação, mesmo utilizando controles leiteiros de lactações incompletas, viabilizando o uso de maior número de registros da produção nas avaliações dos animais. Esta maximização do uso de registros de produção torna-se ainda mais importante em estudos com caprinos leiteiros no Brasil, devido à pequena dimensão dos bancos de dados existentes. Além disso, os MRA possibilitam a correção para efeitos ambientais específicos que possam ocorrer no dia do controle, permitem a estimação de componentes de (co)variâncias e a predição de valores

genéticos em qualquer ponto da curva de lactação, no intervalo em que as medidas foram tomadas (BREDA et al., 2006).

A realização deste estudo teve os seguintes objetivos:

- Comparar modelos de regressão aleatória para descrever a variação genética da produção de leite em cabras da raça Saanen;
- Propor e avaliar diferentes medidas de persistência da lactação de cabras da raça Saanen, obtidas por meio de coeficientes aleatórios dos modelos de regressão aleatória;
- Obter estimativas de herdabilidade para as diferentes medidas de persistência, bem como correlações genéticas e de ambiente permanente entre estas e a produção de leite até 268 dias.

Revisão de Literatura

1.0 - Persistência da lactação

Segundo CHAVES (2005), a curva de lactação pode ser definida como a representação gráfica da produção de leite em todo o período da lactação e pode ser de grande auxílio, desde que estimada eficientemente, na tomada de decisões sobre mudanças no manejo alimentar, descarte de animais ou mesmo em programas de seleção.

De acordo com COBUCI (2002), a curva de lactação pode ser dividida em três fases: a primeira é ascendente e ocorre entre o parto e o pico de lactação; a segunda é relativamente constante e ocorre ao redor do pico de lactação; e, por último, a terceira fase, descendente, vai do pico de lactação ao término desta.

O conhecimento da forma da curva de lactação é importante por várias razões, segundo COBUCI (2002), sendo que duas merecem maior destaque:

1) melhor conhecimento da provável curva de lactação permite alimentação mais eficiente, uma vez que se verificam melhores respostas à alimentação, quando os animais são agrupados de acordo com o formato esperado da curva de lactação;

2) altas produções de leite, no período inicial da lactação, levam a um esforço fisiológico extra por parte dos animais, causando, freqüentemente, diminuição no desempenho reprodutivo e aparecimento de doenças de origem metabólica. Portanto, uma moderada produção no

pico de lactação, aliada a uma maior persistência da lactação, deveria ser preferida.

Segundo COBUCI et al. (2003), a persistência na lactação é definida como a capacidade do animal em manter sua produção de leite, após atingir sua produção máxima na lactação, sendo que maiores persistências da lactação são consideradas vantajosas por inúmeras razões, principalmente no que se refere aos aspectos econômicos (SÖLKNER & FUCHS, 1987; DEKKERS et al., 1998; e TEKERLI et al., 2000). Dentre estas, duas razões básicas são relatadas na literatura: animais com menores declínios após o pico (mais persistentes) requerem menores quantidades de alimento (concentrado) do que aqueles com produções no pico, muito alta e maiores declínios (menos persistentes), e estão sujeitos, também, a menores estresses devido à ausência de um elevado pico de produção, o que reduz a incidência de problemas reprodutivos e de doenças metabólicas (SÖLKNER & FUCHS, 1987 e GROSSMAN et al., 1999).

A principal razão para a relação antagônica da produção de leite com saúde e reprodução se deve ao fato de vacas atingirem o máximo nível de produção em um momento em que se espera que elas apresentem estro e fiquem gestantes (HAILE-MARIAM et al., 2003).

O período entre o parto e o pico de lactação também coincide com a época de maior incidência de problemas de origem metabólica e de saúde como infecções a exemplo da mastite. No início da lactação, vacas e cabras estão normalmente em balanço energético negativo, o que significa que elas precisam mobilizar reservas corporais para atender a

demanda de nutrientes para produção de leite (adaptado de HAILE-MARIAM et al., 2003).

Além disso, PULINA et al. (2007) afirmam que o melhoramento genético para persistência da lactação conduz a animais com alta capacidade de armazenamento mamário, maior longevidade das células secretoras e altos níveis de hormônios lactogênicos.

1.1 - Importância biológica e econômica da persistência da lactação

SÖLKNER & FUCHS (1987) mostraram que vacas com alta persistência necessitaram de 670 kg de concentrado para produzirem 5500 kg de leite, entretanto, vacas que apresentaram baixa persistência necessitaram, em média, 820 kg para produzirem a mesma quantidade de leite.

JAKOBSEN (2000), citado por JENSEN (2001), investigou a relação genética entre persistência e resistência a doenças em vacas leiteiras, obtendo correlações genéticas que variaram de 0,20 a 0,50, para as diferentes medidas de persistência estudadas. Segundo o autor, estes resultados vêm confirmar a vantajosa relação entre menores declínios da produção de leite após o pico e a resistência das vacas a doenças.

HARDER et al. (2006) avaliaram a relação entre persistência da lactação e enfermidades no rebanho alemão de gado Holandês. Os autores encontraram correlações genéticas de 0,46 e 0,10 entre persistência e doenças ligadas aos membros e de origem metabólica, respectivamente, para a primeira lactação. Estes resultados indicam que

vacas mais persistentes tendem a ser menos susceptíveis a estes tipos de problemas.

BAR-ANAN et al. (1985) mostraram que a seleção de vacas com base na persistência pode melhorar a taxa de concepção e diminuir a taxa de descarte involuntário de vacas. Uma explicação é que vacas que apresentam alta produção no pico e grandes alterações na produção, durante os meses em que é realizada a inseminação ou acasalamento, tendem a apresentar diminuição na taxa de concepção. Assim, a persistência da lactação pode ser considerada fator de adaptabilidade das vacas ao estresses causados pela lactação.

LEAN et al. (1989) relataram que vacas com pico de produções maiores do que a média do rebanho (38,2 Kg) apresentaram menores taxas de concepção do que vacas com menores produções no pico igual ou inferior à média do rebanho, indicando a relação antagônica entre persistência e alta produção no pico da lactação.

DEKKERS et al. (1996), citado por COBUCCI (2002), basearam-se no impacto da persistência da lactação sobre o custo de alimentação e sobre retornos econômicos obtidos na venda do leite e obtiveram valor econômico para a persistência da lactação que correspondeu, aproximadamente, a 5% do valor econômico da característica produção total de leite.

Na literatura consultada, não foram encontrados trabalhos relacionando persistência da lactação e aspectos bio-econômicos para cabras. Todavia, os resultados encontrados para bovinos podem servir de

base para pesquisas com caprinos, obviamente levando em consideração as peculiaridades da espécie.

1.2 - Influência de fatores de ambiente sobre a persistência da lactação

Dentre os fatores de ambiente que atuam sobre a persistência da lactação, os resultados de vários trabalhos têm apontado a idade da vaca no parto, a ordem de parto e a estação do parto como os de maior influência (MADSEN, 1975; DHAKA & CHAUDHARY, 1994; e GENGLER, 1996, todos citados por COBUCI et al., 2003; e LEAN et al., 1989).

No que se refere à ordem do parto, a maioria dos trabalhos relataram que a persistência na primeira lactação é maior do que nas demais lactações (SHANKS et al., 1981; SÖLKNER E FUCHS, 1987; TEKERLI et al., 2000 e COBUCI et al., 2001). A explicação mais comum para esse fato tem sido o baixo nível de desenvolvimento da glândula mamária de vacas primíparas (SÖLKNER & FUCHS, 1987). KNIGHT & PEAKER (1984) ao realizarem estudos sobre a glândula mamária em ruminantes, revelaram que a redução da produção de leite está mais associada ao número de células do que à diferenciação das células mamárias. De acordo com KNIGHT & PEAKER (1984) em cabras, o declínio inicial da produção de leite após o pico, ocorre devido à redução do número de células secretoras, mas o declínio, no final da lactação, é causado pelo decréscimo da atividade das células secretoras.

Segundo KUMAR et al. (1999), citado por COBUCI et al. (2003), a persistência na lactação diminui com o avançar da idade da vaca no parto, o que indica que vacas mais jovens apresentam maiores graus de persistência do que as vacas mais velhas. Resultados semelhantes foram relatados por GROSSMAN et al. (1986) e MUIR et al. (2004), enquanto MAHADEVAN (1951), citado por COBUCI et al. (2003), não encontrou efeito da idade sobre a persistência na lactação.

De acordo com COBUCI et al. (2003), a persistência também pode sofrer variações sazonais, causadas, principalmente, por fatores climáticos. Os autores relatam que a maioria dos trabalhos, na literatura, tem confirmado a influência da estação do parto da vaca sobre a persistência na lactação (FERRIS et al., 1985; GROSSMAN et al., 1986; SÖLKNER & FUCHS, 1987 e TEKERLI et al., 2000). Todavia, existem outros fatores ambientais que podem, também, provocar variações na persistência da lactação, mesmo que em menor magnitude, como o efeito do período de serviço e da gestação (TEKERLI et al., 2000; VAN DER LINDE et al., 2000). SALAMA et al. (2005), em estudo com cabras leiteiras da raça Murciano-Granadina, observaram declínio da produção de leite a partir do segundo mês de gestação, indicando uma possível influência do estágio de gestação sobre a persistência.

CAPUCO et al. (2003) afirmaram que a persistência da lactação em cabras e vacas leiteiras pode ser afetada pelo fotoperíodo, contagem de célula somática (forte ligação com mastite), estresse, toxinas e ordenhas incompletas. Segundo esses autores, o fotoperíodo atua aumentando a produção de IGF-I (fator de crescimento semelhante à

insulina I), o qual estimula a proliferação de células mamárias, colaborando com o aumento da persistência. Por outro lado, a alta contagem de célula somática, que normalmente indica mastite, está fortemente relacionada com a morte dessas células mamárias, acarretando a queda da persistência.

HICKSON et al. (2006) estudaram a influência do número de ordenhas sobre a persistência da lactação em vacas holandesas pertencentes ao rebanho australiano e verificaram que vacas ordenhadas, apenas uma vez ao dia, foram menos persistentes que vacas que passaram por duas ordenhas diárias. A explicação para isto seria que as células mamárias têm um período finito no qual permanecem quiescentes, sendo que, após este período, elas começam a regredir (VETHARANIAM et al., 2003), e, além disso, estas células estão mais propensas à senescência quando intervalos de ordenhas mais longos são utilizados (CAPUCO et al., 2003), o que acontece quando se tem apenas uma ordenha por dia.

PALA & KOYUNCU (2007), ao estudarem a influência do número de ordenhas diárias sobre a persistência da lactação de cabras da raça Saanen, verificaram que cabras que foram ordenhadas 4 vezes ao dia apresentaram maior persistência da lactação comparadas àquelas que foram ordenhadas 2 vezes. Segundo os autores, a explicação para o resultado é que, quando se tem menor frequência da ordenha, as células secretoras de leite ficam inativas por mais tempo, o que, segundo CAPUCO et al. (2003), é causa de maior regressão dessas.

1.3 - Tipos de mensuração da persistência da lactação

Na literatura são encontrados quatro tipos de mensuração da persistência da lactação: mensurações baseadas em razões entre produção de leite, em diferentes fases da lactação; na variação da produção de leite; em parâmetros de modelos não-lineares e nos valores genéticos obtidos por meio de coeficientes aleatórios dos modelos de regressão aleatória (MRA), sendo que estes últimos têm sido indicados como os mais adequados em vários trabalhos com bovinos de leite (JAMROZIK et al., 1997b; DEKKERS et al., 1998; LIN & TOGASHI, 2002; COBUCCI et al., 2004; CHAVES, 2005; COBUCCI et al., 2006a; COBUCCI et al., 2006b; COBUCCI et al., 2007).

Segundo DEKKERS et al. (1998), a utilização dos MRA pode levar a estimativas mais acuradas dos efeitos genéticos e de ambiente permanente, que afetam a persistência da lactação.

A mensuração da persistência por meio dos modelos de regressão aleatória tem como vantagem adicional 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).

Na Tabela 1, estão listadas várias medidas de persistência da lactação (PS), baseadas nos MRA, encontradas na literatura consultada para bovinos de leite.

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

1 - PS = $Vg_{280} - Vg_{60}$	(JAMROZIK et al., 1997b)
2 - PS = $(\sum_{t=106}^{205} Vg_t - \sum_{t=6}^{105} Vg_t)$	(JAKOBSEN et al., 2002)
3 - PS = $(\sum_{t=206}^{305} Vg_t - \sum_{t=6}^{105} Vg_t)$	(JAKOBSEN et al., 2002)
4 - PS = $\sum_{t=61}^{280} (Vg_t - Vg_{60})$	(JAMROZIK et al., 1997b)
5 - PS = $\sum_{t=60}^{279} (Vg_t - Vg_{240})$	(JAKOBSEN et al., 2002)
6 - PS = $Vg_{290} - Vg_{90}$	(COBUCI, 2002)
7 - PS = $(\frac{1}{51} \sum_{t=255}^{305} Vg_t - \frac{1}{21} \sum_{t=50}^{70} Vg_t)$	(KISTEMAKER, 2003)
8 - PS = $(\sum_{t=101}^{300} Vg_t - 200Vg_t)$	(COBUCI et al., 2006b)
9 - PS = $(\sum_{t=61}^{305} Vg_t - 245Vg_t)$	(DE ROOS et al., 2001)
10 - PS = $Vg_{270} - Vg_{40}$	(CHAVES, 2005)

Vg_t = valor genético predito para o dia t em lactação

Em COBUCI (2002) e CHAVES (2005) podem ser encontradas medidas de persistência da lactação não baseadas em MRA, propostas para bovinos de leite.

Na literatura consultada, não foram encontrados trabalhos que propuseram medidas de persistência da lactação sob MRA para caprinos.

DEKKERS et al. (1998) afirmaram 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 total na lactação;

2) a mensuração da persistência deve apresentar uma substancial herdabilidade e variância genética;

1.4 - Parâmetros genéticos para persistência da lactação

Considerável número de estudos tem sido realizados a fim de estimar parâmetros genéticos relacionados com persistência da lactação em bovinos de leite. No entanto, para cabras leiteiras não foram encontrados trabalhos relacionados ao tema na literatura consultada.

Em trabalhos com bovinos de leite, verifica-se grande amplitude de estimativas de herdabilidade, explicada, em parte, pelo uso de diferentes formas de cálculo da persistência. As estimativas de herdabilidade, considerando vacas de primeiro parto, variaram de 0,09 a 0,59 para mensurações baseadas em razões entre produções de leite em diferentes partes da lactação (MADSEN, 1975; SWALVE, 1995; citados por COBUCCI, 2002); de 0,03 a 0,21 para mensurações com base na variação da produção de leite ao longo da lactação (SÖLKNER & FUCHS, 1987; GENGLER et al., 1995); de 0,02 a 0,35, para mensurações obtidas por meio de parâmetros dos modelos não-lineares (MADSEN, 1975, citado por COBUCCI, 2002; SHANKS et al., 1981); de 0,00 a 0,40, para

mensurações obtidas dos valores genéticos obtidos por meio de coeficientes aleatórios dos MRA (GENGLER et al., 1999; JAMROZIK et al., 2000; COBUCI et al., 2004; COBUCI et al., 2006a; COBUCI et al., 2006b; COBUCI et al., 2007).

De acordo com MADSEN (1975), citado por COBUCI (2002), diferenças entre herdabilidades podem ser causadas por três fatores. O primeiro está relacionado com a eficiência biológica do tipo de mensuração da persistência da lactação. Alguns tipos de mensuração podem ser melhores do que outros, por expressarem, biologicamente, determinadas alterações na produção de leite durante a lactação. O segundo e o terceiro estão associados, respectivamente, à eficiência estatística do tipo de mensuração da persistência e à parte da lactação usada para calcular a medida de persistência. Desta forma, os tipos de mensuração que excluem essas partes da lactação podem levar à obtenção de maiores valores de herdabilidade do que os tipos que consideram as produções de leite em todo o período de lactação. Normalmente, as estimativas de herdabilidade para produção de leite são maiores no período intermediário da lactação e menores no início e final da lactação, em decorrência de um maior número de efeitos de meio agindo sobre o animal lactante nos limites da lactação, que inflam a variância de ambiente temporário, e, conseqüentemente, a variância fenotípica.

As estimativas de correlações genéticas entre persistência da lactação mensurada por meio de MRA e produção de leite total, para bovinos de leite, variaram de -0,49 a 0,57 (JAKOBSEN et al., 2002;

KISTEMAKER, 2003; COBUCCI et al., 2004; COBUCCI et al., 2006a; COBUCCI et al., 2006b).

Com relação a repetibilidade, também para bovinos de leite, as estimativas variaram de 0,12 a 0,41 (MADSEN, 1975; GENGLER, 1996; ambos citados por COBUCCI, 2002; e TEKERLI et al., 2000). Estes baixos valores encontrados indicam que a persistência na primeira não se repetirá nas demais lactações. Já KISTEMAKER (2003), ao utilizarem o banco de dados de bovinos da raça Holandesa no Canadá, encontrou correlações para as medidas de persistência 7, 8 e 9 (Tabela 1) em diferentes lactações, que variaram de 0,46 a 0,87, sugerindo que um animal de boa persistência na primeira lactação também o seria em lactações posteriores.

2.0 - Modelos de regressão aleatória (MRA)

A produção de leite total aos 305 dias tem sido utilizada na avaliação genética em gado de leite em vários países do mundo, incluindo o Brasil, como também para caprinos leiteiros como nos Estados Unidos. Aspecto negativo desta opção está no uso de fatores de extensão (ou de ajuste) para lactações curtas ou incompletas, uma vez que a variabilidade na forma da curva dos animais é desprezada, acarretando a eliminação da variação genética existente para produção. Além disso, a análise única da produção acumulada desconsidera a curva da lactação, além de ignorar os efeitos ambientais temporários existentes entre os registros (CHAVES, 2005).

A utilização de metodologias que possam estimar os parâmetros genéticos e predizer os valores genéticos dos animais de forma mais exata pode contribuir para o incremento dos ganhos obtidos com a seleção. Neste contexto, de acordo com MEYER (2003), os MRA têm sido indicados para análises de medidas repetidas ao longo de uma escala contínua, por possibilitar a predição do valor genético dos animais em lactação, mesmo utilizando controles leiteiros de lactações incompletas, viabilizando o uso de maior número de registros da produção nas avaliações dos animais (FREITAS, 2003). Além disso, possibilitam a correção para efeitos ambientais específicos no dia do controle, permitem a estimação de componentes de (co)variâncias e a predição de valores genéticos em qualquer ponto da curva de lactação, no intervalo em que as medidas foram tomadas (BREDA et al., 2006).

Além das vantagens já relacionadas, pode-se citar a maior acurácia na avaliação de cabras, pelo fato da utilização de um maior número de registros por cabra, quando comparada com os mesmos registros de produção ajustados para 305 dias, o que corrobora com a afirmação de FREITAS (2003) e que merece ênfase extra quando se trabalha com caprinos leiteiros no Brasil, devido à pequena dimensão dos bancos de dados disponíveis. Além disso, tem-se que a utilização da produção no dia do controle é menos dependente da duração da lactação (VISSCHER & GODDARD, 1995) e não é afetada pela acurácia dos diferentes métodos de extensão da lactação para 305 dias (REKAYA et al., 1999).

Como desvantagem dos MRA, vários autores citam o aumento no requerimento computacional, devido ao maior número de efeitos aleatórios por animal, o que aumenta o número de equações de modelos mistos e o fato de que as análises, considerando a produção no dia do controle, possuem número maior de observações do que as análises considerando a produção em 305 dias (JAMROZIK & SCHAEFFER, 1997; JAMROZIK et al., 1997b; SCHAEFFER et al, 2000). Todavia, com os crescentes avanços no campo da informática, estes problemas têm-se tornado menos relevantes. Ademais, quando se lida com banco de dados de caprinos leiteiros, este problema torna-se desprezível, em decorrência de suas pequenas dimensões, como já citado anteriormente.

Com MRA ajusta-se uma curva de regressão fixa para levar em conta a tendência média e, no mínimo, mais duas equações de regressão aleatória, para o efeito genético direto e para o ambiente permanente de animal, uma vez que existem medidas repetidas. A curva genética de cada animal é predita como um desvio da curva média, fixa. Desta forma, no lugar de valores genéticos para determinados pontos da curva (medidas padrão), são obtidos valores genéticos para os coeficientes de regressão aleatórios. A partir dos coeficientes de regressão aleatórios, pode-se descrever a curva de lactação genética do animal; encontrar DEP's para qualquer dia da lactação desejado, mesmo que o animal não tenha sido medido (desde que este dia esteja dentro da amplitude de dias de controle nos dados) e examinar funções de curva de lactação como, por exemplo, a persistência da lactação (adaptado de ALBUQUERQUE, 2004).

De acordo com ARAÚJO et al. (2006), a maior diferença entre os MRA e os outros que também consideram a produção no dia do controle (modelo repetibilidade e multicaracterístico) está na inclusão de colunas de covariáveis nas matrizes de delineamento dos efeitos aleatórios, em substituição às colunas de zero e um. Assim, o sistema de equações se torna mais denso. Dessa forma, os MRA consideram que as variâncias podem ser alteradas com o tempo, além de permitirem a estimação de curvas de lactações individuais que consideram o parentesco entre os animais.

A modelagem das curvas de regressão fixa e aleatórias genética aditiva e de ambiente permanente tem sido feita por meio do uso de funções paramétricas e não-paramétricas como os polinômios ortogonais de Legendre de várias ordens (JAMROZIK et al., 1997b; BREDA et al., 2006; SARMENTO et al., 2006b; entre outros).

Dentre as funções paramétricas disponíveis, a proposta por WILMINK (1987) tem sido largamente utilizada (COBUCCI, 2002; FREITAS, 2003, dentre outros), sendo a escolhida na avaliação genética de bovinos da raça Holandesa no Canadá (SCHAEFFER et al., 2000). A função de WILMINK (1987) é descrita por:

$$w = a_1 + a_2t + a_3\exp(-0,05t)$$

em que w é a produção de leite no dia em lactação t , a_1 está associado com nível de produção, a_2 com a decréscimo da produção após o pico, a_3 com o aumento da produção até o pico e o valor $-0,05$ com o momento do pico, em torno de 50 dias pós-parto.

Algumas adaptações na função de WILMINK (1987) têm sido propostas, sendo feitas normalmente no termo exponencial da função, propondo-se valores diferentes do tradicional -0,05. BROTHSTONE et al. (2000) em trabalho com bovinos leiteiros propuseram a substituição do valor -0,05 por -0,068 e -0,10, encontrando melhores ajustes ao usarem o valor -0,068. Já FREITAS (2003), ao trabalhar com banco de dados de bovinos da raça Girolando, encontrou melhor ajuste ao usar o termo original -0,05, após testar os valores -0,05; -0,068 e -0,10. SCHAEFFER et al. (2000), ao trabalharem com banco de dados de bovinos da raça holandesa no Canadá, verificaram um melhor ajuste, usando o valor -0,035, todavia, devido às pequenas diferenças em relação ao termo -0,05, optaram por manter este último nas avaliações genéticas canadenses. BREDA et al. (2006), em estudo com 302 primeiras lactações de cabras da raça Alpina, propuseram o valor -0,565 e o compararam com os valores -0,05 e -0,10, apontando como o melhor modelo aquele com o termo -0,05.

Além da modelagem das curvas fixas e aleatórias, modelar a variância residual (variância de ambiente temporário) de maneira adequada é fundamental para uma maior acurácia das avaliações genéticas sob MRA. Segundo EL FARO & ALBUQUERQUE (2003), estudos iniciais usando os MRA, como os de JAMROZIK & SCHAEFFER (1997) e JAMROZIK et al. (1997a), desconsideravam estrutura heterogênea de variâncias para os resíduos, o que, aliado a problemas de modelagem do efeito de ambiente permanente, proporcionou superestimações das variâncias genéticas aditivas. Esses autores

estimaram herdabilidades de até 0,59 para as produções de leite no dia do controle.

De acordo com EL FARO & ALBUQUERQUE (2003), a modelagem, considerando as variâncias residuais heterogêneas para cada classe, pode melhorar a partição da variação total, mas proporciona um aumento no número de parâmetros a serem estimados no processo de maximização da função de verossimilhança. O número elevado de parâmetros dos modelos, a estrutura de covariâncias e o fato de as matrizes de incidência serem mais densas que para os modelos convencionais podem dificultar a convergência na estimação dos componentes de variância, sendo entraves para a utilização dessa metodologia para avaliações genéticas em conjuntos com grande volume de dados. Têm-se testado algumas alternativas para se obter MRA mais parcimoniosos, sem que haja perda na qualidade de ajuste dos efeitos aleatórios. Estudos têm proposto a utilização de estruturas de variâncias residuais distintas, com número reduzido de classes de variâncias, por intermédio do agrupamento de classes que contenham variações semelhantes (EL FARO & ALBUQUERQUE, 2003, FREITAS, 2003; CHAVES, 2005; ASSIS et al., 2006; BREDA et al., 2006, dentre outros).

BREDA et al. (2006), ao utilizarem registros de 302 primeiras lactações de cabras Parda Alpina, avaliaram três estruturas para a variância residual em MRA: homogênea, três classes ao longo da lactação (2^a a 6^a, 7^a a 15^a e da 16^a a 39^a semanas de lactação) e quatro classes (2^a a 6^a, 7^a a 10^a, 11^a a 15^a e da 16^a a 39^a semanas de lactação).

Estes autores encontraram o melhor ajuste sob heterogeneidade de variância residual com quatro classes.

Em relação a estimativas de herdabilidade para produção de leite no dia do controle sob MRA, em caprinos, os valores encontrados variaram de 0,09 a 0,51 (ASSIS et al., 2006; BREDA et al., 2006). Nestes trabalhos pode ser observada uma grande variação das estimativas das herdabilidades ao longo da lactação.

Diante da escassez de maior número de estudos que consolidem as diretrizes de avaliações genéticas de cabras leiteiras sob MRA, lacuna essa notada claramente após revisão na literatura especializada, esforços neste sentido são indispensáveis para o desenvolvimento de programas de melhoramento genético eficientes desta espécie.

Referências Bibliográficas

- ALBUQUERQUE, L.G. Regressão aleatória: nova tecnologia pode melhorar a qualidade das avaliações genéticas. In: Simpósio da Sociedade Brasileira de Melhoramento Animal, 5, 2004, Pirassununga, SP, **Anais...** Pirassununga: Sociedade Brasileira de Melhoramento Animal, 2004, (CD-ROM).
- ARAÚJO, C. V.; TORRES, R.A.; COSTA, C. N. et al. Uso de modelos de regressão aleatória para descrever a variação genética da produção de leite na raça Holandesa. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.35, n.3, p.975-981, 2006.
- ASSIS, G.M.L.; ALBUQUERQUE, L.G.; SARMENTO, J.L.R. et al. Estimação de parâmetros genéticos em caprinos leiteiros por meio de análise de regressão aleatória utilizando-se a Amostragem de Gibbs. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.35, n.3, p.706-714, 2006.
- BAR-ANAN, R.; RON, M.; WIGGANS, G. R. Associations among milk yield, yield persistency, conception, and culling of Israeli Holstein dairy cattle. **Journal of Dairy Science**, v.68, n.2, p.382-386, 1985.
- BREDA, F.C.; ALBUQUERQUE, L.G.; YAMAKI, M. et al. Estimação de parâmetros genéticos para produção de leite de cabras da raça Alpina. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.35, n.2, p.396-404, 2006.
- BROTHERSTONE, S.; WHITE, I.M.S.; MEYER, K. Genetic modeling of daily yield using orthogonal polynomials and parametric curves. **Animal Science**, v.70, p. 407-415, 2000.
- CAPUCO, A.V.; ELLIS, S.E.; HALE, S.A. et al. Lactation persistency: Insights from mammary cell proliferation studies. **Journal of Animal Science**, v. 81, n.3, p.18-31, 2003.
- CHAVES, L.C.S. **Avaliação da persistência da lactação em vacas Girolando utilizando modelos de regressão aleatória**. Viçosa; UFV, 2005. 86p. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Viçosa, 2005.
- COBUCI, J.A.; EUCLYDES, R.F.; TEODORO, R.L. et al. Aspectos genéticos e ambientais da curva de lactação de vacas Guzerá. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v. 30, n.4, p.1204-1211, 2001.

- COBUCI, J.A. **Uso de modelos de regressão aleatória na avaliação da persistência na lactação de animais da raça Holandesa**. Viçosa, UFV, 2002. 99p. Tese (Doutorado) - Universidade Federal de Viçosa, 2002.
- COBUCI, J.A.; EUCLYDES, R.F.; PEREIRA, C.S. et al. Persistência da lactação – uma revisão. **Archivos Latinoamericanos de Producción Animal**, v.11, n.3, p.163-173, 2003.
- COBUCI, J.A.; EUCLYDES, R. F.; COSTA, C.N. et al. Análises da persistência na lactação de vacas da raça holandesa, usando produção no dia do controle e modelo de regressão aleatória. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.33, n.2, p.546-554, 2004.
- COBUCI, J.A.; COSTA, C.N.; FREITAS, A.F. et al. Genetic parameters of milk yield persistency of Holstein cows in Brazil. In: World Congress Genetic Applied Livestock Production, 8, 2006, Belo Horizonte, MG. **Proceedings...** Belo Horizonte, 2006, (CD-ROM).
- COBUCI, J.A.; COSTA, C.N.; TEIXEIRA, N.M. et al. Utilização dos polinômios de Legendre e da função de Wilmink em avaliações genéticas para persistência na lactação de animais da raça Holandesa. **Arquivo Brasileiro de Medicina Veterinária e Zootecnia**, v.58, n.4, p.614-623, 2006b.
- COBUCI, J.A.; EUCLYDES, R. F.; COSTA, C.N. et al. Genetic evaluation for persistency of lactation in Holstein cows using a random regression model. **Genetics and Molecular Biology**, v.30, n.2, p.349-355, 2007.
- DE ROOS, A.P.W.; HARBERS, A.G.F.; DE JONG, G. Random regression test-day model in The Netherlands. **Interbull Bulletin**, n.27, p. 155-158, 2001.
- DEKKERS, J.C.M.; TEM HAG, J.H.; WEERSINK, A. Economic aspects of persistency of lactation in dairy cattle. **Livestock Production Science**, v.53, p.237-252, 1998.
- EL FARO, L.; ALBUQUERQUE, L.G. Utilização de modelos de regressão aleatória para produção de leite no dia do controle, com diferentes estruturas de variâncias residuais. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.32, n.5, p.1104-1113, 2003.

- FERRIS, T.A.; MAO, I.L.; ANDERSON, C.R. Selecting for lactation curve and milk yield in dairy cattle. **Journal of Dairy Science**, v.68, n.6, p.1438-1448, 1985.
- FREITAS, M. S. **Utilização de modelos de regressão aleatória na avaliação genética de animais da raça Girolando**. Viçosa, UFV, 2003. 78p. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Viçosa, 2003.
- GENGLER, N.; TIJANI, A.; WIGGANS, G.R. et al. Estimation of (co)variance functions of test day yields in first and later lactation of United States cows. **Interbull Bull**, n.22, p.69-73, 1999.
- GROSSMAN, M.; KUCK, A.L.; NORTON, H.W. Lactation curves of purebred and crossbred dairy cattle. **Journal of Dairy Science**, v.69, n.1, p.195-203, 1986.
- GROSSMAN, M.; HARTZ, S.M.; KOOPS, W.P. Persistency of lactation yield: A novel approach. **Journal of Dairy Science**, v.82, n.10, p.2192-2197, 1999.
- HARDER B.; BENNEWITZ J.; HINRICHS D. et al. Genetic parameters for health traits and their relationship to different persistency traits in German Holstein dairy cattle. **Journal of Dairy Science**, v.89, n. 8, p. 3202-3212, 2006.
- HICKSON, R.E; LOPEZ-VILLALOBOS, N.; DALLEY, D.E. et al. Yields and persistency of lactation in Friesian and Jersey cows milked once daily. **Journal of Dairy Science**, v.89, n.6, p.2017–2024, 2006.
- JAKOBSEN, J.H.; MADSEN, P.; JENSEN, J. et al. Genetic parameters for milk production and persistency for Danish Holstein estimated in random regression models using REML. **Journal of Dairy Science**, v.85, n.6, p.1607-1616, 2002.
- JAMROZIK, J.; SCHAEFFER. L. R. Estimates of genetic parameters for a test day model with random regression for yield traits of first lactation Holstein. **Journal of Dairy Science**, v. 80, n.4, p.762-770, 1997.
- JAMROZIK, J.; KISTEMAKER, G.J.; DEKKERS, J.C.M et al. Comparison of possible covariates for use in a random regression model for analyses of test day yields. **Journal of Dairy Science**, v.80, p.2550-2556, 1997a.

- JAMROZIK, J.; SCHAEFFER, L. R.; DEKKERS, J. C. M. Genetic evaluation of dairy cattle using test day yields and random regression model. **Journal of Dairy Science**, v.80, n. 6, p. 1217-1226, 1997b.
- JAMROZIK, J., SCHAEFFER, R.L., JANSEN, G.B. Approximate accuracies of prediction from random regression models. **Livestock Production Science**, v.66, p.85-92, 2000.
- JENSEN, J. Genetic evaluation of dairy cattle using test-day models. **Journal of Dairy Science**, v. 84, n. 12, p. 2803-2812, 2001.
- KISTEMAKER, G. J. Comparison of persistency definitions in random regression test-day models. **Interbull Bull**, n. 30, 2003.
- KNIGHT, C.H., PEAKER, M. Mammary development and regression during lactation in goats in relation to milk secretion. **Quartely Journal of Experimental Physiology**, v. 69, p. 331–338, 1984.
- LEAN, I.J.; GALLAND, J.C; SCOTT, J.L. Relationships between fertility, peak milk yields and lactational persistency in dairy cows. **Theriogenology**, v.31, n.5, p. 1093-1103, 1989.
- LIN, C.Y.; TOGASHI, K. Simultaneous improvement of lactation milk and persistency. In: World Congress on Genetics Applied to Livestock Production, 7, 2002, Montpellier. **Proceedings...** Montpellier: Communication 09-39, 2002, (CD-ROM).
- MEYER, K. Random regression models for analyses of longitudinal data in animal breeding. In: International Statistical Institute, 54, 2003, Berlim. **Proceedings...** Berlim, 2003, (CD-ROM).
- MUIR, B.L.; FATEHI, J.; SCHAEFFER, L.R. Genetic relationships between persistency and reproductive performance in first-lactation Canadian Holsteins. **Journal of Dairy Science**, v.87,n.9, p.3029–3037, 2004.
- PALA, A.; KOYUNCU, E. Effects of short periods of frequent milking on the persistency of milk yield and SCS in Turkish Saanen goats. **Animal Science Journal**, v. 78, p. 400-406, 2007.
- PULINA, G.; NUDDA, A.; MACCIOTTA, N.P.P. et al. Non-nutritional factors affecting lactation persistency in dairy ewes: a review. **Italian Journal of Animal Science**, v. 6, p.115-141, 2007.

- REKAYA, R.; CARABAÑO, M.J.; TORO, M.A. Use of test day yield for the genetic evaluation of production traits in Holstein-Friesian cattle. **Livestock Production Science**, v. 57, p. 203-217, 1999.
- SALAMA, A. A. K.; CAJA, G.; SUCH, X. et al. Effect of pregnancy and extended lactation on milk production in dairy goats milked once daily. **Journal of Dairy Science**, v.88, n.11, p. 3894-3904, 2005.
- SARMENTO, J. L. R.; REIS FILHO, J. C.; ALBUQUERQUE, L. G. et al. Avaliação genética de caprinos da raça Alpina utilizando-se a produção de leite no dia do controle. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.35, n.2, p.443-451, 2006a.
- SARMENTO, J. L. R.; MENEZES, G. R. O.; YAMAKI, M. et al. Modelagem da curva média de lactação de cabras leiteiras em modelos de regressão aleatória. In: Reunião Anual da Sociedade Brasileira de Zootecnia, 43, 2006, João Pessoa, PB. **Anais...** João Pessoa: Sociedade Brasileira de Zootecnia, 2006, (CD-ROM).
- SHANKS, R.D.; BERGER, P.J.; FREEMAN, A.E. Genetic aspects of lactation curves. **Journal of Dairy Science**, v.64, n.9, p.1852-1860, 1981.
- SÖLKNER, J.; FUCHS, W. A comparison of different measures of persistency with special respect to variation of test-day milk yields. **Livestock Production Science**, v.16, p.305-319, 1987.
- TEKERLI, M.; AKINCI, Z.; DOGAN, I. et al. Factors affecting the shape of lactation curves of Holstein cows from the Balikesir province of Turkey. **Journal of Dairy Science**, v.83, n.6, p.1381-1386, 2000.
- VETHARANIAM, I.; DAVIS, S.R.; SOBOLEVA, T.K. et al. Modeling the interaction of milking frequency and nutrition on mammary gland growth and lactation. **Journal of Dairy Science**, v.86, p.1987-1996, 2003.
- VISSCHER, P.M.; GODDARD, M.E. Genetic parameters for milk yield, survival, workability and type traits for Australian dairy cattle. **Journal of Dairy Science**, v.78, n. 1, p. 205-220, 1995.
- WILMINK, J.B.M. Adjustment of test-day milk, fat and protein yields for age, season and stage of lactation. **Livestock Production Science**, 16:335-348, 1987.

Capítulo 1

Comparação de modelos de regressão aleatória utilizados na avaliação da produção de leite em cabras da raça Saanen

Resumo: 10.238 registros semanais de produção de leite no dia do controle provenientes de 388 primeiras lactações de cabras da raça Saanen foram utilizados na comparação de modelos de regressão aleatória (MRA). Primeiramente, foram comparados cinco modelos (W035, W05, W0565, W068 e W10), obtidos a partir de modificações na função paramétrica proposta por Wilmink, assumindo-se homogeneidade de variância residual ao longo da lactação. No modelo W05, o valor -0,05 foi mantido, enquanto nos modelos W035, W0565, W068 e W10 foram usados os valores -0,035, -0,0565, -0,068 e -0,10, respectivamente, em substituição ao valor -0,05, proposto no modelo original utilizado para bovinos de leite. Escolhido o melhor modelo, foi avaliada a homogeneidade e heterogeneidade da variância residual: homogeneidade, duas classes, três classes, quatro classes, cinco classes e seis classes ao longo da lactação. De acordo com os critérios AIC, BIC e In L, o modelo W035 apresentou o melhor ajuste dentre os avaliados. Com relação à variância residual, a utilização de seis classes ao longo da lactação foi indicada pelos critérios AIC, BIC, In L e teste de razão de verossilhança.

Palavras-chave: caprinos, função de Wilmink, leite, modelagem, produção de leite no dia do controle, variância residual

Chapter 1

Comparison of random regression models used on milk yield evaluation in Saanen goats

Abstract: 10,238 weekly milk yield records from 388 first lactations of Saanen goats were used to compare random regression models (RRM). Firstly, five models were compared (W035, W05, W0565, W068 e W10) generated by modifications in the parametric function proposed by Wilmink, assuming homogeneity of residual variance along the lactation. The value -0.05 was kept on model W05 while models W035, W0565, W068 e W10 used values -0.035, -0.0565, -0.068 e -0.10, respectively, in replacement to -0.05 value, proposed by the original model used on dairy cattle. After choosing the best model, homogeneity and heterogeneity for residual variance were evaluated: homogeneity, two classes, three classes, four classes, five classes and six classes along the lactation. According to AIC, BIC, In L criteria, W035 presented the best fit among the evaluated models. Relating to residual variance, six classes along the lactation was indicated by AIC, BIC, In L and likelihood ratio test.

Key words: goat, milk, modelling, milk yield on test day, residual variance, Wilmink function

Introdução

Nos últimos anos, segundo MEYER (2005), os modelos de regressão aleatória (MRA) têm-se tornado o procedimento padrão para análises de dados longitudinais provenientes da produção animal. Todavia, em caprinos leiteiros, poucos estudos têm sido desenvolvidos, o que reflete a necessidade de pesquisas buscando os devidos ajustes em função das particularidades intrínsecas à espécie (SARMENTO et al., 2006).

Em trabalhos avaliando a produção de leite no dia do controle em bovinos leiteiros, sob MRA, a modelagem das curvas de regressão fixa e aleatórias genética aditiva e de ambiente permanente tem sido feita utilizando a função paramétrica de Wilmink (1987) e algumas modificações desta (BROTHERSTONE et al., 2000; JAKOBSEN et al., 2002; FREITAS, 2003). BREDA et al. (2006), em trabalho com cabras da raça Alpina, avaliaram essa função e algumas modificações, encontrando o melhor ajuste ao utilizar a função original. No entanto, estudos que orientem a modelagem de MRA na avaliação genética de cabras da raça Saanen não foram encontrados na literatura consultada.

A adequada modelagem da variância residual (variância de ambiente temporário) é outro aspecto fundamental para uma alta acurácia em avaliações genéticas sob MRA. De acordo com EL FARO & ALBUQUERQUE (2003), a modelagem, considerando as variâncias residuais heterogêneas entre classe, pode melhorar a partição da variação total, mas proporciona um aumento no número de parâmetros a serem estimados no processo de maximização da função de

verossimilhança. Estudos têm proposto a utilização de número reduzido de classes de variâncias residuais, por intermédio do agrupamento de classes que contenham variações semelhantes (EL FARO & ALBUQUERQUE, 2003; FREITAS, 2003; CHAVES, 2005; ASSIS et al., 2006; BREDA et al., 2006).

Assim, o objetivo deste trabalho foi comparar a função paramétrica de Wilmink (1987) e algumas modificações desta na modelagem das curvas de regressão fixa e aleatórias genética aditiva e de ambiente permanente, além da homogeneidade e heterogeneidade de variância residual, a fim de se obter o modelo mais adequado a ser usado na descrição da variação genética da curva de lactação de cabras da raça Saanen, para posterior utilização em programas de avaliação genética.

Material e Métodos

Dados

Analisaram-se 10.238 registros semanais de produção de leite no dia do controle (PLDC) provenientes de 388 primeiras lactações de cabras da raça Saanen, sendo que estas foram divididas em dois grupos genéticos: puro Saanen (243 cabras – 62,6%) e $\frac{1}{4}$ Saanen (145 cabras – 37,4%). Os animais utilizados pertencem ao rebanho caprino do Departamento de Zootecnia da Universidade Federal de Viçosa (Viçosa-MG). Os controles foram registrados semanalmente, oriundos de ordenha mecânica, realizada duas vezes ao dia. Os animais foram mantidos em baias coletivas sob o sistema de estabulação livre. Os dados foram coletados entre os anos de 1999 e 2007. O banco de dados inicial era composto por 17.104 registros de PLDC, porém foram considerados os registros de controles da 2^a até 39^a semanas de lactação (correspondendo até 270 dias em lactação). Além disso, foram excluídos da análise animais com produções superiores ou inferiores a três desvios-padrão da média da semana da lactação, com idade ao parto inferior a 10 meses ou superior a 30 meses, produções que ocorreram em grupos contemporâneos (ano-quizena do controle) com menos de três cabras e lactações com menos de seis controles. O número de registros, a média e o desvio-padrão para produção de leite referente a cada semana do controle estão apresentados na Tabela 1.

Tabela 1 – Número de registros (NR), média e desvio-padrão (DP) para produção de leite na semana do controle da primeira lactação de cabras da raça Saanen.

Semana	NR	Média (Kg)	DP	Semana	NR	Média (Kg)	DP
2	197	1,88	0,65	21	303	1,80	0,80
3	248	2,06	0,77	22	280	1,69	0,76
4	283	2,15	0,80	23	269	1,73	0,72
5	280	2,21	0,83	24	256	1,75	0,77
6	335	2,22	0,82	25	302	1,61	0,71
7	324	2,20	0,81	26	288	1,50	0,64
8	280	2,20	0,83	27	292	1,58	0,72
9	330	2,21	0,88	28	277	1,52	0,67
10	343	2,17	0,86	29	253	1,44	0,69
11	340	2,17	0,95	30	229	1,51	0,68
12	325	2,08	0,85	31	240	1,47	0,66
13	286	2,21	0,88	32	254	1,43	0,71
14	308	2,12	0,87	33	243	1,41	0,72
15	332	2,05	0,84	34	202	1,39	0,66
16	286	2,12	0,81	35	190	1,48	0,72
17	315	1,91	0,81	36	172	1,56	0,72
18	301	1,88	0,83	37	170	1,40	0,70
19	293	1,91	0,84	38	168	1,41	0,73
20	298	1,91	0,75	39	146	1,49	0,71

Metodologia

As análises foram realizadas por meio de um modelo animal, unicaracterístico, de regressão aleatória.

A função de Wilmink (1987), que foi a base para algumas comparações, e que é utilizada na descrição dos efeitos genético aditivo e de ambiente permanente do MRA, é representada por:

$$y = a_1 + a_2t + a_3\exp^{-0,05t} \quad (1)$$

em que y é a produção de leite no dia em lactação t, o termo a₁ está associado com nível de produção, a₂ com a decréscimo da produção após o pico, a₃ com o aumento da produção até o pico e o valor -0,05 com o momento do pico, em torno de 50 dias pós-parto (WILMINK, 1987).

Primeiramente, foi avaliada a modelagem das regressões fixa e aleatórias genéticas aditivas e de ambiente permanente sob homogeneidade de variância residual.

Cinco modelos de regressão aleatória foram comparados a partir de modificações no termo exponencial ($a_3 \exp^{-0,05t}$) da função de Wilmink (1987). No modelo W05, o valor -0,05 foi mantido, enquanto nos modelos W035, W0565, W068 e W10 foram usados os valores -0,035 (SCHAEFFER et al., 2000), -0,0565 (BREDA et al., 2006), -0,068 e -0,10 (BROTHERSTONE et al., 2000), respectivamente, em substituição ao valor -0,05, que é o padrão da função de Wilmink (1987). Foi adotada a mesma notação para os cinco modelos:

$$y_{ij} = F + \sum_{m=1}^3 b_m Z_m(t_{ij}) + \sum_{m=1}^3 a_{im} Z_m(t_{ij}) + \sum_{m=1}^3 p_{im} Z_m(t_{ij}) + e_{ij} \quad (2)$$

em que y_{ij} é a produção de leite no controle j da cabra i ; F refere-se a um conjunto de efeitos fixos, constituído por grupo contemporâneo (ano-quinzena do controle – 176 subclasses), grupo genético (puro e ¼ Saanen), tipo de parto (simples e duplo) e pela covariável idade da cabra ao parto, efeitos linear e quadrático; b_m é o $m^{\text{ésimo}}$ coeficiente de regressão fixo da produção no dia do controle sobre a função utilizada para modelar a curva média de lactação da população, a_{im} e p_{im} são os coeficientes de regressão genético aditivo e de ambiente permanente, respectivamente, associados aos coeficientes específicos da função de Wilmink (1987) e modificações, que podem ser representados por $Z'_m = (Z_1 \ Z_2 \ Z_3)' = (1 \ t \ d)'$, sendo $d = \exp^{-wt}$ com w assumindo os valores -0,035, -0,05, -0,0565, -0,068 e -0,10 de acordo com a variação da função usada e, t e m ,

respectivamente, o período de dias em lactação após o parto e o $m^{\text{ésimo}}$ parâmetro da função; e_{ij} é o erro aleatório associado a cada controle j da cabra i .

O modelo (2) pode ser descrito com a notação matricial:

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

em que y é o vetor das N observações, medidas em N_d animais com registros; b é o vetor que inclui o conjunto de efeitos fixos (F) e os coeficientes de regressão fixa, específicos da função de Wilmink (1987) e modificações; a é o vetor de soluções para os coeficientes de regressão aleatórios genéticos aditivos; p é o vetor de soluções para os coeficientes de regressão aleatórios de ambiente permanente; e é o vetor dos N diferentes resíduos; X , Z e W são as matrizes de incidência dos efeitos fixos, genético aditivo e de ambiente permanente, respectivamente.

O número de linhas do vetor a é $k_a \times N_a$, sendo que k_a representa o número de parâmetros da função de regressão para o efeito genético aditivo, N_a , o número de animais na matriz dos numeradores dos coeficientes de parentesco. O vetor p tem número de linhas igual a $k_p \times N_d$, sendo que k_p representa o número de parâmetros da função de regressão para o efeito de ambiente permanente e N_d o número de animais com registros.

Para os cinco modelos, foram admitidas as seguintes pressuposições:

$$\begin{Bmatrix} a \\ p \\ e \end{Bmatrix} \sim N(0, V) \text{ em que } V = \begin{Bmatrix} K_a \otimes A & 0 & 0 \\ 0 & K_p \otimes I & 0 \\ 0 & 0 & R \end{Bmatrix}$$

em que K_a é a matriz de (co)variância genética entre os coeficientes de regressão aleatória, considerados como sendo os mesmos para todas as cabras; A é a matriz dos numeradores dos coeficientes de parentesco entre os animais, que neste trabalho foi composta por 538 animais; \otimes é o produto direto; K_p é a matriz de (co)variância de ambiente permanente entre os coeficientes de regressão aleatória; I é uma matriz identidade; R é uma matriz de variância residual, diagonal, $R = \text{diag} \left(\sigma_{ei}^2 \right)$, sob homogeneidade de variância residual ao longo da lactação.

Após a escolha da melhor função dentre as avaliadas sob homogeneidade de variância residual, foram avaliados seis modelos, os quais utilizavam a função escolhida anteriormente para descrever as curva fixa e as curvas aleatórias genética aditiva e de ambiente permanente e, se diferenciaram pelo número de classes de variância residual assumidas ao longo da lactação, em que se assumiu homogeneidade de variância dentro de classe e heterogeneidade entre classes. Os seis modelos avaliados foram:

CLA1 – homogeneidade de variância residual;

CLA2 – duas classes (2^a a 20^a e 21^a a 39^a semana de lactação);

CLA3 – três classes (2^a a 11^a, 12^a a 21^a e 22^a a 39^a semana de lactação);

CLA4 – quatro classes (2^a a 9^a, 10^a a 17^a, 18^a a 25^a e 26^a a 39^a semana de lactação);

CLA5 – cinco classes (2^a a 8^a, 9^a a 15^a, 16^a a 23^a, 24^a a 31^a e 32^a a 39^a semana de lactação);

CLA6 – seis classes (2^a a 7^a, 8^a a 13^a, 14^a a 19^a, 20^a a 26^a, 27^a a 32^a e 33^a a 39^a semana de lactação);

onde CLA = Classe e,

1, 2, 3, 4, 5 e 6 = número de classes de variância residual.

O critério utilizado para a formação das classes de variância residual foi dividir a lactação de forma que as classes englobassem semelhante número de semanas.

A matriz R citada anteriormente, em condições de heterogeneidade de variância residual, foi redefinida como $R = \text{diag} \left(\sigma_{ei}^2 \right)$, em que σ_{ei}^2 é a variância da classe de resíduo i.

Estimação dos componentes de (co)variância

As (co)variâncias entre os coeficientes de regressão aleatória genéticos aditivos e de ambiente permanente foram estimadas pelo método da máxima verossimilhança restrita livre de derivadas (REML), usando o programa DXMRR do DFREML (MEYER, 1998). A maximização da verossimilhança foi realizada usando o algoritmo POWELL (POWELL, 1964). O critério de convergência utilizado foi 10^{-9} .

Crítérios para comparação de modelos

As comparações entre os modelos foram feitas pelo Critério de Informação de Akaike (AIC), Critério de Informação Bayesiano de Schwarz

(BIC), Logaritmo neperiano da função de verossimilhança ($\ln L$) e teste da razão de verossimilhança (TRV), ao nível de 1% de probabilidade (apenas para modelos aninhados). Para AIC o valor é calculado como se segue:

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

e para BIC, é feito através de:

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

em que: p refere-se ao número de parâmetros do modelo, N é o número total de observações e r é o posto da matriz X , que é a matriz de incidência para os efeitos fixos. Menores valores para AIC e BIC indicam melhor ajuste do modelo.

Resultados e Discussão

Na Tabela 2 estão apresentados os valores de ln L, AIC e BIC para os modelos W035, W05, W0565, W068 e W10.

Tabela 2 - Logaritmo neperiano da função de máxima verossimilhança (ln L), critério de informação Bayesiano (BIC) e critério de informação de Akaike (AIC), para os diferentes modelos

Modelo**	ln L	BIC	AIC
W035*	3209,92	-6299,81	-6393,85
W05	3188,56	-6257,09	-6351,13
W0565	3175,79	-6231,55	-6325,59
W068	3152,16	-6184,28	-6278,32
W10	3091,75	-6063,47	-6157,51

* W035, W05, W0565, W068 e W10 representam, respectivamente, os modelos cujos os termos exponenciais da função de Wilmlink assumiram os valores -0,035, -0,05, -0,0565, -0,068 e -0,010.

** todos os cinco modelos tiveram 13 parâmetros estimados.

De acordo com os resultados (Tabela 2), verificou-se que o modelo W035, o qual utiliza o valor -0,035 em substituição ao -0,05 no termo exponencial ($a_3 \exp^{-0,05t}$) da função de Wilmlink (1987), apresentou o melhor ajuste com base nos critérios AIC e BIC e um maior valor de ln L. Uma possível explicação para o melhor ajuste não ter sido proporcionado pelo modelo W05 (modelo original) é que o valor -0,05 é referente a um pico de lactação próximo aos 50 dias pós-parto (WILMINK, 1987). Todavia, no presente estudo, o pico de lactação ocorreu em torno dos 40 dias de lactação (Tabela 1). Isto permite a especulação de que o valor -0,035 estaria mais proximamente relacionado com o pico de lactação do rebanho em estudo (40 dias).

Na literatura consultada, não foram encontrados trabalhos desta natureza, com cabras da raça Saanen, que permitissem a comparação

dos resultados encontrados. No entanto, para a raça Alpina, BREDA et al. (2006) ao avaliarem os modelos W05, W0565 e W10 no ajuste das curvas fixa e aleatórias genética aditiva e de ambiente permanente, sob homogeneidade de variância residual, indicaram o modelo W05 como o mais adequado. Este resultado corrobora com os encontrados no presente estudo, uma vez que ao desconsiderar o modelo W035, o W05 passaria a ser o melhor, com base nos critérios utilizados (Tabela 2). A concordância entre os dois trabalhos pode ser explicada pela semelhança, em nível produtivo, entre as duas raças e pelo fato de os dois rebanhos estudados pertencerem a um mesmo criatório, gerando homogeneidade de manejo.

De posse do modelo mais adequado (W035) sob homogeneidade de variância residual, avaliou-se a modelagem da variância residual, considerando a variância como homogênea (CLA1) e heterogênea em classes (CLA2, CLA3, CLA4, CLA5 e CLA6) ao longo da lactação. Na Tabela 3 estão apresentados os resultados das análises para a comparação dos modelos.

Tabela 3 - Número de parâmetros estimados (NP), logaritmo neperiano da função de máxima verossimilhança (ln L), critério de informação de Akaike (AIC), critério de informação Bayesiano (BIC) e teste da razão de verossimilhança (TRV) para os diferentes modelos comparando homogeneidade e heterogeneidade de variância residual

Modelo	NP	ln L	AIC	BIC	TRV	
CLA1**	13	3209,93	-6393,85	-6299,81	-	
CLA2	14	3267,20	-6506,41	-6405,14	114,56	* (2-1)
CLA3	15	3273,85	-6517,70	-6409,20	13,29	* (3-2)
CLA4	16	3278,57	-6525,14	-6409,39	9,43	* (4-3)
CLA5	17	3279,94	-6525,89	-6402,91	2,75	^{ns} (5-4)
CLA6	18	3295,28	-6554,56	-6424,35	30,67	* (6-5)

* significativo à 1% de probabilidade.; ^{ns} não significativo.

**CLA1, CLA2, CLA3, CLA4, CLA5 e CLA6 representam os modelos em que a curva fixa e as curvas aleatórias genética aditiva e de ambiente permanente foram ajustadas usando a função de Wilmink modificada com o termo exponencial com valor -0,035, e assumindo uma, duas, três, quatro, cinco e seis classes de variância residual, respectivamente.

O modelo sob homogeneidade de variância residual (CLA1) apresentou o pior ajuste, como sugerido pelos valores dos critérios utilizados (Tabela 3). Este resultado está de acordo com o encontrado por BREDA et al. (2006) que, ao avaliarem três estruturas para a variância residual (homogeneidade, três classes e quatro classes de resíduo ao longo da lactação), apontaram o modelo que desconsiderava a heterogeneidade de variância residual como o de pior ajuste. Outros autores (REKAYA et al., 2000; EL FARO & ALBUQUERQUE, 2003; ASSIS et al., 2006) também relataram variâncias residuais heterogêneas no decorrer da lactação, sendo que os dois primeiros trabalhos foram com bovinos e o último com caprinos. Essa heterogeneidade pode estar associada a diversos fatores, como período de gestação, condições do parto e duração do período seco. A introdução desses efeitos nas análises muitas vezes não é viável, em decorrência da ausência de informação, sendo necessário, portanto, considerar a existência de

heterogeneidade residual ao longo da curva de lactação (ASSIS et al., 2006).

Ao observar a Tabela 3, percebe-se que, à medida que se aumentou o número de classes do resíduo, houve melhoria do ajuste, como indicado por todos os critérios, com exceção do TRV para os modelos CLA4 e CLA5, onde não houve diferença significativa ($P > 0,01$) entre os valores de $\ln L$ de CLA4 e CLA5, e, portanto, inexistência de diferença de qualidade de ajuste entre os dois. Estes resultados estão de acordo com os apresentados por EL FARO & ALBUQUERQUE (2003) em bovinos da raça Caracu e BREDA et al., (2006) em caprinos da raça Alpina, que também encontraram essa tendência de melhoria de ajuste com o aumento do número de classes de resíduo. Uma explicação para essa tendência é que, com aumento do número de classes e conseqüente melhor partição da variação associada a curva da lactação, tem-se um maior refinamento na modelagem dos efeitos de ambiente temporário, acarretando partição mais precisa e acurada da variação total existente. Todavia, o aumento do número de classes deve ser feito com cautela, pois conduz a aumento do número de parâmetros a serem estimados, o que pode ocasionar dificuldades de convergência, especialmente em banco de dados com grande volume de observações.

Com base na análise dos resultados apresentados nas Tabelas 2 e 3, o modelo CLA6, cuja modelagem das curvas fixa e aleatórias foi feita usando a função de Wilmink modificada (-0,035 em vez de -0,05 no termo exponencial) e assumiu-se heterogeneidade de variância residual com seis classes de resíduo ao longo da lactação, foi aquele que apresentou o

melhor ajuste e, portanto, deve ser preferido nos estudos genéticos da curva de lactação de cabras da raça Saanen, utilizando MRA.

Na Figura 1, pode ser observado o comportamento da variância residual ao longo da lactação para o modelo que a considerou constante ao longo da lactação (CLA1) e, para aquele sob heterogeneidade de variância com 6 classes de resíduo (CLA6). Assumir homogeneidade de variância residual ao longo da lactação (CLA1) levou a subestimação da variância residual no início da lactação e a superestimação no final da lactação (Figura 1), quando comparado à condição de heterogeneidade de variância (CLA6), a qual mostrou-se ser a mais adequada neste estudo.

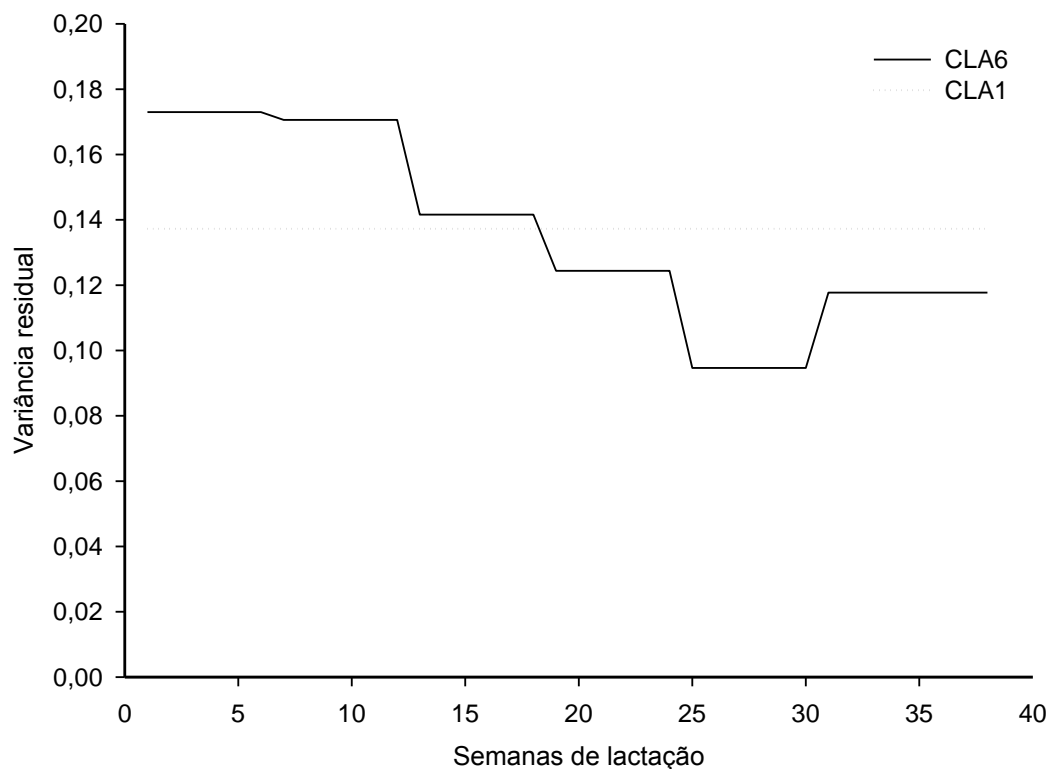


Figura 1 – Estimativas da variância residual da produção de leite no dia do controle para os modelos CLA1 e CLA6, cujas modelagens das curvas fixa e aleatórias foram feitas usando a função de Wilmink modificada (-0,035 em vez de -0,05 no termo exponencial) e assumindo-se, respectivamente, homogeneidade e heterogeneidade de variância residual (seis classes de resíduo ao longo da lactação).

A maior estimativa de herdabilidade (0,25) foi encontrada na 20^a semana de lactação, enquanto a menor (0,07) foi encontrada na 2^a semana (Figura 2). Estes valores foram inferiores aos encontrados por ASSIS et al. (2006) e BREDA et al. (2006), que obtiveram estimativas de herdabilidade máximas e mínimas iguais a 0,32 e 0,09; 0,51 e 0,12, respectivamente, para cabras da raça Alpina. De maneira geral, foram observadas menores estimativas de herdabilidade no início e final da lactação e maiores para o meio desta (Figura 2). Um maior número de efeitos de meio agindo sobre o animal lactante nos limites da lactação

(início e final), que inflam a variância de ambiente temporário e, conseqüentemente, a variância fenotípica, pode ser a causa deste comportamento das estimativas de herdabilidade (MADSEN, 1975, citado por COBUCI, 2002).

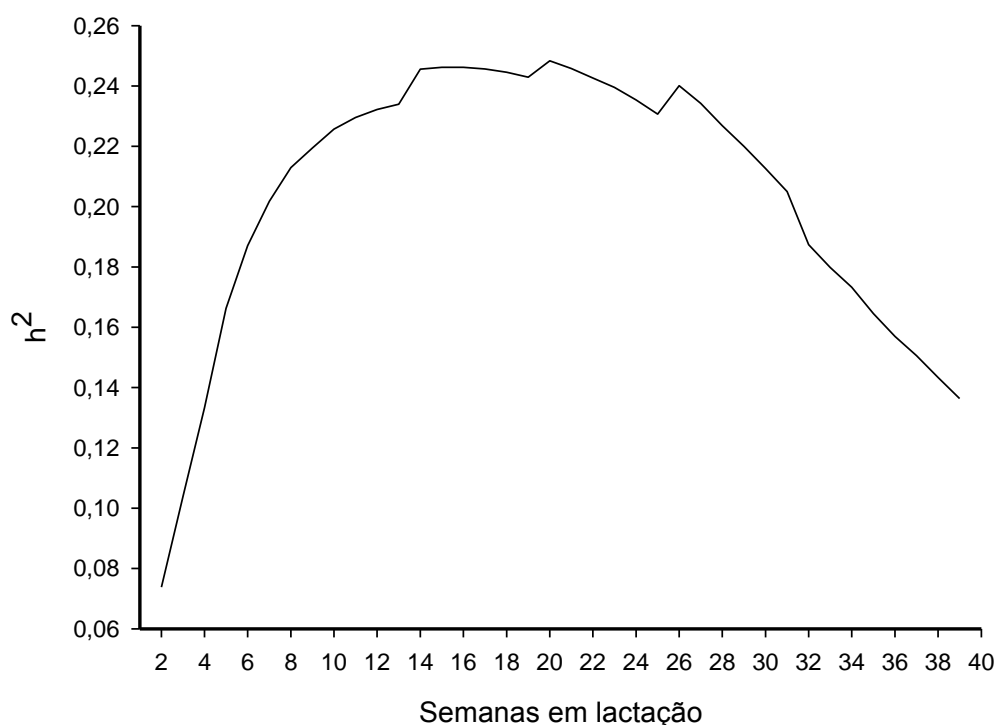


Figura 2 – Estimativas de herdabilidade (h^2) para produção de leite no dia do controle para o modelo CLA6, cuja modelagem das curvas fixa e aleatórias foi feita usando a função de Wilmink modificada (-0,035 em vez de -0,05 no termo exponencial) e assumiu-se heterogeneidade de variância residual com seis classes de resíduo ao longo da lactação.

Todavia, diversos comportamentos das estimativas de herdabilidade ao longo da lactação são encontrados na literatura. REKAYA et al. (1999) encontraram resultados semelhantes aos do presente estudo com bovinos da raça Holandesa. Já EL FARO & ALBUQUERQUE (2003), com bovinos da raça Caracu, obtiveram

resultados antagônicos aos deste trabalho, ou seja, maiores estimativas no início e final da lactação e menores no meio desta. ARAÚJO et al. (2006) observaram estimativas de herdabilidade crescentes ao longo da lactação, em bovinos da raça Holandesa. Para caprinos da raça Alpina, BREDA et al. (2006) e ASSIS et al. (2006) relataram estimativas da herdabilidade decrescentes ao longo da lactação.

Conclusões

A utilização de homogeneidade de variância residual para modelar as variâncias associadas à curva de lactação de cabras da raça Saanen foi inadequada. Portanto, é necessário para melhor partição das variâncias associadas à curva que seja assumido heterogeneidade de variância residual.

A modelagem das curvas fixa e aleatórias genética aditivas e de ambiente permanente por meio da função de Wilmink modificada (-0,035 em vez de -0,05 no termo exponencial), utilizando seis classes de resíduo ao longo da lactação deve ser indicada em avaliações da produção de leite em cabras da raça Saanen, sob modelos de regressão aleatória.

Referências Bibliográficas

- ARAÚJO, C.V.; TORRES, R.A.; COSTA, C.N. et al. Uso de modelos de regressão aleatória para descrever a variação genética da produção de leite na raça Holandesa. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.35, n.3, p.975-981, 2006.
- ASSIS, G.M.L.; ALBUQUERQUE, L.G.; SARMENTO, J.L.R. et al. Estimação de parâmetros genéticos em caprinos leiteiros por meio da análise de regressão aleatória, utilizando a amostragem de Gibbs. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.35, n.3, p.706-714, 2006.
- BREDA, F.C.; ALBUQUERQUE, L.G.; YAMAKI, M.; et al. Estimação de parâmetros genéticos para produção de leite de cabras da raça Alpina. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.35, n.2, p.396-404, 2006.
- BROTHERSTONE, S.; WHITE, I.M.S.; MEYER, K. Genetic modeling of daily yield using orthogonal polynomials and parametric curves. **Animal Science**, v.70, p. 407-415, 2000.
- COBUCCI, J.A. **Uso de modelos de regressão aleatória na avaliação da persistência na lactação de animais da raça Holandesa**. Viçosa, UFV, 2002. 99p. Tese (Doutorado) - Universidade Federal de Viçosa, 2002.
- EL FARO, L.; ALBUQUERQUE, L.G. Utilização de modelos de regressão aleatória para produção de leite no dia do controle, com diferentes estruturas de variâncias residuais. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.32, n.5, p.1104-1113, 2003.
- FREITAS, M. S. **Utilização de modelos de regressão aleatória na avaliação genética de animais da raça Girolando**. Viçosa, UFV, 2003. 78p. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Viçosa, 2003.
- JAKOBSEN, J.H.; MADSEN, P.; JENSEN, J. et al. Genetic parameters for milk production and persistency for Danish Holstein estimated in random regression models using REML. **Journal of Dairy Science**, v.85, n.6, p.1607-1616, 2002.

- MADSEN, O. A comparison of some suggested measures of persistency of milk yield in dairy cows. **Animal Production**, v. 20, p.191-197, 1975.
- MEYER, K. DXMRR – A program to estimate covariance functions for longitudinal data by REML. World Congress of Genetics Applied to Livestock Production, 6, 1998, Armidale. **Proceedings...** Armidale: University of New England, 1998, (CD-ROM).
- MEYER, K. Advances in methodology for random regression analyses. **Australian Journal of Experimental Agriculture**, v.45, p.847-858, 2005.
- POWELL, M.J.D. An efficient method for finding the minimum of a function of several variables without calculating derivatives. **Computer Journal**, v. 7, p. 155, 1964.
- REKAYA, R.; CARABAÑO, M.J.; TORO, M.A. Assessment of heterogeneity of residual variance using changing points techniques. **Genetics Selection Evolution**, v. 32, p.339-346, 2000.
- SARMENTO, J. L. R.; REIS FILHO, J. C.; ALBUQUERQUE, L. G. et al. Avaliação genética de caprinos da raça Alpina utilizando-se a produção de leite no dia do controle. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.35, n.2, p.443-451, 2006.
- SARMENTO, J. L. R.; MENEZES, G. R. O.; YAMAKI, M. et al. Modelagem da curva média de lactação de cabras leiteiras em modelos de regressão aleatória. In: Reunião Anual da Sociedade Brasileira de Zootecnia, 43, 2006, João Pessoa, PB. **Anais...** João Pessoa: Sociedade Brasileira de Zootecnia, 2006, (CD-ROM).
- SCHAEFFER, L.R.; JAMROZIK, J.; KISTEMAKER, G.J. et al. Experience with a test-day model. **Journal of Dairy Science**, v. 83, p. 1135-1144, 2000.
- WILMINK, J.B.M. Adjustment of test-day milk, fat and protein yields for age, season and stage of lactation. **Livestock Production Science**, v.16, p.335-348, 1987.

Capítulo 2

Avaliação de diferentes medidas da persistência da lactação de cabras da raça Saanen utilizando modelos de regressão aleatória

Resumo - Utilizaram-se 10.238 registros semanais de produção de leite no dia do controle provenientes de 388 primeiras lactações de cabras da raça Saanen na avaliação de seis diferentes medidas da persistência da lactação sob modelo de regressão aleatória, a fim de se encontrar aquela mais adequada para o uso em avaliações genéticas para esta característica. As seis medidas avaliadas são adaptações de medidas utilizadas em bovinos de leite, obtidas por substituir, nas fórmulas, os valores de referência de bovinos pelos de caprinos. Assim, considerou-se uma duração de lactação de 268 dias ao invés de 305 dias e um pico de lactação aos 40 dias ao invés dos 60 dias adotados para bovinos. Outra adaptação foi considerar o primeiro controle leiteiro aos 10 dias e não aos seis dias pós-parto. Por apresentar menor correlação genética com produção de leite até 268 dias (0,14), a medida de persistência (PS_4) obtida pelo somatório dos valores genéticos, no período do 41^o ao 240^o dia de lactação, como desvios da produção aos 40 dias de lactação deve ser a indicada em avaliações genéticas para persistência da lactação em cabras da raça Saanen. Em razão da baixa herdabilidade desta medida de persistência (0,03), pequenas respostas à seleção são esperadas neste rebanho.

Palavras-chave: caprinos, correlação genética, leite, pico de lactação, seleção

Chapter 2

Evaluation of different measurements of lactation persistency of Saanen goats using random regression models

Abstract: Data from 10,238 weekly milk yield records from 388 first lactations of Saanen goats were used to evaluate six different measurements of lactation persistency using random regression models, aiming to find out the best for using at genetic evaluations on this trait. These six evaluated measurements are adaptations from those used on dairy cattle, obtained by replacing bovine reference values to goats ones on the expressions. Therefore, 268 days of lactation was considered instead of 305 days and a 40 days peak instead of 60 days used for bovines. Another adaptation was made considering the first test day at 10 instead of six days after calving. By presenting less genetic correlation with milk yield until 268 days (0.14), the persistency measure (PS_4) obtained by the sum of genetic values, on period from 41st to 240th day of lactation, as deviations of yield at 40 days of lactation may be pointed for genetic evaluations on Saanen goats. Because of the low heritability of this measure (0.03), few responses from selection are expected on this herd.

Key words: goat, genetic correlation, lactation peak, selection

Introdução

O sucesso de sistemas de produção animal é, mundialmente, dependente do grau de eficiência econômico-produtiva que se atinge, sendo importante salientar que esta eficiência não significa, propriamente, máxima produtividade. A cadeia de produção de leite caprino não é diferente e, portanto, precisa estar alinhada a esta tendência mundial. A busca, por meio do melhoramento genético, de animais que sejam os mais eficientes e não apenas os mais produtivos certamente é uma estratégia a ser seguida. Esforços neste sentido, em bovinos de leite, têm sido feitos pela seleção para características funcionais as quais estão intimamente ligadas à eficiência de produção (COBUCI et al., 2007). Dentre estas características, a persistência da lactação tem recebido atenção especial dos pesquisadores. Todavia, em caprinos, após revisão na literatura especializada, não foram encontrados trabalhos relacionados ao tema.

Segundo COBUCI et al. (2003), a persistência da lactação é definida como a capacidade do animal em manter sua produção de leite após atingir sua produção máxima na lactação, sendo que maiores persistências da lactação são consideradas vantajosas, pois levam à redução nos custos com alimentação (SÖLKNER & FUCHS, 1987), diminuição de incidência de doenças metabólicas e de membros (HARDER et al., 2006) e melhoria de fertilidade (LEAN et al., 1989).

Na literatura, são encontrados, basicamente, quatro tipos de mensuração da persistência da lactação: mensurações baseadas em razões entre produção de leite, em diferentes fases da lactação; na

variação da produção de leite; em parâmetros de modelos não-lineares; e nos valores genéticos obtidos por meio de coeficientes aleatórios dos modelos de regressão aleatória (MRA), sendo que estes últimos têm sido indicados como os mais adequados em vários trabalhos com bovinos de leite (JAMROZIK et al., 1997; DEKKERS et al., 1998; LIN & TOGASHI, 2002; COBUCCI et al., 2004; CHAVES, 2005; COBUCCI et al., 2006a; COBUCCI et al., 2006b; COBUCCI et al., 2007).

Diferentes medidas da persistência baseadas nos valores genéticos preditos por MRA foram propostas para bovinos de leite (JAMROZIK et al., 1997; DE ROOS et al., 2001; COBUCCI, 2002; JAKOBSEN et al., 2002; KISTEMAKER, 2003; CHAVES, 2005; COBUCCI et al., 2006b). No entanto, para caprinos há a necessidade de estudos que venham propor formas de avaliar a persistência da lactação de cabras leiteiras sob MRA.

Neste contexto, objetivou-se com este trabalho avaliar diferentes medidas da persistência da lactação, calculadas por meio de MRA, para uso em avaliações genéticas de cabras da raça Saanen.

Material e Métodos

Dados

Analisaram-se 10.238 registros semanais de produção de leite no dia do controle (PLDC) provenientes de 388 primeiras lactações de cabras da raça Saanen, sendo que estas foram divididas em dois grupos genéticos: puro Saanen (243 cabras – 62,6%) e $\frac{1}{4}$ Saanen (145 cabras – 37,4%). Os animais utilizados pertencem ao rebanho caprino do Departamento de Zootecnia da Universidade Federal de Viçosa (Viçosa-MG). Os controles foram registrados semanalmente, oriundos de ordenha mecânica, realizada duas vezes ao dia. Os animais foram mantidos em baias coletivas sob o sistema de estabulação livre. Os dados foram coletados entre os anos de 1999 e 2007. O banco de dados inicial era composto por 17.104 registros de PLDC, porém foram considerados os registros de controles da 2^a até 39^a semanas de lactação (correspondendo até 270 dias em lactação). Além disso, foram excluídos da análise animais com produções superiores ou inferiores a três desvios-padrão da média da semana da lactação, com idade ao parto inferior a 10 meses ou superior a 30 meses, produções que ocorreram em grupos contemporâneos (ano-quizena do controle) com menos de três cabras e lactações com menos de seis controles. O número de registros, a média e o desvio-padrão para produção de leite referente a cada semana do controle estão apresentados na Tabela 1.

Tabela 1 – Número de registros (NR), média e desvio-padrão (DP) para produção de leite na semana do controle da primeira lactação de cabras da raça Saanen.

Semana	NR	Média (Kg)	DP	Semana	NR	Média (Kg)	DP
2	197	1,88	0,65	21	303	1,80	0,80
3	248	2,06	0,77	22	280	1,69	0,76
4	283	2,15	0,80	23	269	1,73	0,72
5	280	2,21	0,83	24	256	1,75	0,77
6	335	2,22	0,82	25	302	1,61	0,71
7	324	2,20	0,81	26	288	1,50	0,64
8	280	2,20	0,83	27	292	1,58	0,72
9	330	2,21	0,88	28	277	1,52	0,67
10	343	2,17	0,86	29	253	1,44	0,69
11	340	2,17	0,95	30	229	1,51	0,68
12	325	2,08	0,85	31	240	1,47	0,66
13	286	2,21	0,88	32	254	1,43	0,71
14	308	2,12	0,87	33	243	1,41	0,72
15	332	2,05	0,84	34	202	1,39	0,66
16	286	2,12	0,81	35	190	1,48	0,72
17	315	1,91	0,81	36	172	1,56	0,72
18	301	1,88	0,83	37	170	1,40	0,70
19	293	1,91	0,84	38	168	1,41	0,73
20	298	1,91	0,75	39	146	1,49	0,71

Metodologia

Modelo de regressão aleatória (MRA)

A modelagem das curvas fixa e aleatórias genética aditiva e de ambiente permanente e, a partição da variância residual foram feitas de acordo o modelo recomendado no capítulo 1.

A função de Wilmink modificada (MENEZES, 2008, capítulo 1), utilizada na modelagem das curvas fixa e aleatórias genética aditiva e de ambiente permanente do MRA, é representada por:

$$y = a_1 + a_2t + a_3\exp^{-0,035t} .$$

O MRA, aplicado aos registros de produção de leite no dia do controle, foi:

$$y_{ij} = F + \sum_{m=1}^3 b_m Z_m(t_{ij}) + \sum_{m=1}^3 a_{im} Z_m(t_{ij}) + \sum_{m=1}^3 p_{im} Z_m(t_{ij}) + e_{ij}$$

em que y_{ij} é a produção de leite no controle j da cabra i ; F refere-se a um conjunto de efeitos fixos, constituído por grupo contemporâneo (ano-quinzena do controle – 176 subclasses), grupo genético (puro e ¼ Saanen), tipo de parto (simples e duplo) e pela covariável idade da cabra ao parto, efeitos linear e quadrático; b_m é o $m^{\text{ésimo}}$ coeficiente de regressão fixo da produção no dia do controle sobre a função utilizada para modelar a curva média de lactação da população, a_{im} e p_{im} são os coeficientes de regressão genético aditivo e de ambiente permanente, respectivamente, associados aos coeficientes específicos da função de Wilmink (1987) e modificações, que podem ser representados por $Z'_m = (Z_1 \ Z_2 \ Z_3)' = (1 \ t \ d)'$, sendo $d = \exp^{-0,035t}$ e, t e m , respectivamente, o período de dias em lactação após o parto e o $m^{\text{ésimo}}$ parâmetro da função; e_{ij} é o erro aleatório associado a cada controle j da cabra i .

As soluções para os coeficientes de regressão aleatória genéticos aditivos de cada animal i são dadas pelo vetor $\hat{a}'_i = (\hat{a}_{1i} \ \hat{a}_{2i} \ \hat{a}_{3i})$, entretanto, isoladamente, não são suficientes para classificar ou seleccionar os animais. No entanto, funções dessas soluções fornecem importantes informações para os procedimentos de seleção. Assim, o valor genético aditivo esperado do animal i , no período de lactação t , foi obtido por:

$$Vg_t = (\hat{a}_{1i} + \hat{a}_{2i}t + \hat{a}_{3i}d) = Z'_m \hat{a}_i ,$$

em que $Z'_m = (1 \ t \ d)'$.

O valor genético para produção de leite, considerando-se a lactação completa (em 268 dias, correspondendo, aproximadamente a 9 meses), Vg_{268} , a partir da produção de leite no dia do controle, foi obtido pela soma dos valores genéticos de cada período (t) de dias em lactação do animal i:

$$Vg_{268} = \sum_{t=10}^{268} Vg_t = [259 \ 36001 \ 20,4860] * \hat{a}_i$$

Nas análises foram considerados os controles entre o 10^o e o 268^o dia de lactação após a data do parto; assim, devido à ausência dos controles entre o 1^o e 9^o dia de lactação, o somatório foi restringido entre o 10^o e o 268^o dia de lactação.

Persistência da lactação

As medidas de persistência da lactação de cabras avaliadas sob MRA foram adaptações de medidas encontradas na literatura de bovinos de leite, não tendo sido encontrados estudos sobre o tema com caprinos. As adaptações consistiram em substituir, nas fórmulas (medidas), os valores referência de bovinos pelos de caprinos. Assim, considerou-se uma duração de lactação de 268 dias (9 meses) ao invés de 305 dias (bovinos) e um pico de lactação aos 40 dias (Tabela 1) ao invés dos 60

dias adotados para bovinos. Outra adaptação foi considerar o primeiro controle leiteiro aos 10 dias e não aos seis dias pós-parto.

A primeira medida da persistência na lactação, PS_1 , indica o diferencial genético na produção de leite (para mais ou para menos), no período que compreende o 40º e 240º dia de lactação, em relação à média dos animais com a mesma produção aos 40 dias de lactação, ou seja, é baseada na diferença das curvas de lactação dos animais, entre o 40º e 240º dia de lactação (adaptada de JAMROZIK et al., 1997):

$$PS_1 = (Vg_{240} - Vg_{40}) = [0 \ 200 \ -0,24637] * \hat{a}_i$$

A segunda, PS_2 , foi obtida pela diferença entre as áreas sob a curva de lactação, nos terços mediano e inicial da lactação (adaptada de JAKOBSEN et al., 2002):

$$PS_2 = \left(\sum_{t=96}^{181} Vg_t - \sum_{t=10}^{95} Vg_t \right) = [0 \ 7396 \ -18,51831] * \hat{a}_i$$

A terceira, 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 (adaptada de JAKOBSEN et al., 2002):

$$PS_3 = \left(\sum_{t=182}^{268} Vg_t - \sum_{t=10}^{95} Vg_t \right) = [1 \ 15060 \ -19,43102] * \hat{a}_i$$

A quarta, PS_4 , foi obtida pelo somatório dos valores genéticos, no período do 41º ao 240º dia de lactação, como desvios da produção aos 40 dias de lactação (adaptada de JAMROZIK et al., 1997):

$$PS_4 = \sum_{t=41}^{240} (Vg_t - Vg_{40}) = [0 \ 20100 \ -42,40270] * \hat{a}_i$$

A quinta, PS_5 , foi obtida pelo somatório das contribuições de cada dia de produção (Vg_t) no período do 40º ao 239º dia de lactação, como

desvios da produção aos 240 dias de lactação (adaptada de JAKOBSEN et al., 2002):

$$PS_5 = \sum_{t=40}^{239} (Vg_t - Vg_{240}) = [0 \ -20100 \ 7,11813] * \hat{a}_i$$

A sexta, PS_6 , é uma modificação da primeira medida da persistência da lactação (PS_1), tendo sido obtida pela diferença entre valores genéticos preditos para produção de leite aos 250^o e 70^o dia de lactação (adaptada de COBUCI, 2002):

$$PS_6 = (Vg_{250} - Vg_{70}) = [0 \ 180 \ -0,08613] * \hat{a}_i$$

Todos os resultados basearam-se nas expressões genéticas de PS_i , as quais são obtidas pela aplicação do MRA nas produções de leite no dia do controle.

Menores valores de PS_1 , PS_2 , PS_3 , PS_4 e PS_6 indicam maiores níveis de persistência da lactação, enquanto maiores valores de PS_5 indicam maiores níveis de persistência da lactação (COBUCI et al., 2004).

Estimação de parâmetros genéticos

As (co)variâncias entre os coeficientes de regressão aleatória genéticos aditivos e de ambiente permanente foram estimadas pelo método da máxima verossimilhança restrita livre de derivadas (REML), usando o programa DXMRR do DFREML (MEYER, 1998). A maximização da função de verossimilhança foi realizada usando o algoritmo POWELL (POWELL, 1964). O critério de convergência utilizado foi 10^{-9} .

As estimativas de variâncias genéticas ($\hat{\sigma}_a^2$) e de ambiente

permanente ($\hat{\sigma}_p^2$) para produção de leite em um período t qualquer da lactação são dadas por:

$$\hat{\sigma}_a^2 = Z'_m * \hat{K}_a * Z_m$$

$$\hat{\sigma}_p^2 = Z'_m * \hat{K}_p * Z_m$$

em que \hat{K}_a e \hat{K}_p são matrizes das estimativas de variâncias e covariâncias entre os coeficientes de regressão aleatória genéticos e de ambiente permanente, respectivamente; Z_m contém as covariáveis pertinente a um específico controle j , medido no tempo t da lactação. Para as medidas da persistência da lactação, as variâncias são obtidas substituindo-se os vetores Z'_m e Z_m pelos vetores Z'_i e Z_i referentes ao tipo i de mensuração da persistência da lactação (PS_i).

Sendo, $\hat{\sigma}_{e1}^2$, $\hat{\sigma}_{e2}^2$, $\hat{\sigma}_{e3}^2$, $\hat{\sigma}_{e4}^2$, $\hat{\sigma}_{e5}^2$ e $\hat{\sigma}_{e6}^2$, as estimativas das variâncias residuais das seis classes de variância residual (2^a a 7^a, 8^a a 13^a, 14^a a 19^a, 20^a a 26^a, 27^a a 32^a e 33^a a 39^a semana de lactação, conforme MENEZES, 2008, capítulo 1) e, $\hat{\sigma}_a^2(PS_i)$ e $\hat{\sigma}_p^2(PS_i)$, as estimativas das variâncias genéticas aditivas e de ambiente permanente associadas às medidas de persistência (PS_i). As estimativas de herdabilidade, para as seis diferentes medidas da persistência da lactação (PS_i) foram calculadas como exposto a seguir:

PS₁

$$\hat{h}_{(PS_1)}^2 = \frac{\hat{\sigma}_a^2(PS_1)}{\hat{\sigma}_a^2(PS_1) + \hat{\sigma}_p^2(PS_1) + (\hat{\sigma}_{e1}^2 + \hat{\sigma}_{e6}^2)},$$

em que o termo $(\hat{\sigma}_{e1}^2 + \hat{\sigma}_{e6}^2)$, relativo à variância residual, foi obtido da seguinte maneira:

$V_e(\mathbf{PS}_1) = V_e(PL_{240} - PL_{40})$, sendo que V_e indica variância residual, e, PL_{240} e PL_{40} , respectivamente, os valores da produção de leite no dias 240 e 40;

$V_e(\mathbf{PS}_1) = V_e(PL_{240}) + V_e(PL_{40}) - 2 \text{Cov}_e(PL_{240}, PL_{40})$; em que $V_e(PL_{240})$ e $V_e(PL_{40})$ são as variâncias residuais das produções de leite nos dias 240 e 40, respectivamente, e, $\text{Cov}_e(PL_{240}, PL_{40})$, a covariância residual entre a produção de leite nos dias 240 e 40; como foi assumida a independência entre os resíduos neste trabalho, então: $\text{Cov}_e(PL_{240}, PL_{40}) = 0$;

portanto,

$$V_e(\mathbf{PS}_1) = V_e(PL_{240}) + V_e(PL_{40});$$

$V_e(\mathbf{PS}_1) = \hat{\sigma}_{e6}^2 + \hat{\sigma}_{e1}^2$, pois, o dia em lactação 240 pertence à classe de variância residual 6 (33^a a 39^a semana de lactação), e, o dia em lactação 40 pertence à classe de variância residual 1 (2^a a 7^a semana de lactação).

PS₂

$$\hat{h}_{(PS_2)}^2 = \frac{\hat{\sigma}_a^2(PS_2)}{\hat{\sigma}_a^2(PS_2) + \hat{\sigma}_p^2(PS_2) + (39\hat{\sigma}_{e1}^2 + 42\hat{\sigma}_{e2}^2 + 42\hat{\sigma}_{e3}^2 + 41\hat{\sigma}_{e4}^2 + 8\hat{\sigma}_{e5}^2)},$$

em que o termo $(39\hat{\sigma}_{e1}^2 + 42\hat{\sigma}_{e2}^2 + 42\hat{\sigma}_{e3}^2 + 41\hat{\sigma}_{e4}^2 + 8\hat{\sigma}_{e5}^2)$, relativo à variância residual, foi obtido da seguinte forma:

$$V_e(\mathbf{PS}_2) = V_e \left[\left(\sum_{t=96}^{181} PL_t \right) - \left(\sum_{t=10}^{95} PL_t \right) \right];$$

$$V_e(\mathbf{PS}_2) = V_e \left(\sum_{t=96}^{181} PL_t \right) + V_e \left(\sum_{t=10}^{95} PL_t \right) - 2\text{Cov}_e \left(\sum_{t=96}^{181} PL_t, \sum_{t=10}^{95} PL_t \right);$$

como os resíduos são independentes, então, $\text{Cov}_e \left(\sum_{t=96}^{181} PL_t, \sum_{t=10}^{95} PL_t \right) = 0$,

logo,

$$\mathbf{V}_e(\mathbf{PS}_2) = V_e \left(\sum_{t=96}^{181} PL_t \right) + V_e \left(\sum_{t=10}^{95} PL_t \right);$$

$$\mathbf{V}_e(\mathbf{PS}_2) = [V_e(PL_{96}+PL_{97}+\dots+PL_{181})] + [V_e(PL_{10}+PL_{11}+\dots+PL_{95})];$$

$\mathbf{V}_e(\mathbf{PS}_2) = [V_e(PL_{96}) + V_e(PL_{97}) + \dots + V_e(PL_{181}) + 7310 \text{Cov}_e(PL_t, PL_{t'})] + [V_e(PL_{10}) + V_e(PL_{11}) + \dots + V_e(PL_{95}) + 7310 \text{Cov}_e(PL_t, PL_{t'})]$; como t sempre diferente de t', então, $\text{Cov}_e(PL_t, PL_{t'}) = 0$, logo,

$\mathbf{V}_e(\mathbf{PS}_2) = [V_e(PL_{96}) + V_e(PL_{97}) + \dots + V_e(PL_{181})] + [V_e(PL_{10}) + V_e(PL_{11}) + \dots + V_e(PL_{95})]$; mas, de acordo com as classes de variância residual usadas,

$V_e(PL_{96})$ a $V_e(PL_{132}) = \hat{\sigma}_{e3}^2$, $V_e(PL_{133})$ a $V_e(PL_{173}) = \hat{\sigma}_{e4}^2$, $V_e(PL_{174})$ a

$V_e(PL_{181}) = \hat{\sigma}_{e5}^2$, $V_e(PL_{10})$ a $V_e(PL_{48}) = \hat{\sigma}_{e1}^2$, $V_e(PL_{49})$ a $V_e(PL_{90}) = \hat{\sigma}_{e2}^2$ e

$V_e(PL_{91})$ a $V_e(PL_{95}) = \hat{\sigma}_{e3}^2$, logo,

$$\mathbf{V}_e(\mathbf{PS}_2) = 39\hat{\sigma}_{e1}^2 + 42\hat{\sigma}_{e2}^2 + 42\hat{\sigma}_{e3}^2 + 41\hat{\sigma}_{e4}^2 + 8\hat{\sigma}_{e5}^2.$$

PS₃

$$\hat{h}_{(PS3)}^2 = \frac{\hat{\sigma}_a^2(PS_3)}{\hat{\sigma}_a^2(PS_3) + \hat{\sigma}_p^2(PS_3) + (39\hat{\sigma}_{e1}^2 + 42\hat{\sigma}_{e2}^2 + 5\hat{\sigma}_{e3}^2 + 35\hat{\sigma}_{e4}^2 + 52\hat{\sigma}_{e5}^2)};$$

em que o termo $39\hat{\sigma}_{e1}^2 + 42\hat{\sigma}_{e2}^2 + 5\hat{\sigma}_{e3}^2 + 35\hat{\sigma}_{e4}^2 + 52\hat{\sigma}_{e5}^2$, relativo à variância residual, foi obtido de maneira similar ao termo referente à PS₂.

PS₄

$$\hat{h}_{(PS4)}^2 = \frac{\hat{\sigma}_a^2(PS_4)}{\hat{\sigma}_a^2(PS_4) + \hat{\sigma}_p^2(PS_4) + (40008\hat{\sigma}_{e1}^2 + 42\hat{\sigma}_{e2}^2 + 42\hat{\sigma}_{e3}^2 + 41\hat{\sigma}_{e4}^2 + 43\hat{\sigma}_{e5}^2 + 24\hat{\sigma}_{e6}^2)}$$

;

em que o termo $(40008\hat{\sigma}_{e1}^2 + 42\hat{\sigma}_{e2}^2 + 42\hat{\sigma}_{e3}^2 + 41\hat{\sigma}_{e4}^2 + 43\hat{\sigma}_{e5}^2 + 24\hat{\sigma}_{e6}^2)$, relativo à variância residual, foi obtido da seguinte maneira:

$$V_e(\mathbf{PS}_4) = V_e \left[\sum_{t=41}^{240} (PL_t - PL_{40}) \right];$$

$$V_e(\mathbf{PS}_4) = V_e \left[\sum_{t=41}^{240} PL_t - \sum_{t=41}^{240} PL_{40} \right];$$

$$V_e(\mathbf{PS}_4) = V_e \left(\sum_{t=41}^{240} PL_t \right) + V_e(200PL_{40}) - 2 \text{Cov}_e \left(\sum_{t=41}^{240} PL_t, 200PL_{40} \right);$$

$$V_e(\mathbf{PS}_4) = V_e(PL_{41} + PL_{42} + \dots + PL_{240}) + (200)^2 V_e(PL_{40}) - 400 \text{Cov}_e(PL_{41} + PL_{42} + \dots + PL_{240}, PL_{40});$$

como os resíduos são independentes, então, $\text{Cov}_e(PL_{41} + PL_{42} + \dots + PL_{240}, PL_{40}) = 0$, logo,

$$V_e(\mathbf{PS}_4) = V_e(PL_{41} + PL_{42} + \dots + PL_{240}) + (200)^2 V_e(PL_{40});$$

$V_e(\mathbf{PS}_4) = [V_e(PL_{41}) + V_e(PL_{42}) + \dots + V_e(PL_{240}) + 39800 \text{Cov}_e(PL_t, PL_{t'})] + 40000 V_e(PL_{40})$; mas como t sempre diferente de t' , então, $\text{Cov}_e(PL_t, PL_{t'}) = 0$, logo,

$V_e(\mathbf{PS}_4) = V_e(PL_{41}) + V_e(PL_{42}) + \dots + V_e(PL_{240}) + 40000 V_e(PL_{40})$; mas, de acordo com as classes de variância residual usadas, $V_e(PL_{41})$ a $V_e(PL_{48}) = \hat{\sigma}_{e1}^2$, $V_e(PL_{49})$ a $V_e(PL_{90}) = \hat{\sigma}_{e2}^2$, $V_e(PL_{91})$ a $V_e(PL_{132}) = \hat{\sigma}_{e3}^2$, $V_e(PL_{133})$ a $V_e(PL_{173}) = \hat{\sigma}_{e4}^2$, $V_e(PL_{174})$ a $V_e(PL_{216}) = \hat{\sigma}_{e5}^2$ e $V_e(PL_{217})$ a $V_e(PL_{240}) = \hat{\sigma}_{e6}^2$, logo,

$$V_e(\mathbf{PS}_4) = 40008\hat{\sigma}_{e1}^2 + 42\hat{\sigma}_{e2}^2 + 42\hat{\sigma}_{e3}^2 + 41\hat{\sigma}_{e4}^2 + 43\hat{\sigma}_{e5}^2 + 24\hat{\sigma}_{e6}^2.$$

PS₅

$$\hat{h}_{(PS_5)}^2 = \frac{\hat{\sigma}_a^2(PS_5)}{\hat{\sigma}_a^2(PS_5) + \hat{\sigma}_p^2(PS_5) + (9\hat{\sigma}_{e1}^2 + 42\hat{\sigma}_{e2}^2 + 42\hat{\sigma}_{e3}^2 + 41\hat{\sigma}_{e4}^2 + 43\hat{\sigma}_{e5}^2 + 40023\hat{\sigma}_{e6}^2)}$$

;

em que o termo $(9\hat{\sigma}_{e1}^2 + 42\hat{\sigma}_{e2}^2 + 42\hat{\sigma}_{e3}^2 + 41\hat{\sigma}_{e4}^2 + 43\hat{\sigma}_{e5}^2 + 40023\hat{\sigma}_{e6}^2)$, relativo à variância residual, foi obtido de maneira similar ao termo referente à PS₄.

PS₆

$$\hat{h}_{(PS_6)}^2 = \frac{\hat{\sigma}_a^2(PS_6)}{\hat{\sigma}_a^2(PS_6) + \hat{\sigma}_p^2(PS_6) + (\hat{\sigma}_{e2}^2 + \hat{\sigma}_{e6}^2)};$$

em que o termo $(\hat{\sigma}_{e2}^2 + \hat{\sigma}_{e6}^2)$, relativo à variância residual, foi obtido de maneira similar ao termo referente à PS₁.

A estimativa da herdabilidade para produção de leite até 268 dias de lactação (P268) foi calculada por:

$$\hat{h}_{(P268)}^2 = \frac{\hat{\sigma}_a^2(P268)}{\hat{\sigma}_a^2(P268) + \hat{\sigma}_p^2(P268) + (39\hat{\sigma}_{e1}^2 + 42\hat{\sigma}_{e2}^2 + 42\hat{\sigma}_{e3}^2 + 41\hat{\sigma}_{e4}^2 + 43\hat{\sigma}_{e5}^2 + 52\hat{\sigma}_{e6}^2)}$$

As estimativas de correlações genéticas e de ambiente permanente foram calculadas, respectivamente, por:

$$rg_{kn} = \frac{\hat{\sigma}_{a_{kn}}}{\sqrt{\hat{\sigma}_{a_{kk}}^2 * \hat{\sigma}_{a_{nn}}^2}}$$

$$rg_{kn} = \frac{\hat{\sigma}_{p_{kn}}}{\sqrt{\hat{\sigma}_{p_{kk}}^2 * \hat{\sigma}_{p_{nn}}^2}}$$

em que k e n podem representar as medidas de persistência da lactação (PS_i), P_{268} e produções no dia do controle aos 10, 35, 135 e 240 dias de lactação.

Resultados e Discussão

Na Tabela 2, estão apresentadas as matrizes de (co) variâncias dos coeficientes de regressão aleatória atribuídas aos efeitos genéticos e de ambiente permanente, estimadas por MRA. As estimativas das variâncias residuais para as seis classes criadas ao longo da lactação foram, respectivamente, 0,1730; 0,1706; 0,1416; 0,1244; 0,0946 e 0,1177 Kg².

Tabela 2 – Estimativas de (co)variâncias genética (\hat{K}_a) e de ambiente permanente (\hat{K}_p) para os coeficientes de regressão aleatória, obtidas por MRA

$$\hat{K}_a = \begin{bmatrix} \hat{g}_{11} & \hat{g}_{12} & \hat{g}_{13} \\ \hat{g}_{21} & \hat{g}_{22} & \hat{g}_{23} \\ \hat{g}_{31} & \hat{g}_{32} & \hat{g}_{33} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,28 & -0,63 \times 10^{-3} & -0,29 \\ -0,63 \times 10^{-3} & 0,19 \times 10^{-5} & 0,68 \times 10^{-3} \\ -0,29 & 0,68 \times 10^{-3} & 0,37 \end{bmatrix}$$

$$\hat{K}_p = \begin{bmatrix} \hat{p}_{11} & \hat{p}_{12} & \hat{p}_{13} \\ \hat{p}_{21} & \hat{p}_{22} & \hat{p}_{23} \\ \hat{p}_{31} & \hat{p}_{32} & \hat{p}_{33} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,73 & -0,25 \times 10^{-2} & -0,72 \\ -0,25 \times 10^{-2} & 0,13 \times 10^{-4} & 0,28 \times 10^{-2} \\ -0,72 & 0,28 \times 10^{-2} & 1,38 \end{bmatrix}$$

Os índices 1, 2 e 3 referem-se aos coeficientes de regressão aleatória a_1 , a_2 e a_3 , da função de Wilmink modificada (MENEZES, 2008, capítulo 1).

Na Tabela 3, estão apresentadas as estimativas de herdabilidade e correlações genéticas e de ambiente permanente, para as seis medidas de persistência da lactação em cabras da raça Saanen.

Tabela 3 – Estimativas de herdabilidade (na diagonal) e correlações genéticas (acima da diagonal) e de ambiente permanente (abaixo da diagonal) para as medidas de persistência da lactação

*Característica	PS ₁	PS ₂	PS ₃	PS ₄	PS ₅	PS ₆
PS ₁	0,05	0,62	1,00	0,80	-0,91	0,93
PS ₂	0,86	0,09	0,67	0,96	-0,24	0,29
PS ₃	1,00	0,88	0,08	0,84	-0,88	0,90
PS ₄	0,93	0,99	0,95	0,03	-0,49	0,53
PS ₅	-0,96	-0,68	-0,97	-0,79	0,06	-1,00
PS ₆	0,97	0,70	0,96	0,81	-1,00	0,06

*PS₁ a PS₆ – medidas da persistência da lactação

As estimativas de herdabilidade, para as diferentes medidas de persistência, variaram de 0,03 a 0,09 (Tabela 3). A utilização de animais provenientes de um único rebanho e, conseqüentemente, de base genética semelhante pode ser uma explicação para os baixos valores de herdabilidade encontrados. Apesar de os parâmetros genéticos serem específicos da espécie, raça ou mesmo da população com que se está trabalhando, buscaram-se trabalhos com persistência da lactação de caprinos a fim de fazerem comparações com os resultados obtidos neste estudo. Todavia, nenhum foi encontrado na literatura consultada. Para bovinos de leite, encontrou-se uma larga amplitude de estimativas de herdabilidade (0,00 a 0,40) para diferentes medidas de persistência da lactação obtidas por meio de diferentes MRA (GENGLER et al., 1999; JAMROZIK et al., 2000; COBUCI et al., 2004; COBUCI et al., 2006a; COBUCI et al., 2006b; COBUCI et al., 2007).

Segundo COBUCI et al. (2004), diferenças entre herdabilidades para persistência da lactação podem estar associadas à parte da lactação utilizada no cálculo da persistência. Portanto, medidas de persistência que utilizam períodos da lactação, cujas produções no dia do controle

tenham maiores herdabilidades, tendem, também, a terem maiores herdabilidades.

As estimativas de correlações genéticas entre as medidas de persistência analisadas variaram de -1,00 a 1,00 (Tabela 3), evidenciando grande diversidade de graus de associação entre as medidas. Estes resultados estão de acordo com os encontrados por COBUCI et al. (2004) em bovinos da raça Holandesa. Esses autores encontraram estimativas de correlações genéticas entre as seis medidas de persistência avaliadas neste estudo, porém sem adaptações para caprinos (medidas originais), que variaram de -0,99 a 0,99. As maiores estimativas 1,00 e -1,00 foram encontradas entre as medidas PS_1 e PS_3 , e PS_5 e PS_6 , respectivamente, enquanto que as menores foram encontradas entre a medida PS_2 e as medidas PS_5 e PS_6 , -0,24 e 0,29, respectivamente. Estimativas de correlação genética negativas entre a PS_5 e as demais medidas foram observadas, o que é explicado por maiores valores de PS_5 indicarem maior persistência da lactação, enquanto o mesmo é observado para menores valores das demais medidas.

As correlações de ambiente permanente seguiram a mesma tendência das correlações genéticas, todavia, apresentaram maior magnitude. A utilização de dados provenientes de apenas um rebanho, o que acarreta em maior homogeneidade de manejo e ambiente, pode ser uma justificativa para as altas estimativas de correlação de ambiente permanente encontradas.

Na Tabela 4, encontram-se as estimativas de herdabilidade para produção de leite, em diferentes períodos da lactação, produção de leite

até 268 dias (P268), assim como as correlações genéticas entre essas características e os seis tipos de medidas da persistência da lactação.

Tabela 4 – Estimativas de herdabilidade e de correlações genéticas entre as medidas de persistência da lactação e a produção de leite nos períodos selecionados da lactação e produção de leite até 268 dias

Característica	h^2	PS ₁	PS ₂	PS ₃	PS ₄	PS ₅	PS ₆	P268
C10	0,07	-0,59	-0,41	-0,58	-0,51	0,52	-0,53	0,61
C30	0,16	-0,62	0,06	-0,57	-0,16	0,79	-0,78	0,95
C135	0,25	-0,41	0,37	-0,34	0,15	0,69	-0,67	1,00
C240	0,17	-0,10	0,56	-0,03	0,39	0,41	-0,38	0,95
P268	0,31	-0,39	0,36	-0,33	0,14	0,67	-0,64	-

h^2 = herdabilidade; PS₁ a PS₆ = persistência da lactação; P268 = produção de leite até 268 dias de lactação; C10 a C240 = produção no dia do controle leiteiro realizado aos 10, 30, 135 e 240 dias após o início da lactação.

As estimativas das correlações genéticas entre as medidas de persistência e produção de leite até 268 dias (P268) variaram de -0,64 a 0,67 (Tabela 4). Em bovinos de leite, as estimativas de correlações genéticas entre as medidas de persistência (medidas originais) e produção de leite até 305 dias variaram de -0,31 a 0,55 (JAKOBSEN et al., 2002; COBUCI et al., 2004). As medidas PS₄ e PS₅ apresentaram, respectivamente, a menor e a maior correlação genética com P268 (0,14 e 0,67).

Correlações genéticas negativas das produções de leite aos 10 e 30 dias de lactação (C10 e C30) com as medidas PS₁, PS₂, PS₃, PS₄ e PS₆ e positivas com a medida PS₅ (Tabela 4) são indicativos de que as cabras com maior produção no início da lactação também são as mais persistentes. Isto, a princípio, contradiz LEAN et al. (1989) que relataram que animais com maiores produções no início da lactação tendem a ter um declínio mais acentuado da produção de leite (menor persistência), quando comparados aos de menores produções. Esta discordância entre

os resultados pode ser explicada pelo fato de o rebanho caprino, usado no presente estudo, não apresentar nível de produção muito alto (Tabela 1), não sofrendo de maneira severa, portanto, problemas de balanço energético negativo e, conseqüentemente, de doenças metabólicas, que poderiam ser causa da relação antagônica entre produção de leite no pico e persistência da lactação.

As correlações genéticas entre as produções de leite aos 10, 30, 135 e 240 dias de lactação (C10, C30, C135 e C240) com P268 foram altas (Tabela 4), concordando com JAKOBSEN et al. (2002), que trabalharam com bovinos da raça Holandesa.

As estimativas de herdabilidade foram menores para produções no início e final da lactação (C10 e C240) e maiores no meio desta (C135). A estimativa de herdabilidade para P268 de 0,31 (Tabela 4) foi inferior à encontrada por SARMENTO et al. (2006), que estimaram herdabilidade de 0,43 para produção de leite até 270 dias em cabras Parda Alpina, e superior à encontrada por DELGADO et al. (2006), que estimaram herdabilidade de 0,14 para produção de leite até 240 dias em cabras Murciano-Granadina, utilizando modelo animal multicaracterístico com dados repetidos. Não foram encontrados, na literatura consultada, estudos que estimaram herdabilidade para produção de leite até 240 ou 270 dias, sob MRA, para caprinos. Contudo, o valor de herdabilidade encontrado neste estudo sugere boa resposta à seleção para produção de leite neste rebanho.

Na Tabela 5, são apresentadas as estimativas de correlação de ambiente permanente entre produção de leite em diferentes períodos da lactação, P268 e as várias medidas de persistência da lactação.

Tabela 5 – Estimativas de correlações de ambiente permanente entre as medidas de persistência da lactação e a produção de leite nos períodos selecionados da lactação e produção de leite até 268 dias

Característica	PS ₁ *	PS ₂	PS ₃	PS ₄	PS ₅	PS ₆	P268
C10**	-0,41	-0,63	-0,42	-0,58	0,23	-0,26	0,53
C30	-0,58	-0,48	-0,57	-0,52	0,57	-0,57	0,84
C135	-0,19	0,08	-0,17	-0,01	0,33	-0,31	0,99
C240	0,46	0,52	0,48	0,51	-0,37	0,38	0,82
P268	-0,13	0,07	-0,11	0,01	0,23	-0,22	-

*PS₁ a PS₆ = persistência da lactação; P268 = produção de leite até 268 dias de lactação; ** C10 a C240 = produção no dia do controle leiteiro realizado aos 10, 30, 135 e 240 dias após o início da lactação.

De forma geral, as correlações de ambiente permanente entre as medidas de persistência da lactação e P268 apresentaram valores baixos (Tabela 5), o que condiz com os resultados encontrados por JAMROZIK et al. (1998) e COBUCCI (2002), em bovinos de leite.

À exceção da produção de leite aos 10 dias de lactação (C10), as correlações de ambiente permanente entre produção de leite na fase inicial (C30), mediana (C135) e final da lactação (C240) e P268 apresentaram altos valores (Tabela 5), corroborando com os resultados de COBUCCI et al. (2004), para bovinos.

Segundo JAKOBSEN et al. (2002), a medida ideal para persistência da lactação deve apresentar valor econômico expressivo, elevada variância genética, alta herdabilidade e baixa correlação genética com a produção total de leite até 305 dias (268 dias neste estudo – P268). A medida de persistência da lactação deve ter baixa correlação genética com P268, pois, caso contrário, não seria necessário praticar seleção

para persistência, bastando se selecionar para produção de leite, como normalmente é feito.

Pela comparação dos resultados obtidos pelas seis medidas de persistência avaliadas neste estudo, pode-se concluir que a medida PS_4 deve ser escolhida para uso em avaliações genéticas da persistência da lactação de cabras Saanen no rebanho estudado. No entanto, devido à baixa herdabilidade estimada para PS_4 , deve-se esperar que a seleção para persistência da lactação apresente baixa resposta.

Conclusões

A medida de persistência da lactação obtida pelo somatório dos valores genéticos, no período do 41^o ao 240^o dia de lactação, como desvios da produção aos 40 dias de lactação deve ser preferida em avaliações genéticas para persistência da lactação em cabras da raça Saanen.

No rebanho estudado, as respostas à seleção para persistência da lactação devem ser pequenas, em decorrência da pequena herdabilidade estimada para esta característica.

Referências Bibliográficas

- CHAVES, L.C.S. **Avaliação da persistência da lactação em vacas Girolando utilizando modelos de regressão aleatória.** Viçosa; UFV, 2005. 86p. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Viçosa, 2005.
- COBUCI, J.A. **Uso de modelos de regressão aleatória na avaliação da persistência na lactação de animais da raça Holandesa.** Viçosa, UFV, 2002. 99p. Tese (Doutorado) - Universidade Federal de Viçosa, 2002.
- COBUCI, J.A.; EUCLYDES, R.F.; PEREIRA, C.S. et al. Persistência da lactação – uma revisão. **Archivos Latinoamericanos de Producción Animal**, v.11, n.3, p.163 - 173, 2003.
- COBUCI, J.A.; EUCLYDES, R. F.; COSTA, C.N. et al. Análises da persistência na lactação de vacas da raça holandesa, usando produção no dia do controle e modelo de regressão aleatória. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.33, n.2, p.546-554, 2004.
- COBUCI, J.A.; COSTA, C.N.; FREITAS, A.F. et al. Genetic parameters of milk yield persistency of Holstein cows in Brazil. In: World Congress Genetic Applied Livestock Production, 8, 2006a, Belo Horizonte, MG. **Proceedings...** Belo Horizonte, 2006a, (CD-ROM).
- COBUCI, J.A.; COSTA, C.N.; TEIXEIRA, N.M. et al. Utilização dos polinômios de Legendre e da função de Wilmink em avaliações genéticas para persistência na lactação de animais da raça Holandesa. **Arquivo Brasileiro de Medicina Veterinária e Zootecnia**, v.58, n.4, p.614-623, 2006b.
- COBUCI, J.A.; EUCLYDES, R. F.; COSTA, C.N. et al. Genetic evaluation for persistency of lactation in Holstein cows using a random regression model. **Genetics and Molecular Biology**, v.30, n.2, p.349-355, 2007.
- DE ROOS, A.P.W.; HARBERS, A.G.F.; DE JONG, G. Random regression test-day model in The Netherlands. **Interbull Bulletin**, n.27, p. 155-158, 2001.

- DEKKERS, J.C.M.; TEN HAG, J.H.; WEERSINK, A. Economic aspects of persistency of lactation in dairy cattle. **Livestock Production Science**, v.53, p.237-252, 1998.
- DELGADO, J.V.; LEÓN, J.M.; GAMA, L.T. et al. Genetic parameters for milk traits in Murciano-Granadina goats in the high lands. In: World Congress Genetic Applied Livestock Production, 8, 2006, Belo Horizonte, MG. **Proceedings...** Belo Horizonte, 2006, (CD-ROM).
- HARDER B.; BENNEWITZ J.; HINRICHS D. et al. Genetic parameters for health traits and their relationship to different persistency traits in German Holstein dairy cattle. **Journal of Dairy Science**, v.89, n. 8, p. 3202-3212, 2006.
- JAKOBSEN, J.H.; MADSEN, P.; JENSEN, J. et al. Genetic parameters for milk production and persistency for Danish Holstein estimated in random regression models using REML. **Journal of Dairy Science**, v.85, n.6, p.1607-1616, 2002.
- JAMROZIK, J.; SCHAEFFER. L. R.; DEKKERS, J. C. M. Genetic evaluation of dairy cattle using test day yields and random regression model. **Journal of Dairy Science**, v.80, n. 6, p. 1217-1226, 1997.
- JAMROZIK, J.; JANSEN, G.; SCHAEFFER, L.R. et al. Analysis of persistency of lactation calculates from a random regression test day model. **Interbull Bulletin**, n.17, p.64-69, 1998.
- JAMROZIK, J.; SCHAEFFER, R.L.; JANSEN, G.B. Approximate accuracies of prediction from random regression models. **Livestock Production Science**, v.66, p.85-92, 2000.
- KISTEMAKER, G. J. Comparison of persistency definitions in random regression test-day models. **Interbull Bulletin**, n. 30, 2003.
- LEAN, I.J.; GALLAND, J.C; SCOTT, J.L. Relationships between fertility, peak milk yields and lactational persistency in dairy cows. **Theriogenology**, v.31, n.5, p.1093-1103, 1989.
- LIN, C.Y.; TOGASHI, K. Simultaneous improvement of lactation milk and persistency. In: World Congress on Genetics Applied to Livestock Production, 7, 2002, Montpellier. **Proceedings...** Montpellier: Communication 09-39, 2002, (CD-ROM).

- SARMENTO, J. L. R.; REIS FILHO, J. C.; ALBUQUERQUE, L. G. et al.
Avaliação genética de caprinos da raça Alpina utilizando-se a produção de leite no dia do controle. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.35, n.2, p.443-451, 2006.
- SÖLKNER, J.; FUCHS, W. A comparison of different measures of persistency with special respect to variation of test-day milk yields. **Livestock Production Science**, v.16, p.305-319, 1987.

Conclusões gerais

Adaptações da função de Wilmink podem gerar melhores ajustes à curva de lactação de cabras, do que a função original, em avaliações genéticas de cabras da raça Saanen utilizando modelos de regressão aleatória (MRA).

A heterogeneidade da variância residual ao longo da curva de lactação deve ser considerada em avaliações genéticas de cabras da raça Saanen, utilizando MRA.

A seleção de cabras de melhor persistência da lactação pode ser feita, sem provocar alterações na produção total de leite.

A persistência da lactação apresentou baixa herdabilidade, independentemente da medida avaliada, sugerindo que pequenos ganhos genéticos seriam obtidos por seleção.