

**COMPONENTES DE VARIÂNCIA E VALORES GENÉTICOS PARA AS
PRODUÇÕES DE LEITE DO DIA DO CONTROLE E DA LACTAÇÃO NA
RAÇA HOLANDESA COM DIFERENTES MODELOS ESTATÍSTICOS**

CLÁUDIO MANOEL RODRIGUES DE MELO

Tese apresentada à Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, para obtenção do título de Doutor em Agronomia, Área de Concentração: Ciência Animal e Pastagens.

PIRACICABA
Estado de São Paulo - Brasil
Maio - 2003

**COMPONENTES DE VARIÂNCIA E VALORES GENÉTICOS PARA AS
PRODUÇÕES DE LEITE DO DIA DO CONTROLE E DA LACTAÇÃO NA
RAÇA HOLANDESA COM DIFERENTES MODELOS ESTATÍSTICOS**

CLÁUDIO MANOEL RODRIGUES DE MELO
Zootecnista

Orientador: Prof. Dr. **IRINEU UMBERTO PACKER**

Tese apresentada à Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, para obtenção do título de Doutor em Agronomia, Área de Concentração: Ciência Animal e Pastagens.

PIRACICABA
Estado de São Paulo - Brasil
Maio - 2003

**Dados Internacionais de Catalogação na Publicação (CIP)
DIVISÃO DE BIBLIOTECA E DOCUMENTAÇÃO - ESALQ/USP**

Melo, Cláudio Manoel Rodrigues de

Componentes de variância e valores genéticos para as produções de leite do dia do controle e da lactação na raça Holandesa com diferentes modelos estatísticos / Cláudio Manoel Rodrigues de Melo. - Piracicaba, 2003.

97 p.

Tese (doutorado) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, 2003.
Bibliografia.

1. Análise de variância 2. Lactação 3. Leite 4. Parâmetro genético 5.
Vaca holandesa I. Título

CDD 636.234

"Permitida a cópia total ou parcial deste documento, desde que citada a fonte – O autor"

Na vida não vale o que temos nem tão pouco importa o que somos.

Vale o que realizamos, com aquilo que possuímos.

E acima de tudo, importa o que fazemos de nós.

Tudo aquilo que possuímos é o que nós damos.

Vale a vida o que dela fazemos, pelas obras que realizamos.

Emmanuel

Dedico este trabalho ao meu filho João Vitor, o menino mais lindo do mundo, e a minha esposa Luciana pelo amor, carinho, dedicação e incentivo.

Ofereço a meus pais, Manoel e Maria Auxiliadora pelo amor, carinho e incentivo incondicional.

AGRADECIMENTOS

À Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, pela oportunidade de realização deste curso.

À Fundação de Apoio a Pesquisa do Estado de São Paulo - FAPESP, pela concessão da bolsa de estudos e financiamento deste estudo.

À Embrapa Gado de Leite, à Associação Brasileira de Criadores de Gado Holandês e à Clínica do Leite - Departamento de Zootecnia - USP/ESALQ, pela disponibilização dos dados.

Ao Professor Irineu Umberto Packer, pela orientação segura e dedicada, incentivo, ensinamentos transmitidos e especialmente pela compreensão e amizade.

Ao Dr. Cláudio Napolis Costa, pela co-orientação e pelas valiosas sugestões e críticas apresentadas que muito contribuíram na condução das análises e na interpretação dos resultados e especialmente pela compreensão e amizade.

Aos pesquisadores Ignacy Misztal e Karin Meyer, pela viabilização dos programas de análises estatísticas.

Ao colega Mateus Patrício, pelas imprescindíveis contribuições nas análises dos dados.

Ao Professor Luiz Lehmann Coutinho, pelas críticas e sugestões e por disponibilizar o computador do Laboratório de Biotecnologia Animal para realização das análises estatísticas dos dados.

Aos Professores Paulo Fernando Machado e Eduardo Shiguero Sakaguti pelas valiosas sugestões e críticas apresentadas.

Aos Professores dos Departamentos de Zootecnia, Ciências Exatas e Biologia, pelos ensinamentos transmitidos.

Aos Funcionários do Departamento de Zootecnia, que pela atenção, carinho e pela satisfação em servir bem, e em especial à Vera Graciano, Cláudia Chuahy, Henrique e Da. Maria.

Aos amigos e colegas dos cursos de Ciência Animal e Pastagens, Estatística e Experimentação Agropecuária e Genética, em especial à Ana Carolina, Juliana Giannotti, Maria Eugênia, Itiberê e Sara pelo companheirismo e agradável convivência.

E àqueles que, direta ou indiretamente, colaboraram para a realização deste trabalho.

SUMÁRIO

	Página
RESUMO.....	ix
SUMMARY.....	xii
1 INTRODUÇÃO.....	1
2 REVISÃO DE LITERATURA.....	4
3 PARÂMETROS GENÉTICOS PARA AS PRODUÇÕES DE LEITE DO DIA DO CONTROLE E DA PRIMEIRA LACTAÇÃO DE VACAS DA RAÇA HOLANDESA.....	16
Resumo.....	16
Summary.....	17
3.1 Introdução.....	18
3.2 Material e Métodos.....	19
3.2.1 Dados.....	19
3.2.2 Modelos.....	20
3.3 Resultados e Discussão.....	23
3.4 Conclusões.....	26

4 PARÂMETROS GENÉTICOS PARA AS PRODUÇÕES DE LEITE DO DIA DO CONTROLE E DA PRIMEIRA LACTAÇÃO DE VACAS DA RAÇA HOLANDESA USANDO MODELOS UNI E BI-CARÁTER.....	27
Resumo.....	27
Summary.....	28
4.1 Introdução.....	29
4.2 Material e Métodos.....	30
4.2.1 Dados.....	30
4.2.2 Modelos.....	31
4.3 Resultados e Discussão.....	32
4.4 Conclusões.....	39
5 PARÂMETROS GENÉTICOS PARA A PRODUÇÃO DE LEITE DO DIA DO CONTROLE DE PRIMEIRAS LACTAÇÕES DE VACAS DA RAÇA HOLANDESA USANDO MODELOS DE REGRESSÃO ALEATÓRIA COM FUNÇÕES PARAMÉTRICAS.....	40
Resumo.....	40
Summary.....	41
5.1 Introdução.....	42
5.2 Material e Métodos.....	44
5.2.1 Dados.....	44
5.2.2 Descrição das curvas	45
5.2.3 Modelo estatístico.....	46
5.3 Resultados.....	48
5.4 Discussão.....	59
5.5 Conclusões.....	63

6 VALORES GENÉTICOS PARA AS PRODUÇÕES DE LEITE DO DIA DO CONTROLE E DA LACTAÇÃO NA RAÇA HOLANDESA COM DIFERENTES MODELOS ESTATÍSTICOS.....	65
Resumo.....	65
Summary.....	66
6.1 Introdução.....	67
6.2 Material e Métodos.....	68
6.2.1 Dados.....	68
6.2.2 Componentes de covariâncias.....	69
6.2.3 Cálculo dos valores genéticos com os modelos de regressão aleatória.....	69
6.2.4 Comparação entre modelos.....	70
6.2.5 Tendência genética.....	71
6.3 Resultados e Discussão.....	71
6.4 Conclusões.....	82
7 CONCLUSÕES GERAIS.....	84
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	86

COMPONENTES DE VARIÂNCIA E VALORES GENÉTICOS PARA AS PRODUÇÕES DE LEITE DO DIA DO CONTROLE E DA LACTAÇÃO NA RAÇA HOLANDESA COM DIFERENTES MODELOS ESTATÍSTICOS

Autor: CLÁUDIO MANOEL RODRIGUES DE MELO

Orientador: Prof. Dr. IRINEU UMBERTO PACKER

RESUMO

Foram utilizados 263.390 registros de produção de leite do dia do controle (PDC) de 32.448 primeiras lactações de vacas da raça Holandesa obtidas no período de 1991 a 2001 para estimar componentes de variância e parâmetros genéticos, usando diferentes modelos estatísticos e a metodologia REML. Compararam-se as estimativas de valores genético (EVG) dos modelos de repetibilidade (MR) e de regressão aleatória (MRA) com as do modelo para as produções da lactação (P305). Nos MRA utilizaram-se duas curvas para descrever a trajetória da lactação: a polinomial logarítmica de Ali e Schaeffer (AS) e a exponencial de Wilmink (W), sob duas formas: a padrão e com uma modificação para reduzir a amplitude das covariáveis e contornar problemas de convergência (W^*). No ajuste da curva AS considerou-se heterogeneidade de variâncias residuais (VR) entre classes de dias em lactação (cDEL). A estimativa de herdabilidade para as P305 (0,27) foi menor do que as para as PDC obtidas com MR, incluindo ou não a curva AS como sub modelo (0,30 e 0,43, respectivamente). As herdabilidades para as PDC por análises uni-caráter (0,22-0,36) e bi-caráter (0,23-0,33) foram menores no início e fim da lactação. As correlações genéticas entre produções de controles consecutivos foram superiores às estimadas entre controles do início e do fim da

lactação. As estimativas de herdabilidade por MRA com as curvas AS (0,29-0,42) e W^* (0,33-0,40) foram semelhantes, mas aquelas estimadas com a curva W (0,25-0,65) foram maiores do que as estimadas com as outras curvas principalmente no fim da lactação. Com os MRA as correlações genéticas foram próximas da unidade entre produções de controles consecutivos, mas reduziram com o aumento do intervalo entre controles. As estimativas de VR entre cDEL foram muito semelhantes variando de 4,15 a 5,11 para as curvas AS. Os desvios padrão (DP) para as EVG para produção de leite dos touros foram semelhantes entre os modelos AS, W^* e MR. Entretanto, os DP para as EVG foram maiores nos modelos para PDC do que no modelo a P305. As correlações entre as EVG para touros com o modelo P305 e os demais modelos aumentaram com o aumento no número de filhas e variaram de 0,66 (P305-W) a 0,92 (P305-AS e P305- W^*). As estimativas de tendência genética foram maiores para os MRA e menores para o MR se comparadas à estimativa obtida pelo modelo para P305. As estimativas de herdabilidade superiores para as PDC e as altas correlações (0,86-0,99) entre estas e a P305 indicam um potencial de uso das PDC nas avaliações genéticas. Correlações genéticas heterogêneas (0,64-1,00) entre as PDC, medidas ao longo da lactação, não confirmam a suposição de que elas são medidas repetidas do mesmo caráter. O MRA com a curva AS e VR homogênea foi o de melhor ajuste entre os avaliados, mas o modelo W^* resultou em estimativas de herdabilidade mais estáveis ao longo da lactação. Na comparação dos resultados dos modelos conclui-se que o MRA com a curva AS e homogeneidade de VR é a melhor alternativa, dentre as estudadas, para avaliação genética para produção de leite de gado Holandês no Brasil.

VARIANCE COMPONENTS AND BREEDING VALUE FOR TEST DAY AND LACTATION MILK YIELDS IN HOLSTEIN CATTLE WITH DIFFERENT STATISTICAL MODELS

Author: CLÁUDIO MANOEL RODRIGUES DE MELO

Adviser: Prof. Dr. IRINEU UMBERTO PACKER

SUMMARY

Covariance components and genetic parameters for milk yield from 263,390 test-day records of 32,448 first lactation Holstein cows were estimated using animal models by REML. Test-day repeatability (RM) and random regression (RR) models were compared to a 305-d lactation model (P305) to estimate breeding values. Random regression involved the five-parameter logarithmic Ali and Schaeffer function (AS) and the three-parameter exponential Wilmink function in standard (W) and modified (W*, to reduce the range of covariates and avoid convergence problems) form to model the shape of the lactation curve. Heterogeneous error variance (EV) for classes of days in milk (cDIM) was considered in adjusting the AS function. Heritability for milk yield by P305 (0.27) was smaller than those estimated for daily milk yield by RM including or not including a logarithmic sub-model (0.30 and 0.43, respectively). Heritability estimates for univariate (0.22-0.36) and bivariate models (0.23-0.33) for test-day milk yields were smallest during early and late lactation. Genetic correlations were higher for daily milk yield between consecutive test-days than between test-days at the beginning and end of lactation. Heritability estimates for AS (0.29-0.42) and W* (0.33-0.40) RR models were similar, but heritability estimates obtained for W (0.25-0.65) were higher

than those estimated by other functions, particularly at the end of lactation. Genetic correlations between daily milk yield on consecutive test-days were close to unity, but they decreased with an increase of the interval between test-days. Estimates of EV for cDIM were quite similar, ranging from 4.15 to 5.11 for the AS function. Standard deviations (SD) of bulls' EBVs for milk yield were similar for AS, W* models and RM. However, SD of EBVs for bulls and cows were larger for test-day models than for P305 and for bulls they differed by -33.64 to 321.95 from the P305 depending on progeny number. SD of EBVs for bulls and cows for the W model were the largest ones. Correlation between EBVs among P305 and the other models for bulls increased as progeny number increased and ranged from 0.66 (W-P305) to 0.92 (AS-P305, W*-P305). Genetic trends were larger for RR models and smaller for RM than for P305. Larger heritability estimates for test-day models and large genetic correlations between test-day and lactation milk yields (0.86-0.99) indicated a potential use of test-day records in genetic evaluations. Heterogeneous genetic correlations (0.64-1.00) for test-day milk yields across lactation did not support the assumption that test-day records are repeated measures of the same trait. The AS homogeneous EV model was the most parsimonious and the best fit among those evaluated, but the W* model resulted in more stable heritability estimates for daily milk yield across lactation. RR models provide more information than the RM and describe the shape of the lactation curve from which EBVs for persistency can be derived. These results indicated AS as an alternative model for genetic evaluation for milk yield using test-day records of Holstein cattle in Brazil.

1 INTRODUÇÃO

A seleção para a produção de leite em bovinos tem sido baseada na produção acumulada durante a lactação, ajustada para 305 dias, a qual é calculada a partir das produções medidas em controles individuais, geralmente realizados em intervalos mensais.

As produções diárias de leite dos animais são afetadas por fatores tais como raça dos animais, região do país, rebanho, grupo de manejo dentro de rebanho, data do controle, número da lactação, idade da vaca ao parto, mês do parto, dias em lactação, prenhez, número de ordenhas diárias e uso de Somatotropina Bovina Recombinante (bSTr), entre outros.

A utilização da P305 nas avaliações genéticas dos touros e vacas, envolve o seu ajustamento para tais efeitos. Entretanto, estes efeitos são considerados em termos médios, pois são definidos com base na data do parto da vaca. Tal ajuste seria apropriado se os fatores fossem os mesmos ao longo da lactação, no entanto eles mudam a cada controle. Vacas podem ser transferidas de um grupo de manejo para outro durante o ano, dependendo de seu nível de produção; podem ser ordenhadas três vezes ao dia no período inicial da lactação, mas somente duas vezes no período final da lactação; podem receber bSTr a partir de um dado período da lactação. Estas mudanças são, usualmente, ignoradas nos modelos para a produção de leite até 305 dias de lactação (P305), nos quais os grupos contemporâneos (GC) são definidos, geralmente, como rebanho-ano-estação de parto.

Uma alternativa seria a utilização de modelos para ajuste das produções do dia do controle (PDC), os quais permitem uma definição mais precisa dos GC e dos efeitos ambientais a eles associados, e portanto uma descrição mais específica dos efeitos de estágio de lactação e reprodutivo dos animais em produção. Os modelos para ajuste das PDC possibilitam, ainda, o uso de mais informações do mesmo animal nas avaliações genéticas, um melhor ajuste para lactações de diferentes durações, ajustar para as diferenças individuais na forma da curva de lactação das vacas permitindo avaliar a persistência da lactação e talvez, o mais importante, a inclusão de animais com lactações em curso ou parciais, o que viabiliza a realização de avaliações mais freqüente e assim, a redução do intervalo de gerações (Hill et al., 1995).

Estas vantagens vislumbram a realização de maior ganho genético, o que tem motivado pesquisadores de vários países a investigarem a estratégia de implementação desta alternativa nos sistemas nacionais de avaliação genética (Jones & Goddard, 1990; Everett & Schmitz, 1994; Swalve, 1995a; Rekaya et al., 1995; Firat et al., 1997a, 1997b; Jamrozick et al., 1998 e Ptak & Zarnacki, 1998).

Sendo o objetivo da avaliação genética fornecer aos criadores informações sobre o mérito genético dos seus animais, a identificação de vacas e touros geneticamente superiores, para uso intensivo através da inseminação artificial, é essencial para a realização de progresso genético. Neste sentido, os valores genéticos estimados servem para orientar os criadores na seleção e descarte de animais em seus rebanhos. Na avaliação genética são usados registros de pedigree e desempenho, que são sistematicamente coletados e submetidos à associação da raça pelos criadores, assim procedimentos estatísticos que utilizam o maior número possível de informações, permitindo aumentar a confiabilidade das avaliações e conseqüentemente, maior taxa de resposta à seleção são desejáveis. Desta forma, os modelos para ajuste das PDC constituem-se em um potencial metodológico para melhoria nos sistemas de avaliação genética de bovinos de leite.

Assim, na medida em que se procura implementar novos modelos estatísticos nos sistemas de avaliação genética das raças leiteiras em vários países, é também oportuno investigar o potencial de se utilizar em uma etapa imediata, tais modelos no sistema de

avaliação genética no Brasil. Todavia, a implementação dos modelos para as PDC na avaliação genética depende das estimativas de herdabilidade e das correlações genéticas para a população integrante do programa de seleção. A confiabilidade das estimativas e a avaliação de modelos mais complexos, os quais teoricamente resultam em estimativas mais precisas do que as de modelos mais simples, devem ser realizadas antes de sua implementação na rotina do sistema de avaliação.

Logo, este estudo tem como objetivo principal obter informações para subsidiar o desenvolvimento de um sistema de avaliação genética, com base no modelo animal, que possibilite melhor utilização dos registros de desempenho dos animais, de modo a fornecer informações mais precisas aos criadores. Serão estimados os parâmetros genéticos para as PDC, coletados mensalmente, de primeiras lactações de animais da raça Holandesa com modelos estatísticos que utilizam diferentes estruturas de covariância para ajuste dos efeitos genéticos de animal e dos efeitos permanentes de ambiente. Comparar-se-ão os modelos de repetibilidade (MR), bi-caracteres (MBC), e de regressão aleatória (MRA) com o modelo para P305, vislumbrando avaliar o potencial de utilização dos modelos para as PDC nas avaliações genéticas de gado da raça Holandesa no Brasil.

2 REVISÃO DE LITERATURA

Uma das atividades do sistema de avaliação genética é o desenvolvimento de modelos estatísticos que melhor se ajustem aos dados de desempenho, no sentido de eliminar as diferenças ambientais para que as comparações entre animais sejam baseadas exclusivamente nas diferenças genéticas.

Modelos estatísticos que permitem um ajuste mais confiável dos efeitos de fatores de ambiente que influenciam a caráter em estudo, são preferíveis pois resultarão em menor componente de variância residual, aumentando a possibilidade de maior estimativa de herdabilidade e portanto, maior confiabilidade das estimativas do valor genético dos animais.

Desta forma um modelo estatístico que considera todos os efeitos genéticos e ambientais diretamente associados às produções observadas no dia do controle representa um potencial metodológico para melhoria nos procedimentos de avaliação genética de bovinos de leite.

Neste contexto duas estratégias têm sido utilizadas com os modelos para ajuste das PDC. A primeira ajusta as PDC para os efeitos de ambiente a elas associadas e depois estas produções são combinadas para obter uma estimativa da produção na lactação, a qual é utilizada nas avaliações genéticas. O procedimento utilizado para a avaliação genética de bovinos de leite na Austrália (Jones & Goddard, 1990) ajusta as PDC para idade e estágio de lactação, e expressa-as como desvio da média das produções do rebanho antes de combiná-las em um índice de desempenho na lactação que é analisado com um modelo animal.

Visscher & Goddard (1995) relataram que este procedimento resulta em maior valor de herdabilidade para a produção da lactação que o método convencional baseado na P305. Enfoques similares foram relatados por Van Tassel et al. (1992) e por Everett & Schmitz (1994). Antes de se combinar as PDC, elas são ajustadas para os efeitos de rebanho, idade da vaca, mês do parto, estágio de lactação e estágio de gestação. Estes autores reportaram maiores estimativas de herdabilidade para a produção de leite calculada a partir das PDC ajustadas do que para a produção estimada com os procedimentos convencionais, o que sugere maior confiabilidade nas estimativas dos valores genéticos e maior possibilidade de ganho genético.

A outra estratégia se baseia no ajuste direto de todos os efeitos ambientais e genéticos associados as PDC, as quais são utilizadas nas avaliações, em vez da P305. Neste contexto, o estudo de Ptak & Schaeffer (1993) foi uma das primeiras aplicações que consideraram as PDC como medidas repetidas e ajustadas por um modelo de repetibilidade (MR). No sentido de ajustar para o estágio de lactação, estes autores basearam-se no estudo de Ali & Schaeffer (1987) e incluíram um conjunto de coeficientes de regressões fixos, dentro de idade e estação de parto da vaca, para ajustar a curva de lactação, enquanto o efeito aleatório de animal foi utilizado para ajustar diferenças na altura destas curvas. Nos MR, com os coeficientes de regressão ajustados dentro destes efeitos adicionais, assumi-se que as diferenças nas curvas de lactação são devidas a estes fatores e que a variação individual é inexistente.

Estimativas de componente de variância genético aditivo, permanente ambiente, residual, herdabilidade e repetibilidade para as PDC de primeiras lactações de vacas da raça Holandesa, com MR, são apresentados na Tabela 1.

Tabela 1. Estimativas de componente de variância genético aditivo ($\hat{\sigma}_g^2$), permanente de ambiente ($\hat{\sigma}_p^2$), residual ($\hat{\sigma}_e^2$), herdabilidade (\hat{h}^2) e repetibilidade (\hat{r}) para a produção de leite do dia do controle (PDC) de primeiras lactações de vacas da raça Holandesa com modelo de repetibilidade.

Autor(es)	Definição dos controles ¹	GC ²	$\hat{\sigma}_g^2$	$\hat{\sigma}_p^2$	$\hat{\sigma}_e^2$	\hat{h}^2	\hat{r}
Reents et al. (1995b)	PCM	RDC	5,20	6,56	5,90	0,29	0,67
Swalve (1995a)	PCM	RAE	2,77	3,26	5,69	0,24	0,51
	PIE	RAE	2,84	3,94	3,80	0,27	0,64
	PCM	RDC	3,13	4,02	4,10	0,28	0,64
Olori (1997)	PCS	AMP	11,40	8,40	5,90	0,44	0,77
	PCS	AMP	12,70	7,50	7,40	0,46	0,73
	PCS	AMP	11,10	8,40	6,90	0,42	0,74
	PCS	AMP	11,20	8,60	6,30	0,43	0,76
Pösö et al. (1998)	PCM	RMC	3,15	4,55	4,87	0,25	0,61
	PCM	RA	3,25	3,91	6,12	0,24	0,54
Rekaya et al. (1999)	PCM	RDC	5,65	6,60	6,68	0,30	0,65
	PCM	RAE	4,71	5,60	7,39	0,27	0,58

¹PCM: Produção de leite de controles mensais; PIE: Produção de leite de controles equidistantes; PCS: Produção de leite de controles semanais.

²RMC: Rebanho-mês do controle; RA: Rebanho-ano do parto; RAE: Rebanho-ano-estação do parto; RDC: Rebanho-data do controle; AMP: Ano-mês do parto.

Nestes estudos as estimativas de herdabilidade foram, geralmente, maiores quando os GC foram definidos como rebanho-mês do controle (RMC) ou rebanho-data do controle (RDC) do que quando eles foram definidos como rebanho-ano (RA) ou rebanho-ano-estação de parto (RAE). As maiores estimativas de herdabilidade para as PDC quando os GC foram definidos como RMC ou RDC foram devidas às reduções na variância residual. Entre os estudos apresentados na Tabela 1, existe grande variação nas estimativas de herdabilidade, sendo a maior estimativa (0,46) aproximadamente o dobro da menor estimativa (0,24). Muitos são os fatores que podem causar diferenças entre estimativas de herdabilidade, para um mesmo caráter, em diferentes estudos. Dentre eles, estão as diferenças entre as populações ou as condições sob as quais elas são estudadas e as diferenças entre os modelos de análise. Strabel & Szwaczkowski (1997) utilizando modelos de repetibilidade, obtiveram maiores estimativas de herdabilidade

para as produções de leite, gordura e proteína do dia do controle do que aquelas obtidas para as P305.

Contudo, entre as alternativas para estimar componentes de variância e parâmetros genéticos utilizando as PDC, o ajuste do MR caracteriza-se como a mais simples, dado que o mesmo assume variâncias genéticas aditivas e de ambiente permanente constantes ao longo da lactação e correlações genéticas e de ambiente permanente entre as produções de uma mesma vaca iguais a um.

Outro desenvolvimento para as PDC é a aplicação de modelos para caracteres múltiplos, nos quais as PDC, observações repetidas na lactação, são consideradas como caracteres diferentes dentro da lactação ou entre as diferentes lactações. Um modelo para as PDC de várias lactações, inclui efeitos genéticos aditivos e permanentes de ambiente por lactação (Reents et al., 1995b e Reents et al., 1995a) e deve ser preferido aos MR quando as correlações genéticas entre medidas são diferentes de um.

Entretanto, considerando n medidas, simultaneamente, o número de parâmetros a ser estimado é no mínimo igual a $2[n(n+1)/2]$, pois são necessárias covariâncias, pelo menos, para os efeitos residual e genético de animal. No caso de medidas tomadas mensalmente ao longo da lactação e uma lactação de 305 dias, têm-se 10 controles de produção em uma lactação. A estimação dos parâmetros neste caso é freqüentemente difícil, se não impossível. Assim, uma alternativa é o uso da decomposição canônica da matriz de covariância pelo ajuste de k combinações lineares dos caracteres ou considerar um número menor de medidas simultaneamente (Wiggans & Goddard, 1997).

Estimativas de herdabilidade para as PDC e para a P305, utilizando modelos bi-caracteres, foram reportados por vários autores, e alguns resultados são apresentados na Tabela 2.

Tabela 2. Estimativas de herdabilidade (\hat{h}^2) para produção de leite do dia do controle (PDC) e para produção até 305 dias (P305) de primeiras lactações de vacas da raça Holandesa.

Autor(es)	Método de estimaco ¹	Definio dos controles ²	Controles										P305
			1 ^o	2 ^o	3 ^o	4 ^o	5 ^o	6 ^o	7 ^o	8 ^o	9 ^o	10 ^o	
Wilmink (1987)	REML	PAM	0,16	0,25	0,29	0,30	0,30	0,29	0,29	0,25	0,26	-	0,31
Meyer et al. (1989)	REML	PIE	0,20	0,22	0,25	0,27	0,24	0,25	0,24	0,24	0,21	0,17	0,37
Pander et al. (1992)	REML	PCM	0,27	0,33	0,34	0,36	0,35	0,38	0,39	0,43	-	-	0,49
Reents et al. (1994)	REML	PCM	0,10	0,14	0,21	0,30	0,32	0,37	0,35	0,31	0,30	-	-
Rekaya et al. (1995)	REML	PCM	0,17	0,19	0,20	0,22	0,22	0,23	0,23	0,25	0,25	0,26	0,29
		PCM ³	0,18	0,19	0,22	0,21	0,23	0,25	0,25	0,27	0,28	0,27	0,31
Swalve (1995a)	REML	PCM	0,18	0,24	0,28	0,33	0,33	0,36	0,31	0,26	-	-	0,39
		PIE	0,18	0,24	0,29	0,34	0,34	0,37	0,35	0,33	0,30	-	0,39
Firat et al. (1997b)	REML	PCM	0,27	0,28	0,27	0,32	0,36	0,37	0,36	0,40	0,39	0,31	0,49
		GS	0,29	0,29	0,28	0,34	0,38	0,38	0,38	0,42	0,40	0,33	0,40
Gadini (1997)	REML	PCM	0,10	0,13	0,12	0,13	0,12	0,13	0,14	0,14	0,14	0,12	-
Machado (1997)	REML	PIE	0,16	0,20	0,20	0,16	0,28	0,20	0,20	0,16	0,12	0,04	0,32
Vargas et al. (1998)	REML	PCM	0,23	0,15	0,20	0,21	0,17	0,15	0,20	0,23	0,19	0,23	-
Ferreira (1999)	REML	PCM	0,11	0,16	0,14	0,19	0,20	0,19	0,18	0,21	0,18	0,17	0,25
Rekaya et al. (1999)	GS	PCM	0,26	0,30	0,31	0,33	0,29	0,30	0,32	0,31	0,23	0,19	0,30
Tijani et al. (1999)	REML	PIE	0,16	0,16	0,17	0,18	0,19	0,20	0,21	0,21	0,22	0,22	-

¹REML: Mxima verossimilhana restrita; GS: *Gibbs sampling*.

²PAM: Produoes de leite acumuladas em intervalos de 30 dias; P IE: Produoes de leite medidas em intervalos equidistantes; PCM: Produo de leite de controles mensais.

³Grupos de contemporneos definidos como rebanho-data do controle.

Vários estudos sobre parâmetros genéticos para as PDC (Meyer et al. 1989; Pander et al., 1992; Rekaya et al., 1995; Swalve, 1995a; Firat et al., 1997a, 1997b) mostraram menores estimativas de herdabilidade para as produções do início e fim do período de lactação. Esta tendência foi, geralmente, devida à maior variância genética aditiva associada à menor variância residual para as PDC, medidas no período intermediário da lactação. Entretanto, o aumento da variância genética aditiva foi, proporcionalmente, maior do que à redução da variância residual. Quando grupos contemporâneos foram definidos como RDC ocorreu um pequeno aumento nas estimativas de herdabilidade. As maiores estimativas de herdabilidade, neste caso, foram devidas à redução na estimativa das variâncias residuais (Swalve, 1995a e Rekaya et al., 1999). Esta tendência mostra que as diferenças genéticas entre as vacas, para as PDC, são maiores no período inicial e no período final da lactação. Também, PDC medidas em intervalos equidistantes apresentam menor variância residual quando comparadas àquelas de PDC medidas em intervalos não equidistantes e conseqüentemente, maiores estimativas de herdabilidade (Swalve, 1995a).

Estimativa de herdabilidade muito baixa (0,04) para a produção de leite do último controle foi obtida por Machado (1997). Segundo o autor, uma justificativa seria o fato de que apenas as melhores vacas permaneceram até o fim da lactação, o que pode levar a redução da variância genética aditiva e conseqüentemente, menor estimativa de herdabilidade.

Conforme observado, nas revisões de Swalve (1995b, 1998, 2000), as estimativas de herdabilidade são, geralmente, superiores para as PDC da fase intermediária da lactação, todavia elas não são superiores às estimativas obtidas para a P305. Entretanto, outros autores (Van Tassel et al., 1992; Everett & Schmitz, 1994 e Visscher & Goddard, 1995) que ajustaram as PDC e posteriormente calcularam a P305, reportaram maior valor de herdabilidade para este caráter do que para as estimativas obtidas pelo ajuste da P305.

Estimativas de correlações genéticas e fenotípicas entre as PDC e a P305 de primeiras lactações, obtidas por vários autores, são apresentadas na Tabela 3. Estas estimativas mostram que as PDC podem ser usadas na seleção dos animais em

substituição a P305. A escolha de qual produção deve ser usada pode ser tomada através das estimativas de correlação genética entre as PDC e a P305, bem como, pela estimativa de herdabilidade das PDC. As PDC que apresentam maiores estimativas de herdabilidade e maiores estimativas de correlação genética com a P305 devem ser preferidas em detrimento as demais (Ribas & Perez, 1990).

As correlações genéticas entre as PDC e a P305 são, usualmente, superiores no período intermediário da lactação quando comparadas àquelas do período inicial e do período final da lactação (Tabela 3). Todavia, Rekaya et al. (1995) obtiveram correlações superiores entre a produção de leite do primeiro controle e a P305, o que sugere que maior peso tenha sido atribuído a produção deste controle no cálculo da P305 e Machado (1997) obteve correlação igual à unidade entre a produção do primeiro e do décimo controle e a P305, o que, segundo o autor, pode ter sido devido ao reduzido número de observações nestes controles.

As estimativas de correlações fenotípicas entre as PDC e a P305 apresentam o mesmo padrão de comportamento das estimativas de correlações genéticas, embora seus valores sejam inferiores (Tabela 3).

Tabela 3. Estimativas de correlações genética (r_g) e fenotípica (r_p) entre a produção de leite do dia do controle (PDC) e a produção até 305 dias (P305) de primeiras lactações de vacas da raça Holandesa.

Autor(es)	Definição dos controles ²	Correlações	Controles									
			1°	2°	3°	4°	5°	6°	7°	8°	9°	10°
Wilmink (1987)	PAM	Genética	0,61	0,88	0,94	0,95	0,99	0,99	0,95	0,89	0,80	-
		Fenotípica	0,66	0,83	0,87	0,88	0,89	0,89	0,87	0,84	0,78	-
Pander et al. (1992)	PCM	Genética	0,87	0,89	0,97	0,98	0,99	0,97	0,98	0,97	-	-
		Fenotípica	0,66	0,77	0,81	0,83	0,84	0,84	0,84	0,83	-	-
Ribas et al. (1994)	PCM	Genética	0,76	1,00	0,99	1,00	1,00	0,97	0,97	0,97	0,54	-
		Fenotípica	0,66	0,64	0,70	0,65	0,64	0,61	0,58	0,37	-	-
Rekaya et al. (1995)	PCM	Genética	0,89	0,76	0,72	0,74	0,78	0,74	0,70	0,72	0,68	0,72
		Fenotípica	0,65	0,70	0,69	0,70	0,71	0,70	0,72	0,73	0,72	0,63
Gadini (1997)	PCM	Genética	0,72	0,87	0,96	0,98	0,99	0,99	0,98	0,97	0,93	0,88
		Fenotípica	0,59	0,71	0,77	0,79	0,81	0,82	0,82	0,81	0,79	0,73
Machado (1997)	PIE	Genética	1,00	0,80	0,92	0,96	0,89	0,95	1,00	0,93	0,78	1,00
		Fenotípica	0,56	0,64	0,97	0,97	0,76	0,78	0,95	0,91	0,74	0,73
Ferreira (1999)	PCM	Genética	0,76	0,96	0,96	0,98	1,00	1,00	0,99	0,95	0,94	0,92
		Fenotípica	0,60	0,71	0,76	0,79	0,79	0,81	0,81	0,80	0,76	0,67

²PAM: Produções de leite acumuladas em intervalos de 30 dias; PIE: Produções de leite medidas em intervalos equidistantes; PCM: Produção de leite de controles mensais.

Um avanço na metodologia dos MR foi feito por Schaeffer & Dekkers (1994), os quais propuseram o uso de regressões aleatórias como sub modelos, em um modelo linear misto, para análise das PDC. Os modelos utilizando regressões aleatórias permitem o ajuste de diferentes formas da curva de lactação para cada animal, que pode ser avaliada com um ou mais controles da produção durante a lactação.

Neste contexto, os MRA têm sido aplicados por vários pesquisadores (Jamrozick & Schaeffer, 1997; Jamrozick et al., 1997a, 1997c; Kettunen et al., 1997, 1998, 2000; Van Der Werf et al., 1998; Gengler et al., 1999; Misztal et al., 2000; Olori et al., 1999; Pool & Meuwissen, 1999, 2000; Pool et al., 2000; Rekaya et al., 1999; Strabel & Misztal, 1999; Tijani et al., 1999; Brotherstone et al., 2000; El Faro, 2002 e Tsuruta et al., 2002) em análises de PDC de vacas leiteiras.

As estimativas dos componentes de covariância com MRA, obtidas por Jamrozick & Schaeffer (1997) para as produções de leite, gordura e proteína, de vacas da raça Holandesa no Canadá, foram utilizados por Jamrozick et al. (1997a) na avaliação genética com MRA que usavam funções lineares e quadráticas de dias em lactação (DEL) e logaritmo de DEL para descrever as regressões fixas e aleatórias nestes modelos (Ali & Schaeffer, 1987). Este procedimento permite o cálculo do valor genético de cada animal para produção em diferentes períodos da lactação e para persistência, viabilizando a seleção para tais caracteres. Outro aspecto associado aos MRA é a possibilidade de ajustar diferentes funções para descrever a forma da curva de lactação. Neste sentido, Jamrozick et al. (1997c) avaliaram diferentes funções lineares para descrever os coeficientes de regressão fixos e aleatórios encontrando pequena diferença prática entre elas. Estes autores também concluíram que os MRA são mais precisos que os modelos sem regressão, mas que devido a aspectos computacionais não recomendam funções lineares com mais de cinco covariáveis em MRA.

Um outro tipo de função polinomial denominada de polinômios de Legendre (Kirkpatrick et al., 1990) foi aplicado mais recentemente em vários estudos (Kirkpatrick et al., 1994; Veerkamp & Goddard, 1998; Pool & Meuwissen, 1999 e Jakobsen et al., 2002). Entretanto a escolha do tipo de função não deve ter grande efeito sobre os

parâmetros estimados dentro do intervalo que os dados foram coletados, a função pode ser mais importante quando dados são extrapolados (Kirkpatrick et al., 1990).

Maiores estimativas de herdabilidade, obtidas por MRA e a curva de Ali & Schaeffer (1987), para as produções de leite, gordura e proteína de determinados dias do período de lactação do que para a P305, foram relatadas por Jamrozick & Schaeffer (1997). As estimativas de herdabilidade baseadas em MRA têm sido altas, particularmente no início e fim do período de lactação (Jamrozick & Schaeffer, 1997; Jamrozick et al., 1997c; Kettunen et al., 1997, 1998, 2000; Rekaya et al., 1999 e Strabel & Misztal, 1999). Esta mesma tendência, que contraria o padrão observado nos resultados obtidos com modelos multi-caracteres, foi observada por Van Der Werf et al. (1998) para as estimativas de herdabilidade das PDC obtidas pelo ajuste de funções de covariância (Kirkpatrick et al., 1994). A mesma tendência para as estimativas obtidas pelo ajuste das funções de covariância (FC) e dos MRA pode ser devida à equivalência entre estes modelos (Meyer & Hill, 1997 e Meyer, 1998b).

Entretanto padrões diferentes na forma da curva de herdabilidade foram relatados (Gengler et al., 1999; Olori et al., 1999 e Tijani et al., 1999). No estudo de Gengler et al. (1999) as estimativas de herdabilidade decresceram até por volta do 68^o dia de lactação, o qual, naquele estudo, correspondia ao pico de produção, então aumentaram até por volta do 243^o dia de lactação quando voltaram a decrescer novamente. Padrão de comportamento semelhante foi reportado por Olori et al. (1999) e Tijani et al. (1999). Todavia, em estudo mais recente de Jakobsen et al. (2002), as estimativas de herdabilidade foram superiores no período intermediário da lactação.

As estimativas de correlações genéticas e fenotípicas obtidas sob modelos de regressão aleatória entre as PDC, assim como as obtidas sob modelos bi-caracteres, são próximas à unidade entre as produções de controles próximos e decrescem gradativamente com o aumento no intervalo entre os controles (Brotherstone et al., 2000; Kettunen et al., 2000 e Jakobson et al., 2002).

O ajuste das PDC, com MRA e modelos bi-caracteres, tem demonstrado que a variância residual muda com o tempo (Brotherstone et al., 2000; White et al., 1999 e Schaeffer et al., 2000). Parte desta heterogeneidade de variâncias pode ser ajustada via

MRA (Jamrozik & Schaeffer, 1997), mas usualmente, ela pode ainda estar presente nas variâncias residuais.

Várias estratégias têm sido utilizadas para ajustar para heterogeneidade de variâncias residual com MRA. A mais comum é subdividir a lactação em classes, assumindo variâncias homogêneas dentro e heterogêneas entre as diferentes classes. Resultados obtidos com uso deste procedimento foram melhores que os obtidos sob modelos que pressupõem homogeneidade de variância residual. No entanto, problemas numéricos ou de convergência foram reportados em alguns estudos, o que foi, invariavelmente, atribuído ao grande número de parâmetros a serem estimados (Jamrozik & Schaeffer 1997; Jamrozik et al., 1997a; Olori et al., 1999; Rekaya et al., 1999 e Haile-Mariam et al., 2001). Este procedimento é realizado objetivando ajustar modelos parcimoniosos, já que considerar uma medida de erro (ME) para cada controle de produção, o que seria a situação ideal, levaria a modelos muito parametrizados o que é indesejável pela alta demanda computacional e muitas vezes por problemas numéricos inerentes ao grande número de parâmetros presentes nestes modelos (Meyer, 2001a).

Outra estratégia é a utilização de função contínua no tempo através de uma função de variância (Jaffrézic et al., 1999 e Jaffrézic & Pletcher, 2000). Por este procedimento um modelo estrutural é assumido para variância residual e as covariáveis deste modelo são funções paramétricas do tempo. Neste modelo o número de parâmetros a ser estimado é menor se comparado a um modelo que considera uma ME para cada controle, ou mesmo a um modelo que divide o período de lactação em classes. Vários estudos têm ajustado para heterogeneidade de variância residual em análises com MRA via função de variância (Carvalho et al., 1997; Jamrozik et al., 1997a; Jaffrézic & Pletcher, 2000; Meyer, 2001a, 2001b; El Faro, 2002; Albuquerque & Meyer 2001a, 2001b, 2002 e Pletcher & Jaffrézic, 2002) e obtido resultados semelhantes aos obtidos pelo ajuste da heterogeneidade de variância residual pela utilização de classes de dias em lactação.

Como visto, vários estudos têm procurado identificar modelos estatísticos que resultem em menor estimativa do componente de variância residual, aumentando a possibilidade de maior valor para a herdabilidade, maior confiabilidade das estimativas

do mérito genético dos animais e portanto, maior oportunidade de realização de progresso genético nos processos de seleção.

Neste contexto, vislumbrando o potencial dos modelos para o ajuste das PDC vários países (Alemanha, Bélgica, Canadá, Estônia, Finlândia, Holanda, Nova Zelândia, Suíça) já estão utilizando-os em seus sistemas de avaliação genética em substituição ao modelo para ajuste da P305. Assim, é também oportuno investigar o potencial de se utilizar tais modelos, em uma etapa imediata, no sistema de avaliação genética no Brasil.

3 PARÂMETROS GENÉTICOS PARA AS PRODUÇÕES DE LEITE DO DIA DO CONTROLE E DA PRIMEIRA LACTAÇÃO DE VACAS DA RAÇA HOLANDESA¹

Cláudio Manoel Rodrigues de Melo², Irineu Umberto Packer³, Claudio Nápolis Costa⁴,
Paulo Fernando Machado³

¹Pesquisa financiada pela Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de São Paulo (FAPESP), processo 99/03838-6 e pelo Prodetab/Embrapa, integrante do Projeto 054-02/99.

²Bolsista da FAPESP. Departamento de Zootecnia - USP/ESALQ, 13418-900 Piracicaba/SP Brasil. cmmelo@esalq.usp.br

³Professores do Departamento de Zootecnia - USP/ESALQ, 13418-900 Piracicaba/SP Brasil. ⁴Pesquisador da Embrapa Gado de Leite, 36038-330 Juiz de Fora/MG Brasil. Bolsista do CNPq

Resumo

Foram utilizados 263.390 registros de produção de leite do dia do controle (PDC) de 32.448 primeiras lactações de vacas da raça Holandesa com parto no período de 1991 a 2001 para estimar componentes de variância e parâmetros genéticos com modelo animal e a metodologia REML. Os registros de produção foram coletados pelo Serviço de Controle Leiteiro da Associação Brasileira de Criadores de Bovinos da Raça Holandesa e suas afiliadas estaduais e disponibilizados pela Embrapa Gado de Leite. O modelo para ajuste da produção de leite até 305 dias (P305) incluiu os efeitos fixos de rebanho-ano de parto, época do parto e idade da vaca ao parto, com termos linear e quadrático, e os efeitos aleatórios de animal e erro. Os mesmos efeitos foram incluídos no modelo de repetibilidade (MRS) para as PDC, exceto para o efeito fixo de grupo de contemporâneo, definido por rebanho-ano-mês do controle. Alternativamente ajustou-se um segundo modelo de repetibilidade (MRF), que além dos efeitos presentes no MRS, incluiu as covariáveis que descrevem a curva da lactação: dias em lactação (DEL)/305 e

ln(305/DEL) com termos linear e quadrático. A estimativa de herdabilidade (h^2) para a P305 foi de 0,27. As estimativas de h^2 para as PDC, com MRS e MRF foram 0,43 e 0,30 respectivamente. Estimativas de h^2 para as PDC superiores àquela obtida para a P305 indicam um potencial de uso dos registros das PDC nas avaliações genéticas de animais da raça Holandesa no Brasil. No contexto da potencialidade dos modelos de repetibilidade, é importante verificar a magnitude e a homogeneidade das correlações entre as PDC para comprovação das pressuposições inerentes ao ajuste destes modelos. Assim, modelos multi-caráter e modelos de regressão aleatória devem ser também avaliados para se concluir seguramente sobre a melhor utilização das PDC da raça Holandesa no Brasil.

Palavras Chaves: componentes de variância, parâmetros genéticos, produções do dia do controle, modelo de repetibilidade, raça Holandesa

GENETIC PARAMETERS FOR TEST DAY AND LACTATION MILK YIELDS OF FIRST LACTATION HOLSTEIN COWS

Summary

Covariance components for test day and lactation milk yield using 263,390 records of 32,448 first lactation Holstein cows were estimated using animal models by REML. Besides the lactation model, two alternative repeatability models (RM) were analyzed. Lactation model included fixed effects of herd-year-season and age of cow with linear and quadratic terms, and random effects of animal and error. The first model for test-day yield (RMS) included the same effects, but fixed effect of contemporary group, defined as herd-year-month of test. Alternatively another model for test-day yield (RMF) used a logarithmic polynomial sub-model for the shape of the lactation curve. Heritability for lactation yield (0.27) was smaller than those estimated by RMF and RMS, 0.30 and 0.43, respectively. These results indicated potential use of test day milk records for genetic evaluation of Holstein cows in Brazil by a repeatability animal model. Homogeneity of genetic correlations between test days and their magnitude close

to unity need to be investigated to confirm the assumption that test days are repeated measures of the same trait under RM.

Key Words: genetic parameters, Holstein cows, milk yield, repeatability model, test day model, variance components

3.1 Introdução

A produção de leite até 305 dias (P305) é o indicador zootécnico geralmente utilizado para as comparações entre vacas nas decisões de manejo e descarte nos rebanhos leiteiros. A P305 é calculada usando os registros das produções dos controles leiteiros, os quais são realizados em intervalos aproximadamente mensais.

A utilização da P305 nas comparações entre os animais envolve o seu ajustamento para os efeitos de rebanho, ano de parto, época de parto, duração da lactação, entre outros. Entretanto, estes efeitos são considerados em termos médios, pois são definidos com base na data do parto da vaca.

Uma alternativa à utilização da P305 seria a utilização das produções do dia do controle (PDC). Este procedimento leva a um ajuste mais preciso para os efeitos de ambiente temporário, visto que ele permite ajustar para os efeitos presentes em um dado dia ou mês de controle (Ptak & Schaeffer, 1993 e Swalve, 1995b), viabiliza o uso de mais informações de um mesmo animal e o uso de informações de animais com lactações em andamento ou parciais, sem necessidade de calcular a P305, possibilitando a realização de avaliações genéticas mais frequentes e a redução do intervalo de gerações (Olori, 1997).

Devido ao uso de mais informações de uma mesma vaca, os modelos para ajuste das PDC quando comparados aos modelos para o ajuste da P305, que utilizam uma única observação de cada vaca, podem permitir maior confiabilidade nas avaliações genéticas, visto que eles têm resultado em maiores estimativas de herdabilidade se comparadas às estimativas obtidas usando modelos para o ajuste da P305 (Visscher & Goddard, 1995 e Strabel & Szwaczkowski, 1997). Neste contexto Ptak & Schaeffer (1993) indicaram a necessidade de considerar, no modelo de ajuste, a forma da curva de

lactação, a qual pode ser incorporada usando coeficientes de regressão do caráter em função do número de dias em lactação (DEL).

Outra consideração sobre os modelos para o ajuste das PDC refere-se à formação dos grupos contemporâneos. Danell (1982) recomendou o agrupamento de todas as vacas de um dado rebanho-data do controle. Em vários estudos (Reents et al., 1995b; Swalve, 1995b; Pösö et al., 1998 e Rekaya et al., 1999) as estimativas de herdabilidade foram maiores quando os grupos contemporâneos foram definidos como rebanho-data do controle do que quando eles foram definidos como rebanho-estação de parto, bem como para as PDC em relação às estimativas de herdabilidade obtidas para a P305 (Swalve, 1995a; Strabel & Szwaczkowski, 1997 e Ferreira, 1999).

Entre as alternativas para estimar componentes de variância e parâmetros genéticos utilizando as PDC, o ajuste do modelo de repetibilidade (MR) caracteriza-se como a mais simples. O MR assume variâncias genéticas aditivas e de ambiente permanente constantes ao longo da lactação e correlações genéticas e de ambiente permanente entre as produções de uma mesma vaca iguais a um. Alguns estudos têm mostrado que correlações genéticas entre as PDC, dentro da primeira lactação, são próximas a um (Gadini, 1997; Gadini et al., 1998; Machado et al., 1998 e Rekaya et al., 1999).

O objetivo deste estudo foi estimar os componentes de variância e parâmetros genéticos para as produções de leite do dia do controle de primeiras lactações de vacas da raça Holandesa, usando um modelo animal de repetibilidade e compará-los com aqueles obtidos com um modelo animal para o ajuste da produção de leite em até 305 dias de lactação.

3.2 Material e Métodos

3.2.1 Dados

Os registros de produção de leite foram coletados pelo Serviço de Controle Leiteiro (SCL) da Associação Brasileira de Criadores de Bovinos da Raça Holandesa (ABCBRH) e de suas filiais estaduais e disponibilizados pelo Arquivo Zootécnico

Nacional (AZN), gerenciado pela Embrapa Gado de Leite. Foram utilizadas 39.048 lactações oriundas de 531 rebanhos dos Estados de São Paulo (SP), Minas Gerais (MG), Rio Grande do Sul (RS), Santa Catarina (SC), e Espírito Santo (ES), controladas no período de 1991 a 2001.

Definiu-se quatro épocas de parto: 1 - Janeiro a Março; 2 - Abril a Junho; 3 - Julho a Setembro e 4 - Outubro a Dezembro. O grupo de contemporâneos (GC) foi definido como rebanho-ano-mês do controle e aplicou-se a restrição de que cada GC deveria conter quatro vacas com idade entre 18 a 48 meses.

Assim, no ajuste do modelo para P305 foram usadas as produções de leite de 28.437 vacas pertencentes a 467 rebanhos. Para ajuste do MR foram utilizadas as produções de leite do dia do controle, coletadas entre cinco e 305 dias após o parto, de vacas com pelo menos três controles de produção, resultando em 32.448 primeiras lactações com 263.390 registros de produção de leite de controles mensais para análise.

O arquivo com informações de genealogia dos animais, para a estruturação da matriz de coeficientes de parentesco (**A**), foi caracterizado pela inclusão de 3.737 registros de touros aos 41.069 registros de vacas. Entretanto, animais não informativos (i.e., ambos parentes desconhecidos e somente um descendente) foram eliminados. Assim, a matriz **A** incluiu 36.732 animais para o ajuste do modelo da P305 e 40.770 animais para o ajuste do MR.

3.2.2 Modelos

O modelo utilizado para a P305 foi:

$$y_{ijk} = RA_i + EPOCA_j + \sum_{n=1}^2 b_n x_{ijk} + a_{ijk} + e_{ijk} \quad (1)$$

em que:

y_{ijk} é a P305; RA_i é o efeito do rebanho-ano de parto i ; $EPOCA_j$ é a época do parto j , b_1 e b_2 são os coeficientes de regressão linear e quadrático da P305 em função da idade

da vaca ao parto; x_{ijk} é a idade da vaca ao parto, em dias; a_{ijk} é o efeito genético aditivo aleatório do animal k pertencente ao rebanho-ano de parto i e a época de parto j ; e e_{ijk} é o erro aleatório associado a cada observação.

Para o ajuste das PDC foi utilizado o seguinte modelo de repetibilidade (MRS):

$$y_{ijk} = RAM_i + EPOCA_j + \sum_{n=1}^2 b_n x_{ijk} + a_{ijk} + pe_{ijk} + e_{ijk} \quad (2)$$

em que:

y_{ijk} é a PDC; RAM_i é o efeito do rebanho-ano-mês do controle i ; $EPOCA_j$ é a época do parto j , b_1 e b_2 são os coeficientes de regressão linear e quadrático da PDC em função da idade da vaca ao parto; x_{ijk} é a idade da vaca ao parto, em dias; a_{ijk} é o efeito genético aditivo aleatório do animal k pertencente ao rebanho-ano-mês do controle i e a época de parto j ; pe_{ijk} é o efeito permanente da vaca k pertencente ao rebanho-ano-mês do controle i e a época de parto j ; e e_{ijk} é o erro aleatório associado a cada observação.

Alternativamente, ajustou-se outro MR incluindo os coeficientes de regressão fixa da produção de leite em função das covariáveis que descrevem a curva de lactação média da população (MRF):

$$y_{ijk} = RAM_i + EPOCA_j + \sum_{n=1}^2 b_n x_{ijk} + \sum_{n=1}^4 q_n z_{nk} + a_{ijk} + pe_{ijk} + e_{ijk} \quad (3)$$

em que:

q_1 a q_4 são os coeficientes de regressão da PDC em função das covariáveis z_{nk} que descrevem a curva da lactação, em que: $z_{1k} = c$; $z_{2k} = c^2$; $z_{3k} = \ln(1/c)$; $z_{4k} = (\ln(1/c))^2$ e $c = DEL/305$. Os demais efeitos são como descritos na equação (2).

Na forma matricial o modelo para ajuste da P305 pode ser escrito como:

$$\mathbf{y} = \mathbf{X}\mathbf{b} + \mathbf{Z}\mathbf{a} + \mathbf{e} \quad (4)$$

em que \mathbf{y} é o vetor das observações; \mathbf{b} é o vetor dos efeitos fixos; \mathbf{a} é o vetor de efeitos aleatórios de animal; \mathbf{e} é o vetor de efeito aleatório residual; e \mathbf{X} e \mathbf{Z} são as matrizes de incidência relativa às observações, para efeitos fixos e efeito aleatório de animal, respectivamente. Assumiu-se $\text{var}(\mathbf{e}) = \mathbf{I}\sigma_e^2 = \mathbf{R}$, $\text{var}(\mathbf{a}) = \mathbf{A}\sigma_a^2 = \mathbf{G}$ e $\text{var}(\mathbf{y}) = \mathbf{Z}\mathbf{A}\mathbf{Z}'\sigma_a^2 + \mathbf{R}$ em que \mathbf{A} é o numerador da matriz de parentesco entre os animais.

Da mesma forma os MRF e MRS, equação (2), podem ser escritos como:

$$\mathbf{y} = \mathbf{X}\mathbf{b} + \mathbf{Z}\mathbf{a} + \mathbf{Z}_D\mathbf{p} + \mathbf{e} \quad (5)$$

em que \mathbf{y} é o vetor das observações; \mathbf{b} é o vetor dos efeitos fixos; \mathbf{a} é o vetor de efeito aleatório de animal; \mathbf{p} é o vetor de efeitos permanentes de ambiente; \mathbf{e} é o vetor de efeito aleatório residual; e \mathbf{X} , \mathbf{Z} e \mathbf{Z}_D são as matrizes de incidência relativa aos efeitos fixos e efeitos aleatórios de animal e permanente de ambiente, respectivamente. Assumiu-se $\text{var}(\mathbf{e}) = \mathbf{I}\sigma_e^2 = \mathbf{R}$, $\text{var}(\mathbf{p}) = \mathbf{I}\sigma_p^2$, $\text{var}(\mathbf{a}) = \mathbf{A}\sigma_a^2$ e portanto, $\text{var}(\mathbf{y}) = \mathbf{Z}\mathbf{A}\mathbf{Z}'\sigma_a^2 + \mathbf{Z}_D\mathbf{Z}_D'\sigma_p^2 + \mathbf{R}$. Os componentes de covariância foram estimados utilizando-se o programa REMLF90 (Misztal, 1999), que utiliza a metodologia de máxima verossimilhança restrita (REML) e o algoritmo de Maximização da Esperança (EM), com processo de aceleração da convergência. Definiu-se como critério de convergência o valor do quadrado das diferenças entre estimativas consecutivas menor que 10^{-9} .

3.3 Resultados e Discussão

Informações sobre número de lactações e de controles, médias de produção de leite na lactação e nos controles e número de animais considerados no ajuste dos modelos são apresentadas na Tabela 1.

A diferença entre os números de animais utilizados nas análises das PDC e das P305 deve-se às restrições impostas na edição dos dados particularmente quanto ao número de informações em grupos de contemporâneos.

Tabela 1. Número de animais e de observações (N), médias e desvios-padrão (DP) para a produção de leite do dia do controle (PDC) e para a produção de leite até 305 dias (P305) de primeiras lactações de vacas da raça Holandesa.

	PDC (kg)			P305 (kg)			
	Animais	N	Média	DP	Animais	Média	DP
	32.448	263.390	22,53	6,87	28.437	6.246,14	1.932,13

Informações sobre o número de observações, as médias observadas e desvios-padrão para a produção de leite do dia do controle (PDC) e para dias em lactação nos controles (DEL) são apresentadas na Tabela 2.

Tabela 2. Número de observações (N), médias e desvios-padrão (DP) para a produção de leite do dia do controle (PDC) e respectivos dias em lactação (DEL).

Controle	N	Produção de leite (kg)		Dias em lactação	
		Média	DP	Média	DP
PDC1	30.904	22,66	6,23	23	10
PDC2	31.308	24,58	6,46	55	12
PDC3	31.592	24,38	6,66	87	14
PDC4	30.460	23,82	6,76	119	16
PDC5	29.275	23,14	6,88	151	17
PDC6	28.201	22,30	6,87	183	19
PDC7	26.844	21,39	6,81	213	20
PDC8	24.649	20,48	6,75	244	19
PDC9	19.811	19,59	6,58	269	15
PDC10	10.346	18,92	6,48	291	9

Observa-se na Tabela 2 que a PDC acompanha a forma típica da curva de lactação, com ligeiro aumento da produção inicial, de aproximadamente 22 kg, até o pico da lactação (período entre 55 a 87 dias de lactação) com aproximadamente 24 kg, decrescendo posteriormente até próximo de 19 kg de leite ao final da lactação. A variação da produção de leite dos controles apresenta-se homogênea ao longo da lactação com desvio-padrão médio de 6,65 kg de leite.

Na Tabela 3 são apresentadas as estimativas dos componentes de variância e parâmetros genéticos para a P305 e para as PDC.

Tabela 3. Estimativas de componentes de variância genética aditiva ($\hat{\sigma}_a^2$), permanente de ambiente ($\hat{\sigma}_{pe}^2$), residual ($\hat{\sigma}_e^2$) e fenotípica ($\hat{\sigma}_p^2$), herdabilidades (\hat{h}^2) e repetibilidade (\hat{r}) para a produção de leite até 305 dias (P305) e para as produções de leite do dia do controle (PDC) de primeiras lactações de vacas da raça Holandesa.

Componentes de variância/Parâmetros	Modelos		
	P305 ¹	MRS ²	MRF ³
Genético aditivo	647.700	13,980	7,217
Permanente de ambiente	-	7,934	8,139
Residual	1.719.000	10,430	8,558
Fenotípico	2.366.700	32,344	23,914
Herdabilidade	0,27	0,43	0,30
Repetibilidade	-	0,68	0,64

¹Modelo para P305; ²Modelo de repetibilidade; ³Modelo de regressão fixa.

As estimativas de herdabilidade para as PDC (0,43 e 0,30) foram maiores do que aquela obtida para a P305 (0,27), valor este semelhante aos reportados por Ferreira (1999), Costa et al. (2000) e Freitas et al. (2001) e situado dentro dos limites (0,22-0,49) observados na literatura (Costa, 1999; Machado et al., 1999 e Torres et al., 1999).

Valores de herdabilidades superiores para as PDC em relação aos obtidos para a P305 foram também relatados por Strabel & Szwaczkowski (1997) e Ferreira (1999). Assim os resultados do presente estudo confirmam que os MR para o ajuste das PDC, resultam em maiores estimativas de herdabilidade do que os modelos para o ajuste da P305.

As estimativas dos componentes de variância diferiram entre os MR, com a maior diferença entre as variâncias genéticas (6,763), seguidas daquela entre as variâncias residuais (1,872) e uma diferença muito pequena entre os componentes do efeito permanente de ambiente (0,205). Assim, a estimativa de herdabilidade (0,43) obtida com o MRS foi maior do que a (0,30) obtida com o MRF. A redução na estimativa da variância residual pela inclusão das covariáveis que descrevem a forma da curva da lactação era esperada, no entanto a redução na estimativa da variância genética aditiva não era esperada, pois os coeficientes que descrevem a forma da curva de lactação foram tomados como fixos.

As estimativas das variâncias obtidas com o ajuste dos MR foram semelhantes às reportadas por Ferreira (1999) e encontram-se dentro dos limites apresentados na literatura (Reents et al., 1995b; Swalve 1995a; Olori, 1997; Pösö et al., 1998 e Rekaya et al., 1999) para variância genética (12,70-2,77), do efeito permanente de ambiente (8,60-3,26) e residual (7,40-3,80).

Os valores de herdabilidade (0,30) e de repetibilidade (0,64) obtidos como o ajuste do MRF, foram semelhantes aos reportados por Rekaya et al. (1999). Entretanto, o valor de herdabilidade de 0,43 obtido no ajuste do MRS foi superior a 0,31, obtido por Pool et al. (2000). Estes valores (0,43 e 0,30) também se assemelham às estimativas reportadas por Olori (1997) para modelos de repetibilidade que consideravam a forma da curva da lactação através de regressões polinomial quadrática, cúbica e de quarta ordem (MRF), ou na ausência destas regressões (MRS).

No contexto do ajuste das PDC vários outros modelos têm sido propostos. Entre eles uma alternativa é o ajuste das PDC como medidas correlacionadas utilizando modelos de análise multi ou bi-caráter (Ferreira, 1999; Rekaya et al., 1999 e Tijani et al., 1999) ou de modelos de regressão aleatória (Jamrozik & Schaeffer, 1997 e Jamrozik et al., 1997a). Os modelos de regressão aleatória com sub modelos em polinômios ortogonais (Pool et al., 2000; Pool & Meuwissen, 1999 e Jakobsen et al., 2002) ou em funções polinomiais (Jamrozik & Schaeffer, 1997 e Rekaya et al., 1999) têm apresentado resultados satisfatórios.

3.4 Conclusões

As estimativas de herdabilidade para as PDC foram maiores do que as obtidas para a produção de leite até 305 dias de lactação, indicando o potencial uso dos registros de produção dos controles individuais nas avaliações genéticas de animais da raça Holandesa no Brasil.

Assim é importante verificar o ajuste de outros modelos, particularmente de modelos multi-caráter e os modelos de regressão aleatória, para concluir definitivamente sobre a melhor modelagem das produções do dia do controle na avaliação da raça Holandesa no Brasil.

4 PARÂMETROS GENÉTICOS PARA AS PRODUÇÕES DE LEITE DO DIA DO CONTROLE E DA PRIMEIRA LACTAÇÃO DE VACAS DA RAÇA HOLANDESA USANDO MODELOS UNI E BI-CARÁTER¹

Cláudio Manoel Rodrigues de Melo², Irineu Umberto Packer³, Claudio Nápolis Costa⁴,
Paulo Fernando Machado³

¹Pesquisa financiada pela Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de São Paulo (FAPESP), processo 99/03838-6 e pelo Prodetab/Embrapa, integrante do Projeto 054-02/99.

²Bolsista da FAPESP. Departamento de Zootecnia - USP/ESALQ, 13418-900 Piracicaba/SP Brasil. cmrmelo@esalq.usp.br

³Professores do Departamento de Zootecnia - USP/ESALQ, 13418-900 Piracicaba/SP Brasil. ⁴Pesquisador da Embrapa Gado de Leite, 36038-330 Juiz de Fora/MG Brasil. Bolsista do CNPq

Resumo

Foram utilizados 263.390 registros de produção de leite do dia do controle (PDC) de 32.448 primeiras lactações de vacas da raça Holandesa com parto no período de 1991 a 2001 para estimar componentes de variância e parâmetros genéticos com um modelo animal e a metodologia REML. Os registros de produção foram coletados pelo Serviço de Controle Leiteiro da Associação Brasileira de Criadores de Bovinos da Raça Holandesa e suas afiliadas estaduais e disponibilizados pela Embrapa Gado de Leite. O modelo para ajuste da produção de leite até 305 dias (P305) incluiu os efeitos fixos de rebanho-ano de parto, época do parto e idade da vaca ao parto, com termos linear e quadrático e os efeitos aleatórios de animal e erro. Os mesmos efeitos foram incluídos no modelo para as PDC, exceto para o efeito fixo de grupo contemporâneo, definido por rebanho-ano-mês do controle. As estimativas de herdabilidade (h^2) para as PDC variaram de 0,22 (PDC1) a 0,36 (PDC4) com o modelo uni-caráter. Para o modelo bi-caráter as estimativas variaram de 0,23 (PDC1) a 0,33 (PDC3). Em ambos os

modelos observaram-se valores inferiores de r^2 no início e no fim do período de lactação. A estimativa de r^2 para a P305 com o modelo uni-caráter foi 0,27, enquanto que pelo modelo bi-caráter tais estimativas variaram de 0,27 a 0,30. As correlações genéticas (r_g) entre as PDC e a P305 foram altas, variando de 0,86 (PDC1 e P305) a 0,99 (PDC3 e P305). Estimativas de herdabilidade maiores para as PDC do que para a P305 e a alta correlação com a mesma indicam um potencial de uso das PDC nas avaliações genéticas de animais da raça Holandesa no Brasil. Embora predominantemente elevadas, as estimativas de r_g entre as PDC não foram homogêneas (0,64-1,0), não confirmando assim a pressuposição de que as PDC seriam medidas repetidas de um mesmo caráter.

Palavras Chave: componentes de variância, correlações, parâmetros genéticos, produções do dia do controle, análise multi-caráter

GENETIC PARAMETERS FOR TEST DAY AND LACTATION MILK YIELDS OF FIRST LACTATION HOLSTEIN COWS BY UNIVARIATE AND BIVARIATE MODELS

Summary

Covariance components for test day and lactation milk yields using 263,390 records of 32,448 first lactation Holstein cows were estimated using animal models by REML. Heritability estimates for univariate (0.22-0.36) and bivariate models (0.23-0.33) for test day milk yields were found to be smallest during early and late lactation. Heritability estimate for lactation milk yield when estimated by univariate model (0.27) was smaller than estimates obtained by bivariate models (0.27-0.30). Genetic correlations were higher between consecutive test days than between test days in the beginning and end of lactation. Larger heritability estimates for test day models and large genetic correlations between test day and lactation yield (0.86-0.99) indicate a potential use of test day records in genetic evaluations. Heterogeneous genetic correlations (0.64-1.00) for test-day yields do not confirm the assumption that test day records are repeated measures of the same trait.

Key Words: genetic parameters, milk yield, multivariate analysis, test day model, variance components

4.1 Introdução

A confiabilidade das avaliações genéticas dos animais depende dos valores dos componentes de covariância e dos parâmetros genéticos estimados para os caracteres de interesse econômico. Em bovinos de leite, vários modelos para o ajuste das produções de leite do dia do controle (PDC), têm sido propostos como alternativa de substituição aos modelos para o ajuste da produção de leite até 305 dias de lactação (P305).

O uso das PDC tem resultado em estimativas de herdabilidades maiores do que as obtidas pelo ajuste de modelos para a P305, sugerindo maior confiabilidade nas estimativas dos valores genéticos dos animais. Neste contexto, o uso de modelos para o ajuste das PDC em substituição aos modelos para o ajuste da P305 tem sido investigado por vários autores (Van Tassell et al., 1992; Reents, et al., 1995b; Rekaya et al., 1995; Wiggans & Goddard, 1997 e Vargas et al., 1998).

Uma alternativa de ajuste das PDC é considerá-las como caracteres correlacionados. Embora não assumam nenhuma estrutura de covariância entre os registros sucessivos, este procedimento é computacionalmente mais exigente, contudo é necessário conhecer a magnitude das covariâncias entre as PDC na lactação e entre estas e a P305 para avaliar a potencialidade e estratégia de sua utilização nos procedimentos de seleção.

Alguns estudos desta natureza (Swalve, 1995a; Machado, 1997 e Rekaya et al., 1999) têm concluído que estimativas de herdabilidades são menores para as produções do início e fim do período de lactação, devido a menores estimativas de variância genética aditiva e a maiores estimativas de variâncias residuais para as PDC nestes períodos da lactação. De modo geral, estes resultados sugerem que as PDC podem ser usadas na seleção dos animais em substituição a P305. Entretanto, a escolha de quais controles usar deve considerar as estimativas de herdabilidade para as PDC e as estimativas de correlação genética entre as PDC e a P305. Assim as PDC que

apresentam maiores herdabilidades e maiores correlações genéticas com a P305 seriam as preferidas nos processos de seleção (El Faro, 2002).

Os mesmos estudos têm mostrado que as correlações genéticas entre as PDC e a P305 são superiores no período intermediário da lactação quando comparadas às aquelas do período inicial e do período final da lactação (Swalve, 1995 e Rekaya et al., 1999), embora Rekaya et al. (1995) e Machado (1997) tenham relatado estimativas de correlações genéticas superiores entre PDC e P305 no início e fim da lactação.

O objetivo deste estudo é estimar componentes de covariância e parâmetros genéticos, usando modelos uni e bi-caráter, para o ajuste das produções de leite do dia do controle e para a produção de leite até 305 dias de primeiras lactações de vacas da raça Holandesa.

4.2 Material e Métodos

4.2.1 Dados

Os registros de produção de leite foram coletados pelo Serviço de Controle Leiteiro (SCL) da Associação Brasileira de Criadores de Bovinos da Raça Holandesa (ABCBRH) e de suas filiadas estaduais e disponibilizados pelo Arquivo Zootécnico Nacional (AZN), gerenciado pela Embrapa Gado de Leite.

Foram utilizadas 263.390 produções de controles mensais obtidas entre cinco e 305 dias após o parto, de 32.448 primeiras lactações de vacas Holandesas com pelo menos três controles de produção e com idade ao parto entre 18 a 48 meses.

O arquivo com informações de genealogia dos animais, para a estruturação da matriz de coeficientes de parentesco (**A**), foi caracterizado pela inclusão de 3.737 registros de touros aos 41.069 registros de vacas. Entretanto, animais não informativos (i.e., ambos parentes desconhecidos e somente um descendente) foram eliminados.

Assim, a matriz **A** incluiu 40.770 animais. Uma descrição detalhada sobre os dados e critérios de edições utilizados é apresentada por Melo et al.¹.

4.2.2 Modelos

O modelo utilizado para o ajuste das PDC ou para o ajuste da P305 foi:

$$y_{ijk} = GC_i + EPOCA_j + \sum_{n=1}^2 b_n x_{ijk} + a_{ijk} + e_{ijk} \quad (1)$$

em que:

y_{ijk} é a PDC ou a P305; GC_i é o efeito do grupo contemporâneo i , formado pela combinação de rebanho-ano-mês do controle (PDC) ou de rebanho-ano de parto (P305); $EPOCA_j$ é a época do parto j ; b_1 e b_2 são os coeficientes de regressão linear e quadrático do caráter em função da idade da vaca ao parto; x_{ijk} é a idade da vaca ao parto, em dias; a_{ijk} é o efeito genético aditivo aleatório do animal k pertencente ao rebanho-ano de parto i e a época de parto j ; e e_{ijk} é o erro aleatório associado a cada observação.

Na forma matricial o modelo pode ser escrito como:

$$\mathbf{y} = \mathbf{Xb} + \mathbf{Za} + \mathbf{e} \quad (2)$$

em que \mathbf{y} é o vetor das observações; \mathbf{b} é o vetor dos efeitos fixos; \mathbf{a} é o vetor de efeito aleatório de animal; \mathbf{e} é o vetor de efeito aleatório residual; e \mathbf{X} e \mathbf{Z} são as matrizes de incidência relativa às observações, para efeitos fixos e efeito aleatório de animal, respectivamente.

¹ MELO, C.M.R. de; PACKER, I.U.; COSTA, C.N.; MACHADO, P.F. Parâmetros genéticos para as produções de leite do dia do controle e da primeira lactação de vacas da raça Holandesa. (Trabalho não publicado).

Assumiu-se:

$$\begin{bmatrix} \mathbf{a} \\ \mathbf{e} \end{bmatrix} \sim N(\mathbf{0}, \mathbf{V}); \mathbf{V} = \begin{bmatrix} \mathbf{G} \otimes \mathbf{A} & 0 \\ 0 & \mathbf{R} \otimes \mathbf{I}_N \end{bmatrix}$$

em que: \mathbf{G} é a matriz de covariância genética aditiva; \mathbf{R} é a matriz de covariâncias residuais; \mathbf{A} é a matriz de coeficientes de parentesco entre os animais; \mathbf{I}_N é uma matriz identidade cuja ordem é igual o número de animais e \otimes é o operador de produto direto entre matrizes. Os componentes de covariância foram estimados utilizando-se o programa REMLF90 (Misztal, 1999), baseado na metodologia de máxima verossimilhança restrita (REML), com o algoritmo de Maximização da Esperança (EM), e um processo de aceleração da convergência. Definiu-se como critério de convergência o valor do quadrado das diferenças entre estimativas consecutivas menor que 10^{-9} .

4.3 Resultados e Discussão

As informações sobre número de lactações e de controles, médias de produção em até 305 dias e nos controles e número de animais considerados no estudo, são apresentadas na Tabela 1.

Tabela 1. Número de observações (N), médias e desvios-padrão (DP) para a produção de leite do dia do controle (PDC) e respectivos dias em lactação (DEL) e para a produção de leite até 305 dias de lactação (P305).

Controle	N	Produção de leite (kg)		Dias em lactação	
		Média	DP	Média	DP
PDC1	30.904	22,66	6,23	23	10
PDC2	31.308	24,58	6,46	55	12
PDC3	31.592	24,38	6,66	87	14
PDC4	30.460	23,82	6,76	119	16
PDC5	29.275	23,14	6,88	151	17
PDC6	28.201	22,30	6,87	183	19
PDC7	26.844	21,39	6,81	213	20
PDC8	24.649	20,48	6,75	244	19
PDC9	19.811	19,59	6,58	269	15
PDC10	10.346	18,92	6,48	291	9
P305	32.448	6.246,14	1.932,13	-	-

As PDC determinam a forma típica da curva de lactação, com ligeiro aumento da produção inicial, de aproximadamente 22 kg, até o pico da lactação (período entre 55 a 87 dias de lactação) com aproximadamente 24 kg, decrescendo posteriormente até aproximadamente 19 kg de leite ao final da lactação. A variação da produção de leite apresentou-se homogêneas (desvio-padrão médio de 6,65 kg de leite) nos controles da lactação.

As estimativas dos componentes de variância e herdabilidades para as PDC e para a P305 são apresentadas na Tabela 2.

Tabela 2. Estimativas dos componentes de variância genética aditiva ($\hat{\sigma}_a^2$), residual ($\hat{\sigma}_e^2$), fenotípica ($\hat{\sigma}_p^2$) e de herdabilidades (\hat{h}^2) para as produções de leite do dia do controle (PDC) e para a produção de leite até 305 dias (P305) de primeiras lactações de vacas da raça Holandesa, em análise uni-caráter e as eficiências relativa de seleção (ERS¹).

Controle	$\hat{\sigma}_a^2$	$\hat{\sigma}_e^2$	$\hat{\sigma}_p^2$	\hat{h}^2	ERS ¹
PDC1	5,01	17,86	22,87	0,22	0,77
PDC2	6,65	14,99	21,64	0,31	0,99
PDC3	7,55	14,19	21,74	0,35	1,12
PDC4	7,88	13,84	21,72	0,36	1,12
PDC5	6,77	14,73	21,50	0,32	1,05
PDC6	6,66	14,52	21,18	0,31	1,04
PDC7	6,65	14,25	20,90	0,32	1,01
PDC8	6,32	14,44	20,76	0,30	1,02
PDC9	5,34	15,47	20,81	0,26	0,93
PDC10	4,80	15,57	20,37	0,24	0,89
P305	647.700	1.719.000	2.366.700	0,27	0,77

¹ERS = $\frac{\hat{r}_a \sqrt{\hat{h}_{PDC}^2}}{\sqrt{\hat{h}_{P305}^2}}$, em que \hat{r}_a é a correlação genética entre a PDC e a P305, \hat{h}_{PDC}^2 e \hat{h}_{P305}^2 são, respectivamente, a de herdabilidade para a PDC e para P305 (Ribas & Perez, 1990).

As estimativas de variância genética aditiva para as PDC aumentaram do primeiro controle (5,01 kg²) até o quarto controle (7,88 kg²) reduzindo a partir deste controle até o último controle (4,80 kg²). As maiores estimativas foram obtidas para as PDC3 e PDC4. Ao contrário do observado para as variâncias genéticas, as estimativas

das variâncias residuais foram superiores para as produções do início (PDC1) e do fim (PDC10) do período de lactação.

Os valores de herdabilidade aumentaram do início da lactação até a fase intermediária (quarto controle) e a partir deste ponto, até o final da lactação, ocorreu uma diminuição nestes valores (Figura 1). O maior valor das estimativas de herdabilidade para as PDC na fase intermediária da lactação ocorreu mais em função do aumento nas estimativas das variâncias genéticas do que em função da redução das variâncias residuais. Estes resultados coincidem com os obtidos por Olori (1997), Rekaya et al. (1999) e Ferreira (1999), mas não com os apresentados por El Faro (2002) que obteve maior estimativa de herdabilidade para os controles do início e do fim do período da lactação. As estimativas de herdabilidade para as PDC foram geralmente superiores à obtida para a P305, exceto para as PDC1, PDC9 e PDC10 (Figura 1). Estes resultados também se assemelham aos reportados em vários outros estudos (Meyer et al., 1989; Swalve, 1995a; Kettunen et al., 1998 e Machado et al., 1998).

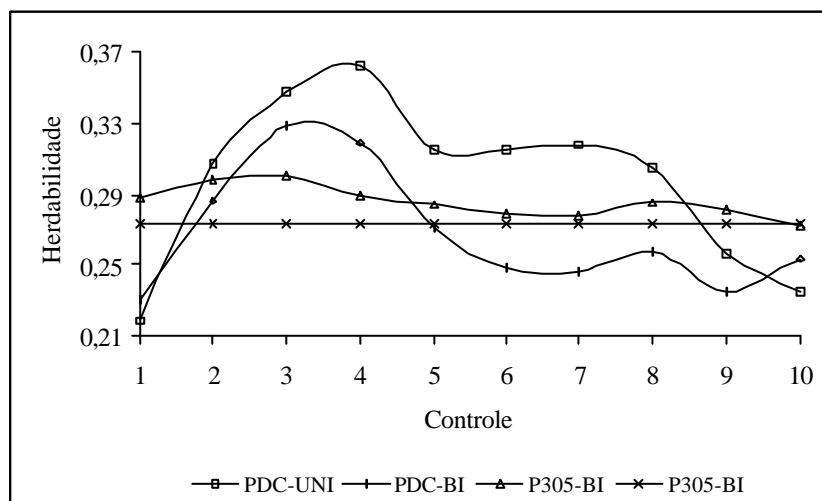


Figura 1 - Estimativas de herdabilidade obtidas, respectivamente, com modelos uni-caráter e bi-caráter, para as produções de leite do dia do controle (PDC-UNI e PDC-BI) e para a produção de leite até 305 dias (P305-UNI e P305-BI) de primeiras lactações de vacas da raça Holandesa.

As estimativas de herdabilidade resultantes das análises bi-caráter (Tabela 3) foram semelhantes às estimativas obtidas nas análises uni-caráter e situaram-se dentro do intervalo de valores relatados por Ferreira (1999) e Rekaya et al. (1999).

Tabela 3. Estimativas dos componentes de variância genética aditiva (σ_a^2), residual (σ_e^2), fenotípica (σ_p^2) e de herdabilidades (\hat{h}^2) para as produções de leite do dia do controle (PDC) e para a produção de leite até 305 dias (P305) de primeiras lactações de vacas da raça Holandesa, em análise bi-caráter.

Controle	P305							
	σ_{aPDC}^2	σ_{ePDC}^2	σ_{pPDC}^2	\hat{h}_{PDC}^2	σ_{aP305}^2 ¹	σ_{eP305}^2 ¹	σ_{pP305}^2 ¹	\hat{h}_{P305}^2
PDC1	5,37	17,90	23,27	0,23	686,8	1695	2381,8	0,29
PDC2	6,31	15,75	22,06	0,29	709,5	1673	2382,5	0,30
PDC3	7,32	14,94	22,26	0,33	717,3	1670	2387,3	0,30
PDC4	7,42	15,86	23,28	0,32	685,7	1684	2369,7	0,29
PDC5	6,56	17,66	24,22	0,27	670,8	1691	2361,8	0,28
PDC6	6,19	18,75	24,94	0,25	656,7	1700	2356,7	0,28
PDC7	6,31	19,31	25,62	0,25	656,4	1707	2363,4	0,28
PDC8	6,74	19,43	26,17	0,26	678,2	1699	2377,2	0,29
PDC9	6,21	20,16	26,37	0,24	668,6	1711	2379,6	0,28
PDC10	6,49	19,13	25,62	0,25	646,0	1727	2373,0	0,27

¹Estimativas expressas em 10^{-3} .

As estimativas das correlações genéticas e fenotípicas entre as PDC e entre estas e a P305 são mostradas na Tabela 4 e Figuras 2 e 3.

As correlações genéticas para as PDC variaram de 0,64 (entre PDC1 e PDC10) a 1 (entre PDC3 e PDC7 e entre PDC4 e PDC9), entretanto as maiores frequências foram para valores próximos ou iguais a 1 (71% $\geq 0,95$ e 47% $\geq 0,98$). As correlações entre as PDC a partir do sexto controle (\geq PDC6) foram todas iguais a 0,98. Entretanto as correlações genéticas entre as PDC do início (\leq PDC3) e do final (\geq PDC8) da lactação foram inferiores a 0,91 (Figura 2). As correlações fenotípicas variaram de 0,27 (entre PDC1 e PDC10) a 0,78 (entre PDC3 e PDC4, entre PDC4 e PDC5, entre PDC5 e PDC6, entre PDC6 e PDC7 e entre PDC7 e PDC8) e apresentaram o mesmo comportamento das correlações genéticas, com valores superiores entre as PDC adjacentes (Figura 3).

Tabela 4. Estimativas de correlações genéticas (acima da diagonal), fenotípicas (abaixo da diagonal) entre as produções de leite do dia do controle (PDC) e a produção de leite até 305 dias (P305) de primeiras lactações de vacas da raça Holandesa.

	PDC1	PDC2	PDC3	PDC4	PDC5	PDC6	PDC7	PDC8	PDC9	PDC10	P305
PDC1	-	0,96	0,96	0,95	0,93	0,92	0,90	0,84	0,75	0,64	0,86
PDC2	0,71	-	0,98	0,97	0,95	0,94	0,95	0,88	0,82	0,80	0,93
PDC3	0,61	0,77	-	0,98	0,97	0,96	1,00	0,91	0,86	0,85	0,99
PDC4	0,53	0,69	0,78	-	0,98	0,98	0,97	0,97	1,00	0,96	0,97
PDC5	0,48	0,63	0,71	0,78	-	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98	0,97
PDC6	0,44	0,58	0,66	0,71	0,78	-	0,98	0,98	0,98	0,98	0,97
PDC7	0,40	0,53	0,61	0,65	0,71	0,78	-	0,98	0,98	0,98	0,93
PDC8	0,37	0,49	0,56	0,60	0,65	0,71	0,78	-	0,98	0,98	0,96
PDC9	0,33	0,44	0,51	0,54	0,58	0,62	0,68	0,77	-	0,98	0,95
PDC10	0,27	0,38	0,46	0,48	0,51	0,55	0,60	0,68	0,76	-	0,96
P305	0,57	0,68	0,74	0,77	0,81	0,83	0,83	0,83	0,80	0,76	-

As correlações residuais (resultados não apresentados) foram inferiores as demais (genéticas e fenotípicas), com valores variando entre 0,69 (entre PDC5 e PDC7, entre PDC7 e PDC8 e entre PDC8 e PDC10) e 0,15 (entre PDC1 e PDC10). Estes resultados, com valores de correlações genéticas superiores entre as produções dos controles consecutivos, assemelham-se aos obtidos por Meyer et al. (1989), Swalve (1995a), Gadini (1997) e Olori et al. (1999).

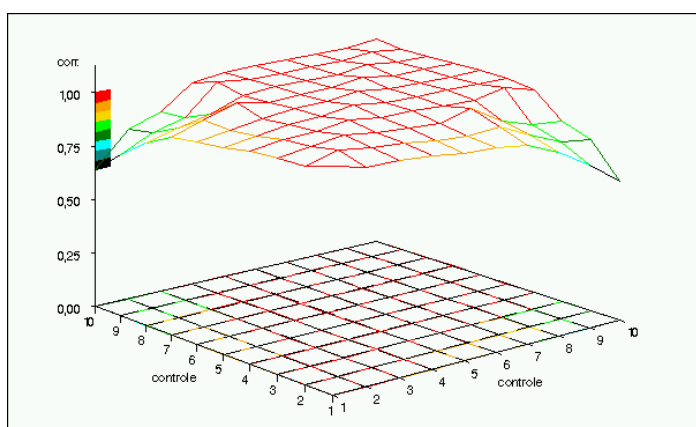


Figura 2 - Estimativas de correlações genéticas entre as produções de leite do dia do controle (PDC) de primeiras lactações de vacas da raça Holandesa.

As correlações genéticas entre as PDC e a P305 foram altas, variando de 0,86 (entre PDC1 e P305) a 0,99 (entre PDC3 e P305) com maiores valores entre as PDC do período intermediário da lactação e a P305 (Tabela 4). Desta forma se as decisões de descarte dos animais forem baseadas nas PDC da fase intermediária da lactação, que apresentam maiores valores de herdabilidade (Tabela 2) e maiores correlações genéticas com a P305 (Tabela 4), poderia se obter maiores ganhos genéticos na P305 do que se decisões fossem tomadas com base nas PDC da fase inicial ou final da lactação. Assim, maior ganho genético na P305, pode ser conseguido por seleção indireta baseada nas PDC3 a PDC8, particularmente nas PDC3 e PDC4 que apresentam maior eficiência relativa do que a seleção direta para a P305 (Tabela 2). Ribas & Perez (1990) relataram maior eficiência relativa de seleção para o PDC5 e PDC6 em estudo como PCD de primeiras lactações de vacas Holandesas.

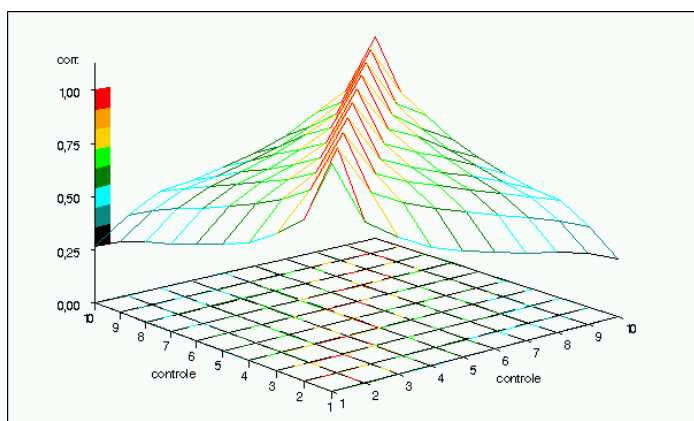


Figura 3 - Estimativas de correlações fenotípicas entre as produções de leite do dia do controle (PDC) de primeiras lactações de vacas da raça Holandesa.

Estimativas de covariâncias genéticas e fenotípicas entre as PDC são apresentadas na Tabela 5.

Tabela 5. Estimativas de covariância genética (acima da diagonal) e fenotípica (abaixo da diagonal) entre as produções de leite do dia do controle (PDC) de primeiras lactações de vacas da raça Holandesa.

	PDC1	PDC2	PDC3	PDC4	PDC5	PDC6	PDC7	PDC8	PDC9	PDC10
PDC1	-	5,94	6,37	6,68	5,81	7,51	5,10	5,21	3,98	3,29
PDC2	9,93	-	7,71	7,34	6,82	6,50	6,09	5,95	4,88	4,78
PDC3	7,21	9,77	-	7,96	7,66	7,21	7,30	6,64	5,61	5,57
PDC4	5,31	7,67	9,20	-	7,94	7,67	7,47	7,51	7,13	6,69
PDC5	4,99	6,87	8,08	9,37	-	6,82	6,69	7,25	6,43	6,50
PDC6	4,03	5,97	7,21	7,90	10,15	-	6,96	7,33	6,43	6,77
PDC7	3,74	5,35	6,03	6,76	8,63	9,78	-	6,53	6,23	6,42
PDC8	2,82	4,43	5,56	5,50	6,75	7,94	9,98	-	6,14	6,09
PDC9	3,13	4,40	5,46	4,57	5,60	6,87	8,23	10,14	-	5,28
PDC10	2,52	3,20	4,22	3,64	4,49	4,94	6,23	8,28	10,86	-

As covariâncias genéticas e fenotípicas entre as PDC foram maiores particularmente na fase intermediária da lactação, diminuindo em magnitude à medida que os mesmos se distanciavam. Considerando que as estimativas de correlações genéticas entre as PDC foram altas e próximas à unidade entre a maioria das PDC ($71\% \geq 0,95$), eventualmente e dependendo do contexto, pode-se assumir as correlações iguais à unidade entre as PDC. Este fato sugere que um modelo de repetibilidade (Rekaya et al., 1999 e Melo et al.¹) poderia ser utilizado para o ajuste das PDC visto que o mesmo é mais parcimonioso, pois necessita estimar apenas três componentes de covariância e portanto, menos exigente em termos de demanda computacional e tempo de processamento.

Apesar de maior simplicidade e eventual facilidade de análise ao assumir variâncias constantes e correlações iguais a um entre as PDC, o modelo de repetibilidade não considera a forma da curva da lactação. Contudo ajustar todas as produções disponíveis ao longo da lactação em um modelo multi-caráter é mais difícil devido ao maior número de parâmetros a serem estimados. Neste contexto, os modelos de regressão aleatória, com sub modelos que permitem o ajuste da forma da curva da

¹ MELO, C.M.R. de; PACKER, I.U.; COSTA, C.N.; MACHADO, P.F. Parâmetros genéticos para as produções de leite do dia do controle e da primeira lactação de vacas da raça Holandesa. (Trabalho não publicado).

lactação e consideram a estrutura de covariância entre as PDC, caracterizam-se como uma interessante e promissora alternativa para o ajuste das PDC (Brotherstone et al., 2000; Pool et al., 2000; Kettunen et al., 2000; Pool & Meuwissen, 1999 e Jakobsen et al., 2002) devendo assim ser investigados em estudos futuros.

4.4 Conclusões

Estimativas de herdabilidade para as PDC superiores às obtidas para a P305 e elevadas correlações genéticas entre elas, sugerem o uso das PDC nos procedimentos de seleção para a produção de leite da raça Holandesa no Brasil.

As PDC da fase intermediária da lactação podem ser utilizadas com critérios de seleção dos animais, particularmente àquelas que são mais herdáveis (produções dos controles dois a oito) do que a produção de leite até 305 dias e com ela altamente correlacionadas. Nesta situação a seleção indireta baseada nas PDC pode ser mais eficiente que a seleção direta para P305.

Estimativas de correlações genéticas altas e próximas à unidade entre a maioria das PDC sugerem que eventualmente pode-se assumir correlação igual a um entre as PDC e ajustar um modelo de repetibilidade, que é mais parcimonioso e menos exigente em termos de demanda computacional. Entretanto é importante verificar o ajuste de outros modelos, particularmente com o uso de regressão aleatória, para se concluir definitivamente sobre a melhor utilização das PDC na avaliação genética da raça Holandesa no Brasil.

5 PARÂMETROS GENÉTICOS PARA A PRODUÇÃO DE LEITE DO DIA DO CONTROLE DE PRIMEIRAS LACTAÇÕES DE VACAS DA RAÇA HOLANDESA USANDO MODELOS DE REGRESSÃO ALEATÓRIA COM FUNÇÕES PARAMÉTRICAS¹

Cláudio Manoel Rodrigues de Melo², Irineu Umberto Packer³, Claudio Nápolis Costa⁴, Paulo Fernando Machado³

¹Pesquisa financiada pela Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de São Paulo (FAPESP), processo 99/03838-6 e pelo Prodetab/Embrapa, integrante do Projeto 054-02/99.

²Bolsista da FAPESP. Departamento de Zootecnia - USP/ESALQ, 13418-900 Piracicaba/SP Brasil. cmrmelo@esalq.usp.br

³Professores do Departamento de Zootecnia - USP/ESALQ, 13418-900 Piracicaba/SP Brasil. ⁴Pesquisador da Embrapa Gado de Leite, 36038-330 Juiz de Fora/MG Brasil. Bolsista do CNPq.

Resumo

Foram utilizados 263.390 registros de produção de leite do dia do controle de 32.448 primeiras lactações de vacas da raça Holandesa, paridas no período de 1991 a 2001, para estimar componentes de variância e parâmetros genéticos usando modelos de regressão aleatória e a metodologia REML. Duas curvas foram utilizadas para descrever a trajetória da lactação: a polinomial logarítmica (AS) e a exponencial (W), sob duas formas: a padrão e com uma modificação para reduzir a amplitude das covariáveis e contornar problemas de convergência (W*). No ajuste da curva AS considerou-se heterogeneidade de variâncias residuais (VR) entre classes de dias em lactação (cDEL). As estimativas das VR entre cDEL foram muito semelhantes, variando de 4,15 a 5,11. As herdabilidades obtidas pelo ajuste da curva AS (0,29-0,42) e pela curva W* (0,33-0,40) também foram semelhantes, contudo as estimativas obtidas pelo ajuste da curva W (0,25-0,65) foram superiores as obtidas pelo ajuste das curva AS e W*, principalmente

no final da lactação. As correlações genéticas entre as produções de controles consecutivos foram próximas da unidade, mas reduziram com o aumento do intervalo entre os controles. Os resultados indicam o modelo de AS com homogeneidade de VR como o mais apropriado para o ajuste das PDC entre os avaliados, embora o modelo W* tenha resultado em estimativas de herdabilidade mais estáveis ao longo da lactação.

Palavras Chaves: componente de variância, correlações, parâmetros genéticos, produções do dia do controle, modelos de regressão aleatória

GENETIC PARAMETERS FOR TEST DAY MILK YIELDS OF FIRST LACTATION HOLSTEIN COWS BY RANDOM REGRESSION MODELS USING PARAMETRIC CURVES

Summary

Covariance components for test day milk yield using 263,390 records of 32,448 first lactation Holstein cows were estimated using random regression animal models by REML. Two functions were used in order to adjust the shape of the lactation curve: the five-parameter logarithmic Ali and Schaeffer function (AS) and the three-parameter exponential Wilmink function in its standard form (W) and in a modified form (W*) used in order to reduce the range of covariates and avoid convergence problems. Heterogeneous error variance (EV) for classes of days in milk (cDIM) was considered in adjusting the AS function. Estimates of EV for cDIM were quite similar, ranging from 4.15 to 5.11. Heritability estimates for AS (0.29-0.42) and W* (0.33-0.40) were similar, but heritability estimates obtained for W (0.25-0.65) were higher than those estimated by the other functions, particularly at the end of lactation. Genetic correlations between milk yield on consecutive test days (TD) were close to unity, but they decreased with an increase of the interval between test days. These results suggest the five-parameter function (AS) homogeneous EV model as the best fit among those evaluated, but W* resulted in more stable heritability estimates for TD milk yield across lactation.

Key Words: genetic parameters, milk yield, random regression model, test day model, variance components

5.1 Introdução

Recentemente o ajuste de modelos para as produções do dia do controle (PDC) tem recebido considerável atenção da pesquisa em melhoramento genético de bovinos leiteiros (Swalve 2000; Misztal et al., 2000 e Jensen, 2002). O uso das PDC permite uma definição mais precisa dos grupos contemporâneos (GC) e dos efeitos ambientais a eles associados e portanto, uma descrição mais específica dos efeitos de estágio de lactação e reprodutivo dos animais em produção. Outras características associadas as PDC é o uso de mais informações de um mesmo animal nas avaliações genéticas, um melhor ajuste para lactações de diferentes durações e a possibilidade de ajuste para as diferenças individuais na forma da curva de lactação, o que permite a avaliação para persistência da lactação. Em adição e talvez o mais importante, o uso das PDC torna possível a avaliação de animais com lactações em curso ou parciais, o que viabiliza a realização de avaliações mais frequentes e assim, a redução do intervalo de gerações (Hill et al., 1995; Swalve, 2000 e Jensen, 2002).

Vários tipos de modelos têm sido descritos para o ajuste das PDC (Swalve, 1995a, 1995b, 1998, 2000; Misztal et al., 2000 e Jensen, 2002). As funções de covariância (FC) e os modelos de regressão aleatória (MRA) permitem modelar a estrutura de covariância presente entre as PDC, evitando a simplicidade associada aos modelos de repetibilidade (MR), os quais assumem correlação igual à unidade e variância constantes entre as PDC e a complexidade computacional associada aos modelos multi-caracteres (MMC) particularmente em relação ao grande número de parâmetros que necessitam ser estimados (Jamrozik & Schaeffer, 1997; Meyer, 1998b; Misztal et al., 2000 e Swalve, 2000).

Tais características associadas aos modelos para ajuste das PDC têm motivado pesquisadores de vários países a investigarem a implementação destes procedimentos em sistemas nacionais de avaliação genética (Jones & Goddard, 1990; Swalve, 1995a; Rekaya et al., 1999; Jamrozick et al., 1998; Ptak & Zarnicki, 1998; Schaeffer et al.,

2000; Lidauer et al., 2000; Pool et al., 2000 e Samoré et al., 2002). Neste contexto Jamrozik & Schaeffer (1997) relataram estimativas de herdabilidade muito altas para as PDC bem como correlações genéticas negativas entre as PDC quando a curva de Ali & Schaeffer (1987) foi usada como a função de ajuste do efeito genético aditivo e o efeito permanente de ambiente considerado constante em MRA. Posteriormente Jamrozik et al., (1997c), utilizando a curva de Wilmink (1987) para modelar os efeitos genético e permanente de ambiente, reportaram estimativas de herdabilidades mais realistas nas extremidades da lactação, mostrando a importância da modelagem adequada do efeito permanente de vaca nos MRA para o ajuste das PDC. Brotherstone et al. (2000) observaram que as curvas paramétricas de Ali & Schaeffer (1987) e de Wilmink (1987) quando comparadas aos polinômios ortogonais de Legendre com o mesmo número de parâmetros, mostraram-se mais adequadas para ajustar a curva de lactação de vacas primíparas da raça Holandesa.

Verifica-se portanto que as funções paramétricas de Ali & Schaeffer (1987) e de Wilmink (1987) têm se caracterizado como alternativas interessantes no ajuste de MRA para as PDC, ao permitir a modelagem da curva de lactação e simultaneamente caracterizar a estrutura das covariâncias entre as PDC (Jamrozik & Schaeffer, 1997; Jamrozik et al., 1997c e Brotherstone et al., 2000). Todavia é importante observar que a implementação dos MRA para as PDC na rotina dos sistemas de avaliação genética de bovinos de leite depende das estimativas dos componentes de covariância e dos parâmetros genéticos. Assim este estudo tem como objetivo avaliar e comparar duas funções paramétricas, a logarítmica (AS) proposta por Ali & Schaeffer (1987) e a exponencial (W) proposta por Wilmink (1987) ajustadas aos registros de produção de leite do dia do controle de primeiras lactações de vacas da raça Holandesa por modelos de regressão aleatória.

5.2 Material e Métodos

5.2.1 Dados

Os registros de produção de leite foram disponibilizados pelo Serviço de Controle Leiteiro (SCL) da Associação Brasileira de Criadores de Bovinos da Raça Holandesa (ABCBRH) e de suas filiadas estaduais no período de 1991 a 2001 e se originaram de 39.048 lactações oriundas de 531 rebanhos localizados nos Estados de São Paulo (SP), Minas Gerais (MG), Rio Grande do Sul (RS), Santa Catarina (SC) e Espírito Santo (ES).

Para ajuste dos MRA foram utilizadas as PDC obtidas entre cinco e 305 dias após o parto de vacas com idade entre 18 a 48 meses que tivessem pelo menos três controles individuais de produção na lactação, com o primeiro controle realizado até 45 dias após o parto. Em adição, condicionou-se que cada GC, definido como rebanho-ano-mês do controle, incluísse pelo menos quatro vacas. Após estas restrições foram utilizadas nas análises estatísticas 32.448 primeiras lactações com 263.390 produções do dia do controle.

O arquivo com informações de genealogia dos animais, para a estruturação da matriz de coeficientes de parentesco (**A**), foi caracterizado pela inclusão de 3.737 registros de touros aos 41.069 registros de vacas. Entretanto, animais não informativos (i.e., ambos parentes desconhecidos e somente um descendente) foram eliminados. Assim, na matriz **A** foram incluídos 40.770 animais.

5.2.2 Descrição das Curvas

A modelagem da curva de lactação e da estrutura de covariância entre as PDC foi realizada com as seguintes funções:

a) Curva logarítmica de Ali & Schaeffer (1987), caracterizada por cinco parâmetros, representada por AS e definida por:

$$a_0 + a_1c + a_2c^2 + a_3(\ln 1/c) + a_4(\ln 1/c)^2 \quad (1)$$

onde $c = \text{DEL}/305$ e DEL é dias em lactação.

b) Curva exponencial de Wilmink (1987), caracterizada por quatro parâmetros, representada por W e definida por:

$$a_0 + a_1t + a_2 \exp(-a_3t) \quad (2)$$

onde $t = \text{DEL}$;

c) e ainda por:

$$a_0 + a_1t/100 + a_2 \exp(-a_3t) \quad (3)$$

que é uma variação alternativa de W, representada por W^* , em que, no segundo termo, a divisão de t por 100 teve como objetivo reduzir a amplitude das covariáveis visando melhorar as propriedades numéricas do modelo (Jakobsen et al., 2002).

Na curva de Wilmink, o quarto parâmetro (a_3) é geralmente considerado como uma constante, reduzindo o número de parâmetros a serem estimados de quatro para três, o que simplifica o ajuste da curva. Nesse estudo assumiu-se o valor de -0,05 para o parâmetro a_3 .

5.2.3 Modelo Estatístico

Em sua expressão geral, o modelo de análise é representado por:

$$y_{it} = F_{it} + \sum_{m=0}^{f-1} \hat{a}_m P_m(t) + \sum_{m=0}^{k-1} \hat{a}_{im} P_m(t) + \sum_{m=0}^{k-1} \tilde{a}_{im} P_m(t) + e_{it} \quad (4)$$

em que:

y_{it} é a produção de leite da vaca i tomada no dia t ; \hat{a}_m são os coeficientes de regressão fixa para curva média da população; \hat{a}_{im} e \tilde{a}_{im} são, respectivamente, os coeficientes de regressão aleatória do efeito genético aditivo e permanente de ambiente para a vaca i ; e_{it} é a medida de erro associado com classes do tempo t ; F_{it} representa os demais efeitos fixos do modelo, i.e. efeitos de rebanho-ano-mês do controle, da época do parto da vaca e da idade da vaca ao parto como covariável, com termos linear e quadrático; $P_m(t)$ é a m th função básica da curva ajustada; f e k são indicadores do número de coeficientes dos efeitos fixos e aleatórios da curva ajustada. Assim, como exemplo para curva AS (equação 1) tem-se: $P_0(t)=1$, $P_1(t)=c$, $P_2(t)=c^2$, $P_3(t)=\ln 1/c$, $P_4(t)=(\ln 1/c)^2$ e $f=k=6$.

O modelo acima pode ser escrito na forma matricial por:

$$\mathbf{y} = \mathbf{X}\mathbf{b} + \mathbf{Z}\mathbf{a} + \mathbf{Z}_D\mathbf{\tilde{a}} + \mathbf{e} \quad (5)$$

em que \mathbf{y} é o vetor das observações; \mathbf{b} é o vetor dos efeitos fixos; \mathbf{a} é o vetor dos coeficientes de regressão aleatória do efeito genético aditivo de animal; $\mathbf{\tilde{a}}$ é o vetor dos coeficientes de regressão aleatória do efeito permanente de ambiente; \mathbf{e} é o vetor de efeito aleatório residual; e \mathbf{X} , \mathbf{Z} e \mathbf{Z}_D são as matrizes de incidência correspondentes às observações, para efeitos fixos, efeitos aleatórios de animal e permanente de ambiente, respectivamente, para o quais assume-se:

$$\begin{bmatrix} \hat{\mathbf{a}} \\ \tilde{\mathbf{a}} \\ \mathbf{e} \end{bmatrix} \sim N(\mathbf{0}, \mathbf{V}), \quad \mathbf{V} = \begin{bmatrix} \mathbf{G}_A \otimes \mathbf{A} & \mathbf{0} & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{P}_D \otimes \mathbf{I} & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \mathbf{R} \end{bmatrix}, \text{ em que } \mathbf{G}_A \text{ e } \mathbf{P}_D \text{ são, respectivamente, as}$$

matrizes de covariâncias genética aditiva e de efeito permanente de ambiente para os coeficientes de regressão aleatória, \mathbf{A} é a matriz dos coeficientes de parentesco entre os animais, \mathbf{I} uma matriz identidade, \otimes é o operador de produto direto entre matrizes, e $\mathbf{R} = \text{diag}\{\sigma_{en}^2\}$, em que n representa as classes de dias em lactação (cDEL), para ajuste da variância heterogênea entre grupos ao longo da lactação. Assim, no ajuste da curva AS, $n = 1, \dots, 29$ para cDEL: 5-20, 21-30, ..., 295-305; $n = 1, \dots, 4$ para cDEL: 5-45, 46-115, 116-265 e 266-305, ou ainda $n = 1$ quando variância residual (VR) foi assumida homogênea ou constante ao longo da lactação. Os modelos ajustados usando a curva AS foram identificados por AS seguido de ME (medidas de erro) e do número de medidas de erro ajustadas (29, 4 ou 1). Assim ASME29 identifica um MRA usando a curva AS com ajuste de 29 grupos ou medidas de erro.

No ajuste da curva W e W^* considerou-se apenas variância residual homogênea, visto que em resultados prévios não foram observadas diferenças entre as estimativas de variância residual entre diferentes classes de cDEL, no ajuste da curva AS, conforme se discutirá adiante.

Os componentes de covariância para os efeitos aleatórios dos modelos ajustados foram estimados usando o programa 'DxMRR' (Meyer, 1998a) e o algoritmo de informação média (AI)REML o qual requer a primeira derivada da função de verossimilhança, mas simplifica o cálculo da segunda derivada por usar as matrizes de informação observada e esperada (Johnson & Thompson, 1995 e Meyer, 1997). Definiu-se como critério de convergência a diferença entre o valor da função de verossimilhança de iterações consecutivas menor que 10^{-4} . Cada análise foi repetida com os valores estimados na análise anterior até que o valor da função de verossimilhança fosse igual entre duas análises consecutivas.

A avaliação dos diferentes modelos ajustados foi feita através da comparação entre os componentes de covariância e parâmetros estimados para as funções ajustadas

entre si e relativamente aos parâmetros genéticos estimados por Melo et al.¹ para as PDC com modelo uni-caráter, entre os valores do logaritmo do máximo da função de verossimilhança ($\log \ell$) e valores que minimizam os Critérios de Informação de Akaike ($AIC = -2\log \ell + 2p$) e de Schwarz ($BIC = -2\log \ell + p \log(N - r(x))$) em que, p é o número de parâmetros estimados, N é o tamanho da amostra, $r(x)$ é o posto da matriz de coeficientes de efeitos fixos no modelo de análise (Kass & Raftery, 1995).

5.3 Resultados

Informações sobre número de observações, animais, distribuição dos registros, média e desvio-padrão da produção de leite nos controles individuais são apresentadas na Tabela 1. Observou-se que o número médio de controles por vaca foi oito e que 80,85% das vacas tinham oito ou mais controles enquanto apenas 9,39% apresentavam menos de cinco controles disponíveis.

Tabela 1. Estrutura dos dados, média observada e desvio-padrão da produção de leite do dia do controle.

Número (N) de observações no total	263.930	N de observações por estação de parto	
N de animais com observações	32.448	Estação 1	61.833
com 3 observações	1.516	Estação 2	78.820
com 4 observações	1.529	Estação 3	71.919
com 5 observações	1.477	Estação 4	50.818
com 6 observações	1.722	N de animais na análise ¹	49.394
com 7 observações	2.547	N de touros ²	1.955
com 8 observações	5.151	N de Mães ²	9.739
com 9 observações	9.091	N de grupo contemporâneo	14.537
com 10 observações	9.415	Média	20,57
		Desvio-padrão	5,99

¹Incluindo parentes sem observações; ²Com progênie no arquivo de dados.

¹ MELO, C.M.R. DE; PACKER, I.U.; COSTA, C.N.; MACHADO, P.F. Parâmetros genéticos para as produções de leite do dia do controle e da primeira lactação de vacas da raça Holandesa usando modelos uni e bi-caráter. (Trabalho não publicado).

Informações sobre o posto da matriz dos coeficientes de regressão aleatória para o efeito genético aditivo, número de parâmetros estimados, valor do logaritmo do máximo da função de verossimilhança e valores das estatísticas AIC e BIC calculados para os diferentes modelos de regressão aleatória são apresentadas na Tabela 2.

Os valores de $\log \ell$ e AIC indicam que o ajuste do modelo ASME29 é superior aos demais modelos estudados, enquanto pelo BIC o modelo mais parcimonioso (ASME1) foi indicado como sendo superior aos demais. Os valores obtidos para $\log \ell$ e AIC tendem a favorecer modelos com maior número de parâmetros enquanto o BIC, que penaliza mais o maior número de parâmetros, tende a selecionar modelos mais parcimoniosos. O modelo W apresentou dificuldade de convergência provavelmente devido a problemas numéricos ocorridos em função da amplitude das covariáveis, o que não foi observado com o modelo W*.

Tabela 2. Posto da matriz dos coeficientes de regressão aleatória para o efeito genético aditivo (\mathbf{G}_A), número de parâmetros (NP), o logaritmo da função de verossimilhança ($\log \ell$), critérios de informação de AIC e BIC para diferentes modelos ajustados.

Modelos	Posto de \mathbf{G}_A	NP	$\log \ell$	AIC	BIC
ASME29 ¹	5	59	-424.543,99	849.205,99	849.824,39
ASME4 ¹	5	34	-424.601,44	849.270,89	849.627,25
ASME1 ¹	5	31	-424.611,27	849.284,54	849.609,47
W ²	3	13	-445.036,06	890.098,12	890.234,38
W* ³	3	13	-430.912,37	861.850,73	861.986,99

¹ $a_0 + a_1c + a_2c^2 + a_3(\ln 1/c) + a_4(\ln 1/c)^2$ onde $c = \text{DEL}/305$ e DEL é dias em lactação;

² $a_0 + a_1t + a_2 \exp(-a_3t)$ onde $t = \text{DEL}$;

³ $a_0 + a_1t/100 + a_2 \exp(-a_3t)$ onde $t = \text{DEL}$.

O número de observações, média, desvios-padrão e estimativas de variância residual para produção de leite nos respectivos grupos de medidas de erro (classes de DEL) para os modelos ajustados são apresentadas na Tabela 3.

Tabela 3. Dias em lactação (DEL), número de observações (N), média e desvio padrão (DP) e estimativas de variância residual (VR) para produção de leite das classes de medidas de erro (ME) para os modelos ajustados.

ASME29 ¹											
ME	DEL	N	Média	DP	VR	ME	DEL	N	Média	DP	VR
1	5-20	13.273	19,61	5,36	4,81	16	161-170	9.027	20,95	6,01	4,47
2	21-30	9.807	21,39	5,43	4,73	17	171-180	8.896	20,67	5,87	4,25
3	31-40	9.913	22,07	5,57	4,75	18	181-190	8.832	20,28	5,93	4,20
4	41-50	9.762	22,61	5,59	4,72	19	191-200	8.876	20,15	5,91	4,47
5	51-60	9.746	22,54	5,62	4,51	20	201-210	8.526	19,89	5,81	4,58
6	61-70	9.787	22,65	5,68	4,81	21	211-220	8.540	19,56	5,85	4,81
7	71-80	10.048	22,62	5,75	4,53	22	221-230	8.386	19,32	5,94	4,96
8	81-90	9.751	22,36	5,72	4,51	23	231-240	8.145	19,09	5,77	4,62
9	91-100	9.784	22,32	5,78	4,27	24	241-250	7.994	18,62	5,76	4,48
10	101-110	9.758	22,11	5,83	4,24	25	251-260	7.858	18,33	5,72	4,46
11	111-120	9.528	21,93	5,81	4,27	26	261-270	7.480	18,06	5,76	5,11
12	121-130	9.597	21,80	5,86	4,37	27	271-280	7.105	17,68	5,65	4,60
13	131-140	9.396	21,67	6,01	4,76	28	281-290	6.697	17,46	5,68	4,15
14	141-150	9.148	21,29	5,91	4,62	29	291-305	8.508	17,18	5,58	4,29
15	151-160	9.222	21,14	5,90	4,49	-	-	-	-	-	-
ASME4 ¹						W ²					
ME	DEL	N	Média	DP	VR	ME	DEL	N	Média	DP	VR
1	5-45	38.162	21,10	5,66	4,78	1	5-305	263.930	20,57	5,99	4,56
2	46-115	68.263	22,42	5,98	4,50						
3	116-265	130.967	20,26	5,73	4,55						
4	266-305	259.98	17,48	5,59	4,53						
ASME1 ¹						W* ³					
ME	DEL	N	Média	DP	VR	ME	DEL	N	Média	DP	VR
1	5-305	263.930	20,57	5,99	4,56	1	5-305	263.930	20,57	5,99	5,63

¹ $a_0 + a_1c + a_2c^2 + a_3(\ln 1/c) + a_4(\ln 1/c)^2$ onde $c = \text{DEL}/305$ e DEL é dias em lactação;

² $a_0 + a_1t + a_2 \exp(-a_3t)$ onde $t = \text{DEL}$;

³ $a_0 + a_1t/100 + a_2 \exp(-a_3t)$ onde $t = \text{DEL}$.

As estimativas VR obtidas para as cDEL pelo ajuste do modelo ASME29 foram muito similares variando de 4,15 kg² para o ME28 a 5,11 kg² para o ME26. A média da VR obtida dos 29 grupos ajustados por este modelo foi 4,55 kg² com desvio padrão 0,26 kg². As estimativas das VR obtidas pelo ajuste do modelo ASME4 variaram de 4,78 kg² para ME1 a 4,50 kg² para ME2. A média da VR obtida pelo ajuste deste modelo com 4 grupos foi 4,59 kg² com desvio padrão 0,13 kg². O valor de VR estimado pelo ajuste do

modelo ASME1 foi $4,56 \text{ kg}^2$. Portanto, a variação observada entre os grupos de DEL foi muito pequena (Tabela 3 e Figura 1), com valores médios de VR muito próximos, não indicando a necessidade de ajuste para a heterogeneidade da VR. Os modelos W e W* foram então ajustados assumindo-se VR homogênea, cujos valores estimados foram, respectivamente, iguais a $4,56 \text{ kg}^2$ e $5,63 \text{ kg}^2$ e portanto, muito semelhantes às estimativas obtidas pelo ajuste da curva AS.

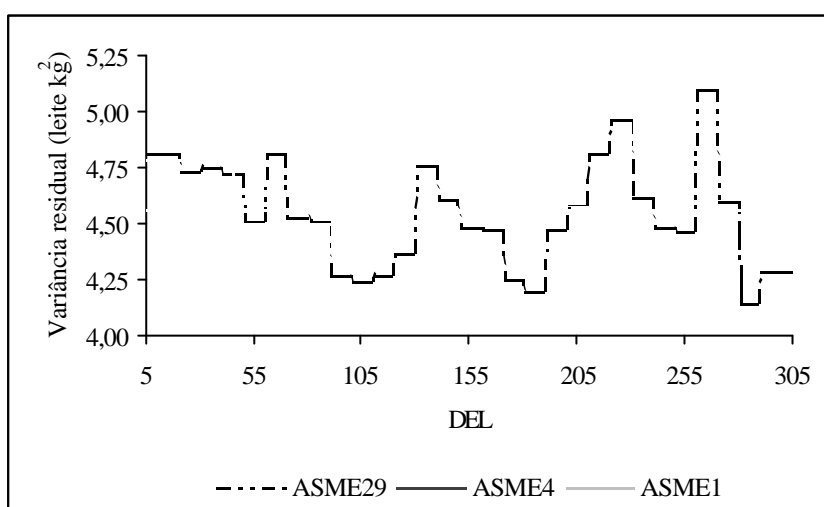


Figura 1 - Estimativas de variâncias residuais obtidas pelo ajuste do modelo ASME29, ASME4 e ASME1.

As estimativas de covariâncias e correlações entre os coeficientes de regressão aleatória para o efeito genético aditivo e permanente de ambiente da curva AS, autovalores associados (\ddot{e}) e respectivas proporções são apresentadas nas Tabelas 4 e 5.

Tabela 4. Estimativas de covariâncias e correlações entre os coeficientes de regressão aleatória de efeito genético aditivo da curva AS¹, os autovalores (\ddot{e}) associados a matriz \mathbf{G}_A e suas proporções em porcentagem.

		ASME29		ASME4		ASME1	
		Covariâncias	Correlações	Covariâncias	Correlações	Covariâncias	Correlações
a_0	a_0	370,76		369,03		369,72	
	a_1	-589,12	-0,97	-586,17	-0,97	-587,22	-0,97
	a_2	227,86	0,87	226,82	0,87	227,13	0,87
	a_3	-194,42	-0,98	-193,34	-0,98	-193,72	-0,98
	a_4	27,71	0,96	27,52	0,96	27,58	0,96
a_1	a_1	1.004,03		999,01		1.000,60	
	a_2	-414,15	-0,96	-412,35	-0,96	-412,82	-0,96
	a_3	310,16	0,95	308,30	0,95	308,88	0,95
	a_4	-44,58	-0,94	-44,25	-0,94	-44,35	-0,94
a_2	a_2	184,27		183,60		183,70	
	a_3	-118,62	-0,85	-117,94	-0,85	-118,12	-0,85
	a_4	17,06	0,84	16,95	0,84	16,98	0,84
a_3	a_3	105,63		104,97		105,17	
	a_4	-15,26	-0,99	-15,14	-0,99	-15,18	-0,99
	a_4	2,24		2,22		2,23	
Autovalores							
		Absoluto	%	Absoluto	%	Absoluto	%
\ddot{e}_0		3,13	0,19	3,12	0,19	3,12	0,19
\ddot{e}_1		1.622,58	97,34	1.614,51	97,33	1.617,11	97,33
\ddot{e}_2		39,58	2,37	39,56	2,38	39,56	2,38
\ddot{e}_3		1,61	0,10	1,61	0,10	1,61	0,10
\ddot{e}_4		0,02	0,00	0,02	0,00	0,02	0,00

¹ $a_0 + a_1c + a_2c^2 + a_3(\ln 1/c) + a_4(\ln 1/c)^2$ onde $c = \text{DEL}/305$ e DEL é dias em lactação.

As estimativas dos coeficientes de regressão aleatória para o efeito genético aditivo foram muito semelhantes, independentemente da modelagem da VR para a curva AS. A mesma tendência foi observada para as estimativas dos coeficientes para o efeito permanente de ambiente.

Tabela 5. Estimativas de covariâncias e correlações entre os coeficientes de regressão aleatória de efeito permanente de ambiente da curva AS¹, os autovalores (\ddot{e}) associados a matriz \mathbf{P}_D e suas proporções em porcentagem.

		ASME29		ASME4		ASME1	
		Covariâncias	Correlações	Covariâncias	Correlações	Covariâncias	Correlações
\mathbf{g}_0	\mathbf{g}_0	2.592,51		2.527,81		2.534,34	
	\mathbf{g}_1	-4.253,25	-0,99	-4.146,84	-0,99	-4.154,92	-0,99
	\mathbf{g}_2	1.694,03	0,92	1.649,27	0,92	1.650,50	0,92
	\mathbf{g}_3	-1.438,84	-0,99	-1.402,55	-0,99	-1.406,91	-0,99
	\mathbf{g}_4	207,85	0,98	202,57	0,98	203,25	0,98
\mathbf{g}_1	\mathbf{g}_1	7.131,71		6.956,75		6.966,19	
	\mathbf{g}_2	-2.943,20	-0,97	-2.869,76	-0,97	-2.870,57	-0,97
	\mathbf{g}_3	2.341,08	0,97	2.281,40	0,97	2.286,91	0,97
	\mathbf{g}_4	-335,57	-0,95	-326,88	-0,95	-327,73	-0,95
\mathbf{g}_2	\mathbf{g}_2	1.296,07		1.265,54		1.264,84	
	\mathbf{g}_3	-916,19	-0,89	-891,03	-0,89	-892,01	-0,89
	\mathbf{g}_4	129,33	0,86	125,64	0,86	125,79	0,86
\mathbf{g}_3	\mathbf{g}_3	809,90		789,54		792,43	
	\mathbf{g}_4	-118,08	-1,00	-115,13	-1,00	-115,58	-1,00
\mathbf{g}_4	\mathbf{g}_4	17,37		16,94		17,01	
Autovalores							
		Absoluto	%	Absoluto	%	Absoluto	%
\ddot{e}_0		3,93	0,03	3,93	0,03	3,92	3,92
\ddot{e}_1		11.674,30	98,50	11.383,10	98,50	11.400,60	98,49
\ddot{e}_2		162,65	1,37	162,97	1,41	163,69	1,41
\ddot{e}_3		6,60	0,06	6,58	0,06	6,59	0,06
\ddot{e}_4		0,04	0,03	0,04	0,00	0,04	0,00

¹ $a_0 + a_1c + a_2c^2 + a_3(\ln 1/c) + a_4(\ln 1/c)^2$ onde $c = \text{DEL}/305$ e DEL é dias em lactação.

As estimativas de covariâncias e correlações entre os coeficientes de regressão aleatória para as curvas W e W* para os efeitos genético aditivo e permanente de ambiente são apresentadas na Tabela 6. As estimativas de variância foram semelhantes para os coeficientes a_0 e a_2 , mas ligeiramente maior para a_1 com a curva W*. Observaram-se algumas diferenças entre as funções em magnitude e sentido das correlações entre os coeficientes, certamente devido ao efeito de escala relacionado à covariável (t/100) associada ao coeficiente a_1 .

Tabela 6. Estimativas de variâncias (diagonal), covariâncias (abaixo da diagonal) e correlações (acima da diagonal) entre os coeficientes de regressão aleatória da curvas W e W* para os efeitos genético aditivo e permanente de ambiente.

W ¹			W* ²		
Efeito genético aditivo			Efeito genético aditivo		
\hat{a}_0	\hat{a}_1	\hat{a}_2	\hat{a}_0	\hat{a}_1	\hat{a}_2
10,72	-0,220	-0,65	10,93	-0,49	-0,46
-0,03	0,002	0,15	-1,80	1,22	-0,13
-10,73	0,034	25,50	-7,64	-0,70	24,77
Efeito permanente de ambiente			Efeito permanente de ambiente		
\tilde{a}_0	\tilde{a}_1	\tilde{a}_2	\tilde{a}_0	\tilde{a}_1	\tilde{a}_2
15,10	-0,360	-0,45	16,49	-0,75	-0,54
-0,05	0,001	0,19	-5,09	2,81	0,46
-10,37	0,037	35,70	-13,64	5,08	38,90

¹ $a_0 + a_1t + a_2 \exp(-a_3t)$ onde $t = \text{DEL}$;

² $a_0 + a_1t/100 + a_2 \exp(-a_3t)$ onde $t = \text{DEL}$.

As estimativas das variâncias genéticas obtidas com os modelos ASME29, ASME4, ASME1 e W* foram muito semelhantes ao longo do período de lactação (Figuras 2, 3 e 4). No modelo ASME1 a variância genética (7,59 a 11,88 kg²) apresentou média igual a 8,77 kg² e desvio padrão de 0,63 kg² (Figura 3). Todavia para o modelo W as estimativas de variância genética apresentaram comportamento diferenciado, aumentando de 9,47 kg² no quinto DEL para 171,27 kg² no final da lactação (Figura 4a).

As estimativas de variância do efeito permanente de ambiente apresentaram tendência semelhante à observada para as estimativas de variância genética nos modelos ASME29, ASME4, ASME1 e W*, exceto pelo aumento ocorrido do 240º DEL até o final da lactação (Figuras 2, 3 e 4). Com relação ao modelo W, as estimativas de variância para o efeito permanente de ambiente acompanharam a mesma tendência das estimativas para o efeito genético aditivo, aumentando do quinto DEL até o final da lactação (Figura 4a).

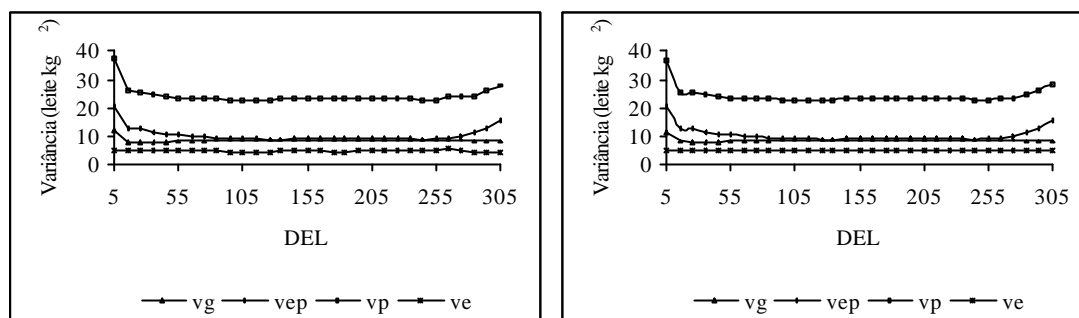


Figura 2 - Estimativas de variâncias genéticas, de ambiente permanente, fenotípica e residuais obtidas pelo ajuste do modelo ASME29 (à esquerda - Figura 2a) e pelo ajuste do modelo ASME4 (à direita - Figura 2b).

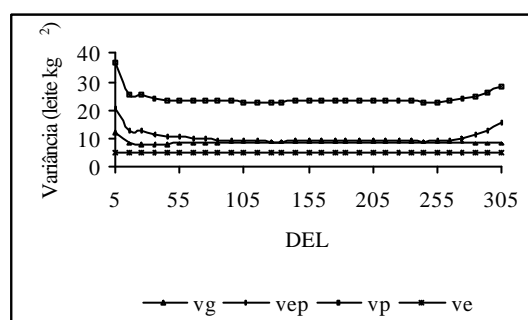


Figura 3 - Estimativas de variâncias genéticas, de ambiente permanente, fenotípica e residual obtida pelo ajuste do modelo ASME1.

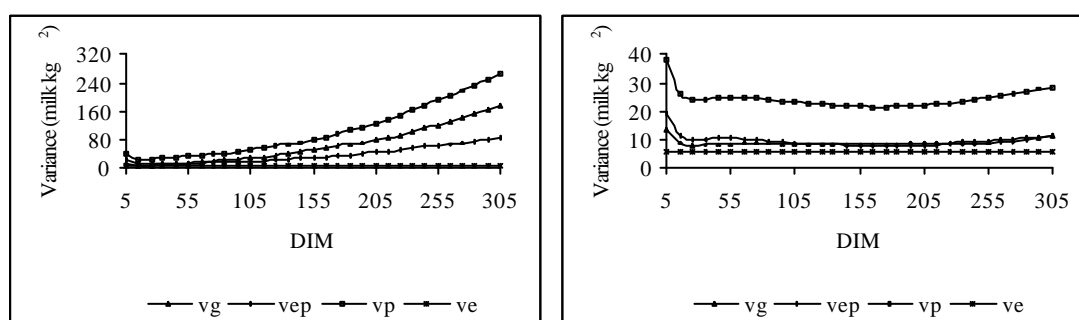


Figura 4 - Estimativas de variâncias genéticas, de ambiente permanente, fenotípica e residual obtida pelo ajuste do modelo W (à esquerda - Figura 4a) e pelo ajuste do modelo W* (à direita - Figura 4b).

As estimativas de herdabilidade não diferiram entre os modelos ASME29, ASME4 e ASME1 (Figura 5a). Nestes modelos tais estimativas decresceram de 0,35 no início da lactação até 0,30 no 25^o DEL, quando aumentaram até 0,41 no 234^o DEL, para novamente decrescerem até o final da lactação. As estimativas de herdabilidade para o modelo W* (Figura 5b) apresentaram uma tendência mais estável, com decréscimo de 0,36 no início para 0,33 no 44^o DEL e um pequeno acréscimo até o final da lactação com valor igual a 0,40. As estimativas de herdabilidade no modelo W (Figura 5b) iniciaram com valor 0,27 e foram superiores àquelas estimativas obtidas pelos demais modelos, particularmente no final da lactação (0,65) e refletem o aumento das variâncias com o aumento de DEL.

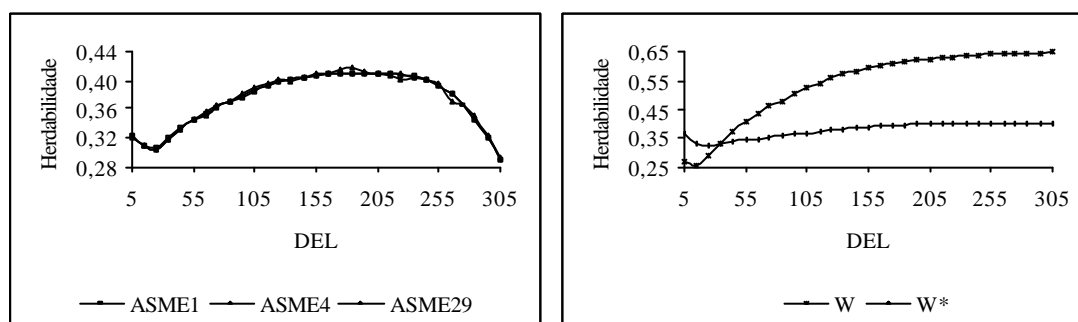


Figura 5 - Estimativas de herdabilidades obtidas a partir do ajuste dos modelos ASME1, ASME4 e ASME29 (à direita - Figura 5a) e pelo ajuste dos modelos W e W* (à esquerda - Figura 5b).

As estimativas de correlação genética entre as PDC foram semelhantes entre os modelos ASME1 e W (Tabelas 7, 8), com valores próximos à unidade para as PDC entre DEL adjacentes e valores menores para PDC entre o início e o final da lactação. As estimativas de correlação genética foram ligeiramente maiores para o modelo ASME1 entre o início e o período médio da lactação enquanto esta tendência de maiores valores foi observada para o modelo W entre as PDC da fase intermediária e final da lactação. Os valores de correlações genéticas entre as PDC para o modelo W* foram similares àquelas obtidas para os outros dois modelos, exceto que valores negativos foram

observados entre o início e o final da lactação (Tabelas 9). As ilustrações gráficas destas estimativas para os modelos ajustados são apresentadas nas Figuras (6a, 7a e 8a).

Tabela 7. Estimativas de herdabilidade (diagonal), de correlações genéticas (acima da diagonal) e de ambiente permanente (abaixo da diagonal) entre a produção de leite de dias em lactação (DEL) selecionados. Estimativas obtidas com modelo ASME1¹.

DEL	5	25	45	125	165	265	285	305
5	0,32	0,74	0,63	0,30	0,17	0,06	0,08	0,11
25	0,29	0,30	0,96	0,70	0,60	0,47	0,46	0,45
45	0,37	0,94	0,33	0,85	0,76	0,62	0,61	0,60
125	0,37	0,64	0,79	0,40	0,98	0,89	0,86	0,82
165	0,24	0,56	0,65	0,95	0,41	0,95	0,92	0,87
265	0,06	0,40	0,42	0,58	0,71	0,37	0,99	0,97
285	0,08	0,33	0,37	0,44	0,54	0,97	0,35	0,99
305	0,10	0,25	0,30	0,29	0,34	0,87	0,97	0,29

¹ $a_0 + a_1c + a_2c^2 + a_3(\ln 1/c) + a_4(\ln 1/c)^2$ onde $c = \text{DEL}/305$ e DEL é dias em lactação.

Tabela 8. Estimativas de herdabilidade (diagonal), de correlações genéticas (acima da diagonal) e de ambiente permanente (abaixo da diagonal) entre a produção de leite de dias em lactação (DEL) selecionados. Estimativas obtidas usando o modelo W¹.

DEL	5	25	45	125	165	265	285	305
5	0,27	0,63	0,36	0,16	0,13	0,08	0,08	0,07
25	0,78	0,29	0,94	0,67	0,56	0,39	0,37	0,35
45	0,54	0,95	0,37	0,83	0,73	0,56	0,53	0,51
125	0,30	0,71	0,85	0,56	0,99	0,92	0,91	0,90
165	0,24	0,57	0,71	0,97	0,60	0,97	0,97	0,96
265	0,11	0,29	0,42	0,83	0,94	0,64	1,00	1,00
285	0,09	0,25	0,38	0,81	0,92	1,00	0,64	1,00
305	0,08	0,22	0,34	0,78	0,90	1,00	1,00	0,65

¹ $a_0 + a_1t + a_2 \exp(-a_3t)$ onde $t = \text{DEL}$;

Tabela 9. Estimativas de herdabilidade (diagonal), correlações genéticas (acima da diagonal) e de ambiente permanente (abaixo da diagonal) entre a produção de leite de dias em lactação (DEL) selecionados. Estimativas obtidas usando o modelo W*¹.

DEL	5	25	45	125	165	265	285	305
5	0,36	0,74	0,48	0,19	0,11	-0,10	-0,13	-0,17
25	0,74	0,33	0,94	0,77	0,69	0,44	0,38	0,34
45	0,50	0,95	0,34	0,93	0,87	0,64	0,60	0,55
125	0,36	0,84	0,93	0,38	0,99	0,87	0,84	0,81
165	0,34	0,75	0,83	0,97	0,39	0,94	0,91	0,89
265	0,23	0,37	0,41	0,69	0,84	0,40	1,00	0,99
285	0,20	0,29	0,33	0,62	0,78	1,00	0,40	1,00
305	0,18	0,22	0,25	0,55	0,73	0,99	1,00	0,40

¹ $a_0 + a_1 t / 100 + a_2 \exp(-a_3 t)$ onde $t = \text{DEL}$.

As estimativas das correlações entre as PDC para o efeito de ambiente permanente foram semelhantes para os modelos ajustados, ligeiramente maiores para os modelos W e W*, e com a mesma tendência de valores próximos à unidade para as PDC de DEL próximos e mais baixos entre as PDC de DEL mais distantes no período de lactação (Figuras 6b, 7b e 8b).

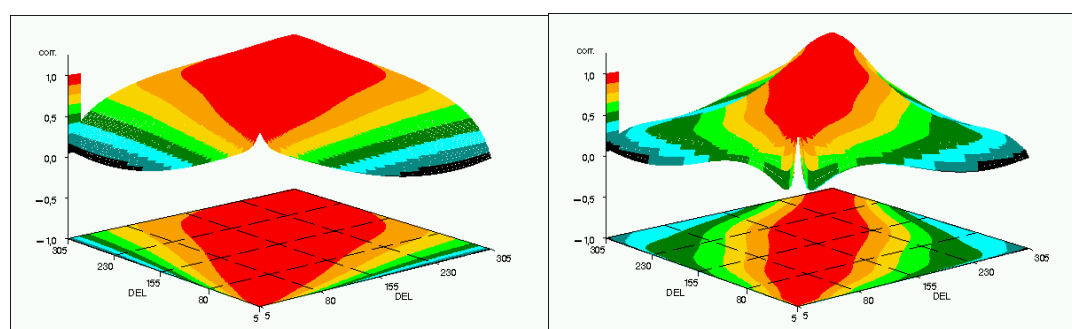


Figura 6 - Estimativas de correlações genética (à esquerda - Figura 6a) e de ambiente permanente (à direita - Figura 6b) obtidas pelo ajuste do modelo ASME1.

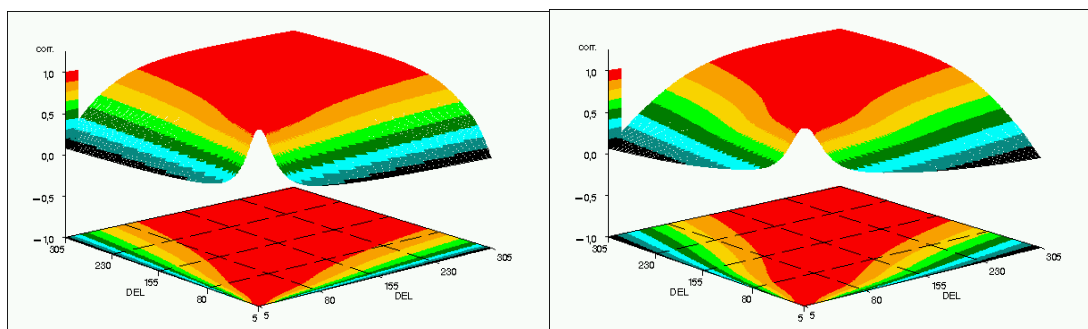


Figura 7 - Estimativas de correlações genética (à esquerda - Figura 7a) e de ambiente permanente (à direita - Figura 7b) obtidas pelo ajuste do modelo W.

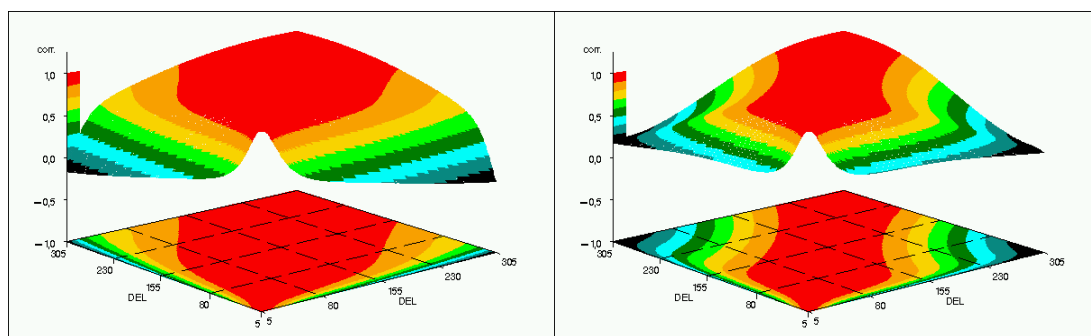


Figura 8 - Estimativas de correlações genética (à esquerda - Figura 8a) e de ambiente permanente (à direita - Figura 8b) obtidas pelo ajuste do modelo W^* .

5.4 Discussão

Pool & Meuwissen (1999) observaram que o uso de dados de lactações incompletas (com menos de 280 dias em lactação) poderia afetar a estimativa de componentes de variância e recomendaram o uso de somente dados de lactações completas para a estimação de tais parâmetros. Entretanto, o descarte de dados de lactações incompletas ou em andamento poderia introduzir um viés nas estimativas de tais parâmetros, particularmente nas condições de manejo de alguns sistemas de produção nacionais (Costa, 1998) onde vacas com baixa produção poderiam não ter a mesma chance de encerrar a lactação do que vacas de alta produção. Assim considerou-se razoável utilizar as lactações de vacas com pelo menos três controles

(aproximadamente 90 dias em lactação) para evitar seleção de dados e permitir estimativas mais realistas dos parâmetros do modelo, nas condições nacionais. Esta decisão não se mostrou imprudente, pois as estimativas de VR apresentaram uma tendência de homogeneidade ao longo da lactação.

Com relação aos métodos considerados para seleção de modelos, os critérios de informação AIC e BIC envolvem dois termos, um associado com o máximo da função de verossimilhança, que mede a falta de ajuste do modelo e outro que penaliza modelos mais complexos ao considerar o número de parâmetros presentes no modelo. O $\log \ell$ e o AIC favorecem modelos mais parametrizados enquanto que o BIC, ao penalizar o número de parâmetros no modelo, tende a favorecer modelos mais parcimoniosos. Assim, os critérios $\log \ell$ e AIC indicam ASME29, enquanto o BIC indica ASME1 como o modelo a ser selecionado como o de melhor ajuste.

O modelo W apresentou problemas de convergência e assim caracterizou-se como de difícil ajuste entre os modelos avaliados. As análises foram reiniciadas várias vezes com diferentes valores para que o critério de convergência adotado fosse atendido e raramente os resultados de uma análise repetiram-se na seguinte. Assim, os resultados da curva W devem ser vistos com ressalva. Para o modelo W* os resultados obtidos foram consistentes, mostrando que a divisão das covariáveis por uma constante (no caso 100) pode ser efetiva em contornar problemas de instabilidade na estimação dos coeficientes de regressão aleatória. Estes resultados concordam com os obtidos por Schaeffer & Guo (2002) que na avaliação de diferentes modelos, verificaram que o modelo AS foi sempre superior ao modelo W em todos os métodos de avaliação considerados e que o modelo W foi um dos três piores modelos ajustados. Ressalte-se que estes autores não incluíram em seu estudo o modelo W* sugerido por Jakobsen et al. (2002) que, no presente estudo, mostrou-se computacionalmente eficiente, por não apresentar problemas de convergência.

Diferentemente do observado em outros estudos (Olori et al., 1999; Rekaya et al., 1999; Brotherstone et al., 2000; Jamrozik et al., 2001 e Lopez-Romero & Carabonö, 2002), nos quais maiores estimativas de VR foram obtidas para as fases inicial e final da lactação, as estimativas de VR no presente estudo foram semelhantes entre as classes de

DEL bem como entre os modelos ajustados. Assim, assumir a homogeneidade de VR não parece comprometer a precisão das estimativas dos outros componentes de variância e parâmetros genéticos, como se comprova pelos resultados mostrados nas Tabelas 3, 4 e 5. Entretanto, Lopez-Romero & Carabaño (2002) concluíram que homogeneidade de VR poderia ser assumida no intervalo entre 75 a 275 dias em lactação, mas que heterogeneidade de VR deveria ser assumida fora deste intervalo, ou seja considerar uma VR para cada DEL fora deste intervalo. Todavia, considerar uma VR para cada DEL torna o modelo superparametrizado e dificulta significativamente a estimação dos componentes de variância. Assim os autores sugeriram que três intervalos (5-75; 76-265; 266-335), apesar de não ser a situação ideal, poderia ser uma alternativa interessante.

As estimativas das variâncias genéticas e de efeito permanente ao longo da lactação (Figuras 2, 3 e 4b) apresentaram tendências semelhantes entre os modelos ASME29, ASME4, ASME1 e W^* decrescendo ao início da lactação para valores mais estáveis até o terço final da lactação, quando aumentaram. Entretanto, as estimativas obtidas para o modelo W (Figura 4a) aumentaram desde o início até o final da lactação, quando alcançou valores marcadamente elevados em relação às estimativas obtidas com os outros modelos. Os resultados discordam dos reportados por Jamrozik et al. (1997b) que obtiveram resultados semelhantes utilizando a curva AS e a curva W, bem como com aqueles de Jamrozik et al. (2001) que obtiveram redução das estimativas de variância genética do início ao 25^o dia da lactação e então estabilidade dos valores até o final da lactação quando utilizaram o modelo W.

As estimativas de herdabilidade não diferiram entre os modelos ASME29, ASME4 e ASME1 (Figura 5a), variando entre 0,30 e 0,41. Após um decréscimo no início, houve um aumento que resultou em maiores valores na fase intermediária da lactação, quando se observou um novo decréscimo para os menores valores ao final da lactação. As estimativas de herdabilidade para o modelo W^* apresentaram uma tendência mais estável, com decréscimo de 0,36 no início para 0,33 no 44^o DEL e um pequeno acréscimo até o final da lactação com valor igual a 0,40. Resultado semelhante, em tendência, foi reportado por Olori et al. (1999) usando uma curva polinomial de ordem quatro. Apesar dos problemas de convergência observados, as estimativas de

herdabilidade no modelo W, exceto ao início da lactação, foram superiores àquelas obtidas com os demais modelos, variando de 0,27 ao início da lactação e crescendo continuamente até atingir o valor 0,65 ao final do período. Esta tendência coincide com aquela observada por Brotherstone et al. (2000), que todavia, obtiveram estimativas de menor valor (0,08-0,24).

As estimativas obtidas com os modelos ASME1 e W* foram as que mais se aproximaram das estimativas obtidas por Melo et al.¹ para as PDC em análises uni-caráter, as quais variaram de 0,22 a 0,36 e servem de referencial (Van der Werf et al., 1998; Rekaya et al., 1999) para se caracterizar um valor esperado para as estimativas de herdabilidade das PDC ao longo da lactação.

As estimativas de correlação genética entre as PDC foram semelhantes entre os modelos ASME1 e W (Tabelas 7, 8), com valores próximos à unidade para as PDC entre DEL adjacentes e valores menores para PDC entre o início e o final da lactação. As estimativas de correlação genética foram ligeiramente maiores para o modelo ASME1 entre o início e o período médio da lactação enquanto esta tendência de maiores valores foi observada para o modelo W entre as PDC da fase intermediária e final da lactação. De modo geral, estes resultados assemelham-se aos relatados em outros estudos (Jamrozik & Schaeffer, 1997; Jakobsen et al., 2002; Brotherstone et al., 2000; Jamrozik et al., 2001; Costa et al., 2002 e Jakobsen et al., 2002).

Os valores de correlações genéticas entre as PDC para o modelo W* foram similares àquelas obtidas para os outros dois modelos, exceto que valores negativos foram observados entre o início e o final da lactação (Tabelas 9). Resultados semelhantes no ajuste de curvas paramétricas logarítmicas ou exponenciais das PDC foram observados em outros estudos (Jamrozik et al., 1997c; Rekaya et al., 1999 e Brotherstone et al., 2000).

O presente estudo concentrou-se na avaliação das funções paramétricas de Ali & Schaeffer e de Wilmink, mas outros estudos na literatura reportam resultados

¹ MELO, C.M.R. DE; PACKER, I.U.; COSTA, C.N.; MACHADO, P.F. Parâmetros genéticos para as produções de leite do dia do controle e da primeira lactação de vacas da raça Holandesa usando modelos uni e bi-caráter.(Trabalho não publicado).

satisfatórios obtidos com os polinômios ortogonais de Legendre para o ajuste das PDC com MRA (Olori et al., 1999; Brotherstone et al., 2000 e Pool et al., 2000). Brotherstone et al. (2000) observaram que as funções paramétricas resultaram em maiores valores para as funções de máxima verosimilhança, todavia produziram valores negativos para as correlações genéticas entre as PDC do início e final da lactação, o que não foi observado usando os polinômios de Legendre. Estes autores sugerem que em situações onde não existam limitações computacionais, os polinômios de maior ordem seriam os mais eficientes e ainda que, possivelmente, uma mistura de funções paramétricas e não paramétricas (por exemplo o modelo de Lidauer e Mantysaari, 1999) poderia melhorar o ajuste da curva de lactação em seus componentes genéticos e de efeito permanente. Percebe-se assim que existem alternativas a serem consideradas e conforme observado por Jensen (2001) não existe ainda um consenso sobre o melhor modelo, o que sugere a oportunidade de se continuar explorando novas alternativas para se otimizar o ajuste das PDC e implementar sua utilização na rotina das avaliações genéticas.

5.5 Conclusões

A escolha do modelo de ajuste das PDC para uso nas avaliações genéticas depende da magnitude das estimativas de herdabilidade, da estrutura e magnitude das correlações entre as PDC ao longo da lactação e ainda da disponibilidade de recursos computacionais, entre outros fatores. Os modelos avaliados neste estudo baseados na curva AS, apresentaram resultados semelhantes, com estimativas de herdabilidade para as PDC apresentando variação mais aproximada dos valores obtidos em análise unicaráter e de magnitude similar a outros resultados da literatura. O modelo ASME1 caracterizou-se como o mais parcimonioso e de menor demanda computacional ao se favorecer da homogeneidade da variância residual. O modelo baseado na curva de Wilmink apresentou problemas de convergência e a sua variação com o modelo W* resultou em estimativas de correlação genética negativas entre as fases inicial e final da lactação. Portanto, dentre os modelos avaliados o modelo baseado na curva AS, considerando a homogeneidade de VR, mostrou-se neste estudo mais apropriado para o

ajuste das PDC de bovinos de leite da raça Holandesa no Brasil. No entanto modelos de regressão aleatória com o uso de polinômios ortogonais, como por exemplo polinômios de Legendre também deveriam ser estudados para concluir definitivamente sobre a melhor modelagem das produções de leite do dia do controle na avaliação genética da raça Holandesa no Brasil.

6 VALORES GENÉTICOS PARA AS PRODUÇÕES DE LEITE DO DIA DO CONTROLE E DA LACTAÇÃO NA RAÇA HOLANDESA COM DIFERENTES MODELOS ESTATÍSTICOS¹

Cláudio Manoel Rodrigues de Melo², Irineu Umberto Packer³, Cláudio Nápolis Costa⁴,
Paulo Fernando Machado³, Mateus Patrício⁵

¹Pesquisa financiada pela Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de São Paulo (FAPESP), processo 99/03838-6 e pelo Prodetab/Embrapa, integrante do Projeto 054-02/99.

²Bolsista da FAPESP. Departamento de Zootecnia - USP/ESALQ, 13418-900 Piracicaba/SP Brasil. cmrmelo@esalq.usp.br

³Professores do Departamento de Zootecnia - USP/ESALQ, 13418-900 Piracicaba/SP Brasil. ⁴Pesquisador da Embrapa Gado de Leite, 36038-330 Juiz de Fora/MG Brasil. Bolsista do CNPq

⁵Estagiário do Laboratório de Biotecnologia Animal - Departamento de Zootecnia - USP/ESALQ.

Resumo

Foram utilizados 263.390 registros de produção de leite do dia do controle (PDC) de 32.448 primeiras lactações de vacas da raça Holandesa paridas no período de 1991 a 2001 para prever valores genéticos usando diferentes modelos estatísticos e a metodologia REML. Compararam-se os valores genéticos estimados utilizando três modelos de regressão aleatória (MRA) com aqueles estimados utilizando um modelo de repetibilidade (MRF) e um modelo para produção até 305 dias (P305). Nos MRA duas curvas foram utilizadas para descrever a trajetória da lactação: a polinomial logarítmica (AS) e a exponencial (W), sob duas formas: a padrão e com uma modificação para reduzir a amplitude das covariáveis e contornar problemas de convergência (W*). As covariâncias requeridas foram estimadas em análises prévias usando as mesmas funções de covariância e modelos. Os desvios padrão (DP) das estimativas de valores genéticos (EVG) para touros foram similares para os MRA com as curvas AS, W* e MRS. Os DP das EVG para vacas e touros foram maiores nos modelos para ajuste das PDC do que naquele para ajuste da P305. A magnitude das diferenças dos DP entre modelos

dependeu do número de controle, no caso de vacas, e do número de filhas, no caso de touros. Os DP para o modelo W foram os maiores, contudo problemas de convergência ocorreram na fase de estimação dos componentes de covariância o que sugere cautela na interpretação dos resultados deste modelo. As correlações das EVG de touros preditas com o modelo P305 e os demais modelos aumentam com o aumento no número de progênes e variaram de 0,66 (P305-W) a 0,92 (P305-AS, P305-W*). A tendência genética foi maior para os MRA e menor para MRS do que para P305. Os MRA possibilitam mais informações sobre as EVG do que MRS por possibilitarem avaliação genética para persistência da produção de leite na lactação. Os resultados indicam o MRA com a curva de AS como o melhor modelo de ajuste das PDC alternativamente ao ajuste da P305 para avaliação genética dos animais da raça Holandesa no Brasil.

Palavras Chaves: avaliação genética, correlações de ordem e de valores, produções do dia do controle, modelos de regressão aleatória

BREEDING VALUE FOR TEST DAY AND LACTATION MILK YIELDS IN HOLSTEIN CATTLE WITH DIFFERENT STATISTICAL MODELS

Summary

Three random regression test-day models (RR) were compared with a repeatability test-day model (RM) and a 305-d lactation model (P305) for the breeding value (EBV) estimation for first parity milk yield of Holstein cattle. One RR model used the logarithmic function of Ali & Schaeffer (AS) and the other two models used the exponential Wilink function in its standard form (W) and a modified form (W*). Required covariance parameters were previously estimated from the same covariance functions and models. Standard deviations (SD) of EBVs for bulls were similar for AS, W* and RM. SD of EBVs for cows were larger for test-day models than for P305 and for bulls they differed by -33.64 to +321.95 from the P305 depending on progeny number. SD of EBVs for bulls and cows for the W were the largest ones. Correlation between EBVs among P305 and the other models for bulls increased as progeny number

increased and ranged from 0.66 (P305-W) to 0.92 (P305-AS, P305-W*). Genetic trends were larger for RR and smaller for RM than for P305. RR models provide more information than the RM and describe the shape of the lactation curve from which EBVs for persistency can be derived. These results indicate AS as an alternative model for genetic evaluation for milk yield using test-day records of Holstein cattle in Brazil.

Key Words: genetic evaluation, random regression model, selection, test day model, correlation of rank and value

6.1 Introdução

O objetivo da avaliação genética em bovinos de leite é prever o mérito genético dos reprodutores para orientar os criadores na seleção, acasalamento e descarte de animais em seus rebanhos. No caso de touros, as avaliações genéticas fornecem as informações sobre o mérito genético dos animais submetidos ao teste de progênie, identificando os touros provados geneticamente superiores para uso intensivo através da inseminação artificial, essencial para a difusão do progresso genético realizado por seleção.

O uso das produções do dia do controle (PDC) tem merecido atenção na avaliação genética de bovinos de leite em substituição a produção de leite até 305 dias (P305) e a sua utilização já é uma realidade em muitos países. Na avaliação para caracteres de produção do INTERBULL de fevereiro de 2003, oito países (Alemanha, Bélgica, Canadá, Estônia, Finlândia, Holanda, Nova Zelândia, Suíça) submeteram suas avaliações genéticas com base nas PDC (INTERBULL, 2003). As avaliações da Estônia, Finlândia, Nova Zelândia e Suíça (com as raças, Pardo Suíça e Holandesa) foram com base em modelos de repetibilidade (MRF), enquanto que a dos demais países incluído a Suíça (com as raças Holandesa Vermelha e Branca e Simental) foram com base em modelos de regressão aleatória (MRA).

Nos MRF a variação genética é assumida constante ao longo de todo período de lactação o que significa que a estimativa do valor genético (EVG) para a produção de 305 dias ou qualquer período da lactação é a média genética diária predita (i.e. valor

genético para produção diária) vezes a duração da lactação ou do período da lactação considerado.

Por outro lado, nos MRA o efeito genético de animal pode ser variável para cada dia em lactação (DEL) sendo modelado por uma função de regressão aleatória (Schaeffer & Dekkers, 1994). Assim os MRA ajustam para a variação ambiental dentro da lactação e permitem melhor descrição dos efeitos devido ao ambiente (Lidauer & Mäntysaari, 1999). Em adição, nos MRA os valores genéticos são estimados para cada dia ao longo da lactação e assim eles podem descrever as diferenças em ambos, nível de produção e forma da curva de lactação entre os animais, permitindo avaliações genéticas para persistência da lactação (Pool, 2000).

Neste contexto, o objetivo deste estudo foi comparar estimativas de valor genético obtidas usando diferentes modelos estatísticos para ajuste das PDC e subsidiar a sua utilização nas avaliações genéticas da raça Holandesa no Brasil. Compararam-se os valores genéticos preditos usando-se modelos de repetibilidade (MRF) e de regressão aleatória (MRA) para ajuste da PDC e o modelo para produção até 305 dias (P305) de primeiras lactações de vacas da raça Holandesa.

6.2 Material e Métodos

6.2.1 Dados

Foram utilizados os registros de produção de leite coletados pelo Serviço de Controle Leiteiro (SCL) da Associação Brasileira de Criadores de Bovinos da Raça Holandesa (ABCBRH) e de suas filiais estaduais e disponibilizados pelo Arquivo Zootécnico Nacional (AZN), gerenciado pela Embrapa Gado de Leite.

Editou-se os registros considerando grupos de contemporâneas com no mínimo quatro vacas. Em adição, considerou-se que as vacas deveriam ter pelo menos três controles de produção na lactação, com o primeiro controle realizado até 45 dias após o parto, e idade ao parto entre 18 e 48 meses. Após tais edições 263.390 produções de controles mensais obtidas entre cinco e 305 dias após o parto, de 32.448 primeiras

lactações de vacas Holandesas, bem com 28.437 registros de produções de leite até 305 dias foram utilizados nas análises.

O arquivo com informações de genealogia dos animais, para a estruturação da matriz de coeficientes de parentesco (**A**), foi caracterizado pela inclusão de 3.737 registros de touros aos 41.069 registros de vacas. Os animais sem produção e com somente um descendente e ambos os pais desconhecidos foram eliminados do arquivo de pedigree o que totalizou 40.770 animais na matriz **A**.

6.2.2 Componentes de covariâncias

Os componentes de covariâncias necessários à predição dos valores genéticos foram obtidos em análises prévias (Melo et al.¹ e Melo et al.²). Utilizou-se os mesmos modelos e o programa DxMRR (Meyer, 1998a) na predição dos valores genéticos, definindo-se como critério de convergência a diferença entre o valor da função de verossimilhança de iterações consecutivas menor que 10^{-4} .

6.2.3 Cálculo dos valores genéticos com os modelos de regressão aleatória

Nos MRA a variância genética para a produção de leite de cada DEL é uma função das covariáveis da curva ou polinômio usado no ajuste das PDC (Jamrozik & Schaeffer, 1997). Assim pode-se calcular as EVG para cada animal ao longo da lactação. Para a curva AS, as EVG para o animal i podem ser representadas como: $\hat{\mathbf{a}}'_i = [\hat{a}_{0i} \quad \hat{a}_{1i} \quad \hat{a}_{2i} \quad \hat{a}_{3i} \quad \hat{a}_{4i}]$, onde $\hat{\mathbf{a}}'_i$ é o vetor dos coeficientes de regressão aleatória do animal i . Desta forma a EVG do animal i para a produção no dia em lactação k , D_k ,

¹ MELO, C.M.R. de; PACKER, I.U.; COSTA, C.N.; MACHADO, P.F. Parâmetros genéticos para as produções de leite do dia do controle e da primeira lactação de vacas da raça Holandesa. (Trabalho não publicado).

² MELO, C.M.R. DE; PACKER, I.U.; COSTA, C.N.; MACHADO, P.F. Avaliação de funções polinomiais para ajuste da produção de leite do dia do controle de primeiras lactações de vacas da raça Holandesa usando modelos de regressão aleatória. (Trabalho não publicado).

pode ser calculada por: $a_0 + a_1c + a_2c^2 + a_3(\ln 1/c) + a_4(\ln 1/c)^2$, onde $c = \text{DEL}/305$ e DEL é dias em lactação.

A EVG para a produção de leite acumulada até 305 dias, P, pode ser obtido pela soma das EVG de cada dia ao longo da lactação.

Logo,

$$P = \sum_{k=1}^{305} D_k,$$

$$P = \sum_{k=1}^{305} (\hat{a}_{0i} + \hat{a}_{1i}c_k + \hat{a}_{2i}c_k^2 + \hat{a}_{3i}(\ln 1/c_k) + \hat{a}_{4i}(\ln 1/c_k)^2),$$

$$P = \left(\sum_{k=1}^{305} 1 \right) \hat{a}_{0i} + \left(\sum_{k=1}^{305} c_k \right) \hat{a}_{1i} + \left(\sum_{k=1}^{305} c_k^2 \right) \hat{a}_{2i} + \left(\sum_{k=1}^{305} \ln 1/c_k \right) \hat{a}_{3i} + \left(\sum_{k=1}^{305} (\ln 1/c_k)^2 \right) \hat{a}_{4i},$$

$$P = [305 \quad 153 \quad 102,17 \quad 301,22 \quad 581,23] \hat{\mathbf{a}}_i.$$

Da mesma forma, a EVG do animal i para a produção no dia em lactação k , D_k , para curva W pode ser calculada como: $a_0 + a_1t + a_2 \exp(-a_3t)$, onde $t = \text{DEL}$ e ainda por: $a_0 + a_1t/100 + a_2 \exp(-a_3t)$ para a curva W^* , sendo a EVG para produção acumulada, P, a soma das EVG para cada dia de lactação.

6.2.4 Comparação entre modelos

Os modelos foram comparados examinando-se os desvios padrão das EVG obtidas de cada um e as correlações de ordem e valores entre as mesmas. Também, examinou-se a coincidência de touros ordenados por diferentes percentuais de seleção baseada nas EVG obtidas pelo modelo de ajuste da P305 e pelos demais modelos de ajuste das PDC. Finalmente, analisou-se as tendências genéticas para a produção de leite estimadas por regressão da média anual das EVG de touros com progênie nascidas no período de 1988 a 1998.

6.2.5 Tendência genética

As tendências genéticas (ΔG) para as produções de leite foram estimadas pela regressão da média ponderada e não ponderada das EVG dos touros para cada ano. Para o ano i , a média ponderada da EVG do touro é: $\Delta G = (\sum_k n_{ki} \cdot EVG) / n_i$, onde n_{ki} é o número de filhas do touro k nascidas no ano i e EVG é a estimativa dos valor genético do touro k , obtida das soluções das equações do modelo ajustado e n_i é o número de filhas dos touros no ano i .

Definiu-se como base genética as EVG dos touros com filhas nascidas no ano de 1988 preditas com o modelo P305. As EVG dos touros para os demais anos e demais modelos foram expressas com desvio desta base genética.

6.3 Resultados e Discussão

Os desvios padrão das EVG para a produção de leite para cada modelo são apresentados na Tabela 1.

Observa-se que para touros com progênie, os modelos para as PDC (MRF, AS, W e W*) apresentam maiores desvios padrão (DP) para as EVG do que o modelo para a P305. Para os modelos AS e W* o DP para as EVG foi 24% maior do que o DP obtido pelo ajuste do modelo para P305. Quando se utilizou o MRF o DP foi 22% maior do que aquele para o modelo P305. Neste contexto, Reents et al. (1998) constataram aumento de 14% no DP das EVG de touros usando MRF em substituição ao modelo para P305, sugerindo que modelos para as PDC modelam melhor a variabilidade existente entre os animais do que os modelos para a P305 (Pool & Meuwissen, 2001). Todavia, considerando touros com mais de 50 filhas, os resultados são diferentes. O modelo para as P305 resultou em maior DP do que os modelos para as PDC, mas as diferenças entre o modelo para P305 e os modelos MRF, AS e W* são de 2 a 3%, ou seja, bem inferiores às obtidas considerando touros com pelo menos uma progênie. Este resultado confirma o observado por Lidauer et al. (2003) que relataram que a vantagem dos modelos para o

ajuste das PDC é mais visível nas EVG dos touros com menor número de progênie, pois aqueles com grande número de progênie recebem EVG acuradas também pelo ajuste do modelo para P305.

Tabela 1. Desvios padrão (kg) dos valores genéticos estimados para a produção de leite, por modelo ajustado, e porcentagem (entre parênteses) em relação ao modelo para ajuste da produção até 305 dias de lactação (P305).

Touros		P305 ¹	MRF	Modelos		
Número de filhas	Número de touros			AS	W*	W
> 399	15	540,33 (100)	556,86 (103)	548,35 (101)	549,41 (102)	600,87 (111)
> 299	20	554,37 (100)	542,47 (98)	522,98 (94)	520,73 (94)	716,57 (128)
> 99	77	577,85 (100)	561,47 (97)	558,38 (97)	554,44 (96)	752,75 (130)
> 49	174	570,84 (100)	559,40 (98)	558,00 (98)	556,27 (97)	772,59 (135)
> 24	316	569,15 (100)	613,66 (108)	602,13 (106)	601,89 (106)	849,13 (149)
> 0	2.580	366,81 (100)	445,99 (122)	454,07 (124)	455,40 (124)	688,76 (188)
Vacas		P305	MRF	Modelos		
Número de controles	Número de vacas			AS	W*	W
> 9	9.415	398,34 (100)	497,83 (125)	538,12 (135)	536,59 (135)	730,58 (183)
> 7	23.657	412,13 (100)	509,66 (124)	549,75 (133)	550,40 (135)	764,68 (186)
> 5	27.926	422,08 (100)	518,19 (123)	559,61 (133)	561,77 (135)	798,80 (189)
> 2	32.448	437,04 (100)	532,84 (122)	569,14 (130)	571,22 (133)	869,20 (199)

¹ P305: Modelo para o ajuste da P305; MRF: Modelo de repetibilidade; AS: Modelo de regressão aleatória (MRA) com a curva $a_0 + a_1c + a_2c^2 + a_3(\ln 1/c) + a_4(\ln 1/c)^2$ e homogeneidade de variância residual, onde $c = \text{DEL}/305$ e DEL é dias em lactação; W*: MRA com a curva $a_0 + a_1t/100 + a_2 \exp(-a_3t)$; W: MRA com a curva $a_0 + a_1t + a_2 \exp(-a_3t)$, onde $t = \text{DEL}$.

Observa-se também uma maior diferença nos DP entre os modelos para as PDC nas EVG das vacas do que nas dos touros (Tabela 1). Os DP para as EVG obtidas pelo

modelo MRF, AS, W ou W* foram superiores (variando de 22 a 99%) ao DP para as EVG obtidas pelo modelo para a P305. Verifica-se, independente do número de controles coletados ao longo da lactação, que os DP para as EVG obtidas pelos modelos para as PDC foram sempre superiores ao DP obtido pelo modelo para a P305, sendo 22 a 99, 23 a 89, 24 a 86 e 25 a 83% maiores para vacas com mais de três, seis, oito ou com 10 controles mensais, respectivamente. Este resultado concorda com o obtido por Lidauer et al. (2003) que relataram DP semelhantes entre EVG para vacas sem nenhuma observação e vacas com pelo menos seis controles. Contudo, considerando dentro de modelos e entre grupos de vacas (> 2; > 5; > 7 e > 9 controles) as diferenças entre os DP foram menores.

Outros estudos (Schaeffer et al., 2000; Lidauer et al., 2000 e Lidauer et al., 2003) mostraram que modelos para as PDC em substituição aos modelos para a P305 tem maior impacto nas EVG de vacas do que nas dos touros. Esta implicação se deve ao fato que modelos para as PDC permitirem melhor modelagem para os efeitos ambientais de rebanho, o que melhora, principalmente, a confiabilidade das EVG das vacas.

Os DP das EVG com o modelo W foram superiores (11 a 88% para touros e 83 a 89% para vacas) aos obtidos para os demais modelos, o que pode ter sido devido as maiores estimativas de herdabilidade (σ^2) obtidas pelo ajuste deste modelo (Melo et al.¹). Lidauer & Mäntysaari (2000) constataram DP maior para EVG de controles com maior σ^2 em relação aqueles com menor σ^2 . Todavia, os resultados do modelo W são muito diferentes aos dos demais MRA e tendo em vista que durante as estimativas dos componentes de covariância em análises prévias este modelo apresentou problemas de convergência (Melo et al.¹) deve-se interpretar os DP deste modelo com ressalvas.

As correlações de valores entre as EVG para os touros obtidas pelos diferentes modelos variaram de 0,66 a 1 e as correlações de ordem variaram de 0,68 a 1 (Tabela 2).

¹ MELO, C.M.R. DE; PACKER, I.U.; COSTA, C.N.; MACHADO, P.F. Avaliação de funções polinomiais para ajuste da produção de leite do dia do controle de primeiras lactações de vacas da raça Holandesa usando modelos de regressão aleatória. (Trabalho não publicado).

Tabela 2. Correlações de valores (acima da diagonal) e de ordem (abaixo da diagonal) entre as estimativas de valores genéticos para touros, obtidas por diferentes modelos.

Modelos	P305 ¹	MRF	AS	W*	W
P305	-	0,77 (0,85) ²	0,81 (0,92)	0,80 (0,92)	0,66 (0,81)
MRF	0,73 (0,87)	-	0,94 (0,91)	0,94 (0,91)	0,73 (0,68)
AS	0,78 (0,92)	0,92 (0,92)	-	1,00 (1,00)	0,89 (0,91)
W*	0,77 (0,92)	0,93 (0,93)	1,00 (1,00)	-	0,89 (0,90)
W	0,68 (0,80)	0,75 (0,71)	0,88 (0,90)	0,88 (0,90)	-

¹ P305: Modelo para o ajuste da P305; MRF: Modelo de repetibilidade; AS: Modelo de regressão aleatória (MRA) com a curva $a_0 + a_1c + a_2c^2 + a_3(\ln 1/c) + a_4(\ln 1/c)^2$ e homogeneidade de variância residual, onde $c = \text{DEL}/305$ e DEL é dias em lactação; W*: MRA com a curva $a_0 + a_1t/100 + a_2 \exp(-a_3t)$; W: MRA com a curva $a_0 + a_1t + a_2 \exp(-a_3t)$, onde $t = \text{DEL}$.

² Correlações entre EVG de touros com mais de 50 filhas.

As correlações de valores entre as EVG estimadas usando os modelos para PDC e àquelas estimadas pelo modelo para P305 variaram de 0,66 (entre as EVG do modelo W e do P305) a 0,81 (entre as EVG do modelo AS e do P305). As correlações de ordem entre estes modelos variaram de 0,68 (entre as EVG do modelo W e do P305) a 0,78 (entre as EVG do modelo AS e do P305). Entretanto, ambas as correlações de valores e de ordem foram iguais a 1 entre os modelos AS e W* (Tabela 2). Dentre os modelos avaliados, as EVG do modelo W foram menos correlacionadas às estimativas dos demais modelos. Quando consideraram apenas os touros com mais de 60 filhas, as correlações de ordem e de valores entre os modelos para as PDC e o modelo para P305, foram superiores (0,80-0,92; 0,81-0,92) àquelas obtidas utilizando todos os touros (Tabela 2, valores entre parênteses).

As correlações (0,66-0,81) obtidas entre as EVG estimadas pelos modelos para PDC e aquelas estimadas pelo modelo para P305 foram inferiores às estimativas (0,905-0,954) reportadas por Shahrbabak (1997) e são inferiores aos limites (0,87-0,97) observados na literatura (Reents & Dopp, 1996; Jamrozik et al., 1997a, 1997b; Reents et al., 1998; Lidauer et al., 2000; Schaeffer et al., 2000; Emmerling et al., 2002 e Reinhardt et al., 2002).

Os resultados acima referenciados, geralmente, consideraram apenas os touros ativos e com número mínimo de filhas no cálculo das correlações, assim aplicando a restrição de que os touros deveriam ter mais de 60 filhas, as correlações obtidas (0,81-0,92) são mais próximas às reportadas na literatura, mas ainda inferiores às mesmas. Neste contexto, Lidauer et al. (2003), considerando touros com mais de 60 filhas, reportaram correlações que variaram de 0,978 a 0,985 entre EVG obtidas por modelos para as PDC e por modelos para as P305.

A classificação dos touros utilizando as EVG obtidas pelos modelos para as PDC ou pelos modelos para a P305 apresentaram diferenças (Tabela 3). Considerando-se uma taxa de seleção de 5% dos touros de maior EVG, as porcentagens de coincidência dos touros, usando as EVG obtidas pelas PDC em relação aquelas obtidas pela P305, variaram entre 43,39 a 63,96%. Considerando a mesma taxa de descarte, as porcentagens variaram de 46,36 a 60% (Tabela 3). Considerando os 15 touros de maior EVG e com mais de 60 filhas 4, 4, 4 e 6 touros diferentes são observados pela classificação entre os modelos MRF, AS, W* e W, respectivamente, e o modelo P305. Quando se considera os 50 touros com maior EVG e com mais de 60 filhas 7, 4, 5 e 10 touros diferentes são observados pela classificação entre estes modelos. Assim os resultados, para este grupo de touros, sugerem que a avaliação de touros usando-se as PDC conduz a seleção de, praticamente, o mesmo grupo de touros que aquele obtido quando se usam as P305, embora possa ocorrer reclassificação como indicado pelas correlações apresentadas na Tabela 2 e pelas porcentagens de coincidência apresentadas na Tabela 3.

Tabela 3. Porcentagem de touros selecionados ou descartados, segundo a classificação pelos valores genéticos preditos, usando-se as produções de leite do dia do controle em relação à classificação pelos valores genéticos preditos considerando a produção de leite até 305 dias de primeiras lactações de vacas da raça Holandesa.

	Porcentagem de touros selecionados					Porcentagem de touros descartados				
	5	10	20	30	50	5	10	20	30	50
MRF ¹	62,16	66,21	72,75	71,45	76,26	55,45	65,32	69,26	71,25	76,26
AS	63,96	68,25	72,86	73,62	91,92	60,00	66,89	72,64	70,80	91,92
W*	63,06	68,25	72,52	73,78	81,19	58,64	67,12	71,85	69,97	81,19
W	43,39	51,70	63,85	69,74	78,18	46,36	52,70	53,38	64,94	78,18

¹MRF: Modelo de repetibilidade; AS: Modelo de regressão aleatória (MRA) com a curva $a_0 + a_1c + a_2c^2 + a_3(\ln 1/c) + a_4(\ln 1/c)^2$ e homogeneidade de variância residual, onde $c = \text{DEL}/305$ e DEL é dias em lactação; W*: MRA com a curva $a_0 + a_1t/100 + a_2 \exp(-a_3t)$; W: MRA com a curva $a_0 + a_1t + a_2 \exp(-a_3t)$, onde $t = \text{DEL}$.

A porcentagem de coincidência entre os touros selecionados segundo a classificação pelas EVG realizada pelo modelo AS em relação àquela realizada pelas estimativas obtidas pelo modelo W*, foi superior a dos demais modelos. Considerando os 15 ou os 50 touros de maior EVG, nenhum touro diferente é observado pela classificação entre estes modelos, o que sugere que eles modelam de forma semelhante às diferenças entre os touros.

As EVG obtidas pelos modelos para as PDC podem ser expressas como curvas de valor genético ao longo da lactação. Na Figura 1 são apresentadas as curvas dos valores genéticos, para diferentes grupos de touros, estimados pelo MRF (linhas pontilhadas) ou pelo modelo AS (linhas contínuas). As trajetórias das EVG obtidas pelo MRF são retas e expressam o nível médio de produção dos animais no decorrer da lactação. Contudo, as trajetórias dos valores genéticos estimados pelo modelo AS mostram a variabilidade genética existente entre os grupos de touros ao longo da lactação como desvio da curva média de valores genéticos da população. Considerando os grupos de touros com 25 ou mais filhas (>24, >49, >99, >299, >399 e >499), as curvas de EVG foram similares em forma variando mais em nível de produção do que no progresso da produção.

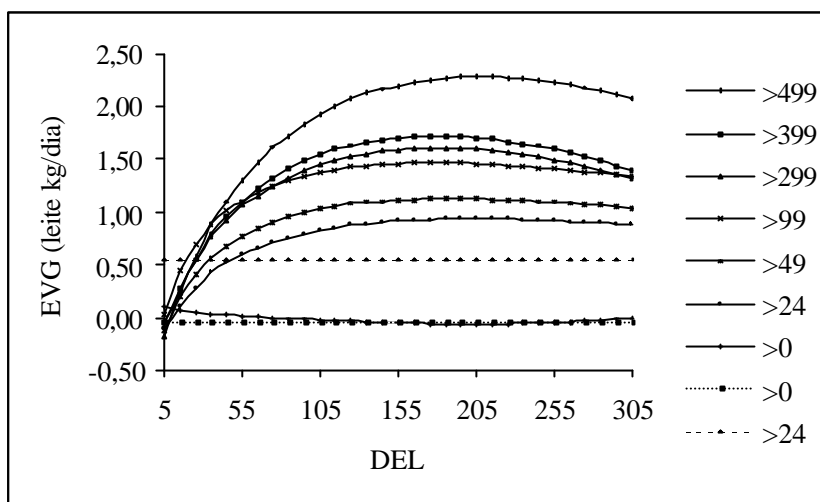


Figura 1 - Curvas de estimativa de valor genético para produção de leite de grupos de touros por número de filhas. Modelo AS (—) e modelo MRF (-----).

Resultados semelhantes aos obtidos para diferentes grupos de touros, foram obtidos para diferentes grupos de vacas (Figura 2). Considerando grupos de vacas com pelo menos 3, 6, 8 ou 10 controles de produção, nota-se que grupos com maior número de controles apresentam curvas de valor genético superior aos com menor número de controles em ambos modelos MRF (linhas pontilhadas) ou AS (linhas contínuas).

Resultados semelhantes foram apresentados por outros pesquisadores (Pool & Meuwissen, 2001 e Pool, 2000), quando os valores genéticos foram estimados utilizando modelos semelhantes.

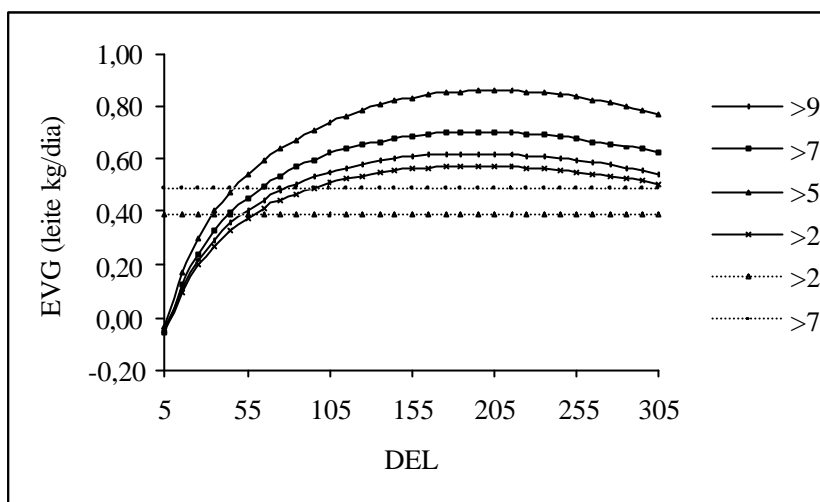


Figura 2 - Curvas de estimativa de valor genético para produção de leite de grupos de vacas por número de controles. Modelo AS (—) e modelo MRF (-----).

As EVG diárias para 6 touros são apresentadas na Figura 3. Constata-se que curvas de valor genético para diferentes touros são diferentes para ambos, nível e progressão da produção. Assim, diferenças em persistência, definida com a habilidade de uma vaca em manter a produção após o pico de produção, podem ser vistas muito claramente nestas curvas. Por exemplo, as EVG para o touro 1 aumentam continuamente até, aproximadamente, o 205^o DEL e a partir de então diminuem até o fim da lactação (305^o DEL). Entretanto, para o touro 6 a curva das EVG apresenta trajetória inversa, diminuindo do início da lactação até aproximadamente o 205^o DEL e aumentando a partir de então até o fim da lactação.

Persistência é um caráter de importância e com grande impacto da produção de leite. Em geral, os produtores preferem vacas com maior persistência pois estas vacas necessitam ingerir menos alimentos para produzir a mesma quantidade de leite produzido por vacas menos persistentes e elas são mais facilmente alimentadas de acordo com seus requerimentos visto que suas curvas de lactação são diretamente relacionadas com suas capacidades de ingestão de alimentos (Shahrbabak, 1997).

Assim, o fato dos MRA permitirem avaliar a persistência genética para produção de leite, dentre outros, tem levado vários pesquisadores (Jamrozik et al, 1997a;

Shahrbabak, 1997; Pool & Meuwissen, 2001 e Pool, 2000) a estudarem a viabilidade de implementar tais modelos nos sistemas de avaliação genética.

Diferentes medidas (razão da segunda parte (101-200) pela primeira parte (1-100) da lactação; porcentagem de manutenção da produção diária do pico da lactação até o fim da lactação, razão da produção na lactação pela produção diária máxima; diferença na curva de lactação entre os dias 280 e 60; entre outras (Jakobsen et al., 2002)) têm sido utilizadas no cálculo da persistência. Definindo a persistência genética do animal i como: $pg_i = (EVG_{i,280} - EVG_{i,60}) * 110$, onde $EVG_{i,280}$ e $EVG_{i,60}$ são as estimativas dos valores genéticos para o animal i no DEL 280 e 60, respectivamente (Jamrozik et al, 1997a), os touros 1, 2, 3, 4, 5 e 6 tem persistência genética para produção de leite, respectivamente, iguais a -243,11; 399,59; -5,25; 361,50; 134,66 e 1987,24. Todavia, outras medidas de persistência deveriam ser consideradas em estudos futuros.

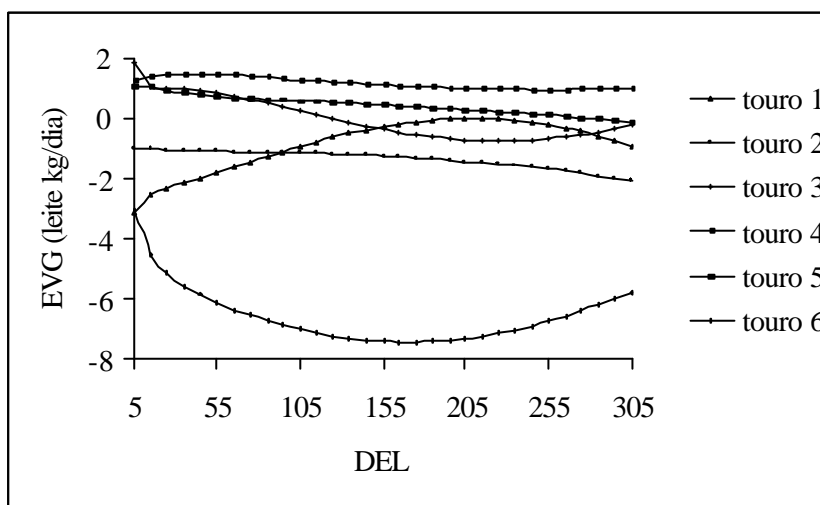


Figura 3 - Curva de estimativa de valor genético para diferentes touros. Modelo AS.

As tendências genéticas (ΔG) para as produções de leite, estimadas pela regressão da média ponderada das EVG dos touros para cada ano são apresentadas na Tabela 4. As tendências genéticas estimadas pela ponderação das EVG com os modelos P305 e MRF foram semelhantes (28,22 e 26,31 kg/ano, respectivamente), bem como nos

modelos AS e W^* (48,22 e 46,2 kg/ano, respectivamente). Contudo, o modelo W apresenta ΔG superior (111,45 kg/ano) àquelas dos demais modelos. A diferença entre as ΔG dos diferentes modelos deveu-se, em parte, as diferenças entre as estimativas de herdabilidades obtidas pelo ajuste destes modelos. Todavia, a ΔG obtida pelo modelo W deve ser interpretada com ressalva, dado que este modelo não se ajustou bem aos dados e apresentou problemas de convergência (Melo et al.¹). As ΔG estimadas pelas médias ponderadas foram superiores às estimativas obtidas pelas médias não ponderadas, exceto para o MRF. Todavia, apesar da ΔG ser menor quando estimada pela média ponderada do que pela média não ponderada para o MRF ela apresenta um erro padrão maior (11,66) e um R^2 baixo (0,34). As ΔG estimadas pelas médias dos valores genéticos preditos usando o modelo P305 foi superior àquelas (23,88 e 32,96) estimadas por Costa (1998) usando média não ponderada e ponderada, respectivamente, e considerando touros com filhas nascidas entre 1977 e 1990.

As estimativas de herdabilidade para a produção de leite pelos modelos para PDC foram maiores do que a obtida para o modelo P305. As médias das herdabilidades ao longo do período de lactação para os modelos AS, W^* e W foram 0,38, 0,38 e 0,54, respectivamente. A herdabilidade para o MRF foi 0,30 enquanto para o P305 foi 0,27. Tal fato certamente contribuiu para maiores estimativas de tendência genética para estes modelos em relação ao P305.

¹ MELO, C.M.R. DE; PACKER, I.U.; COSTA, C.N.; MACHADO, P.F. Avaliação de funções polinomiais para ajuste da produção de leite do dia do controle de primeiras lactações de vacas da raça Holandesa usando modelos de regressão aleatória. (Trabalho não publicado).

Tabela 4. Estimativas do ganho genético para produção de leite (ΔG kg/ano), respectivo erro padrão (EP) e coeficiente de determinação (R^2) por modelos ajustados.

	EVG não ponderada					EVG ponderada				
	P305	MRF	AS	W*	W	P305	MRF	AS	W*	W
ΔG	28,22	26,31	48,03	46,22	111,45	39,02	25,17	52,14	50,30	114,04
EP	2,38	5,78	2,50	2,48	8,91	5,97	11,66	6,04	5,86	6,67
R^2	0,94	0,70	0,98	0,97	0,95	0,83	0,34	0,89	0,89	0,97

¹MRF: Modelo de repetibilidade; AS: Modelo de regressão aleatória (MRA) com a curva $a_0 + a_1c + a_2c^2 + a_3(\ln 1/c) + a_4(\ln 1/c)^2$ e homogeneidade de variância residual, onde $c = \text{DEL}/305$ e DEL é dias em lactação; W*: MRA com a curva $a_0 + a_1t/100 + a_2 \exp(-a_3t)$; W: MRA com a curva $a_0 + a_1t + a_2 \exp(-a_3t)$, onde $t = \text{DEL}$.

As médias das EVG dos touros para a produção de leite ao longo dos anos são apresentadas na Figura 4. A curva ΔG do modelo W foi inferior àquelas dos demais modelos até 1993, quando ela supera a dos demais modelos e segue aumentando até 1998. A diferença entre a curva de ΔG do modelo W e as dos demais modelos pode ser devida ao pior ajuste apresentado pelo mesmo, o que levou à estimativas de herdabilidades altas ao longo da lactação (Melo et al.¹). As médias, ponderadas ou não ponderadas, das EVG foram semelhantes. Por exemplo, as curvas das médias ponderadas e não ponderadas estimadas pelos valores genéticos preditos pelos modelos P305 e AS são muito semelhantes. Para estes modelos as médias ponderadas superam as médias não ponderadas no ano de 1993 indicando que os criadores iniciaram o uso mais intensivo de touros com maior potencial genético para a produção de leite a partir deste ano. Todavia, Costa (1998) estimou médias ponderadas superiores às não ponderadas já a partir do ano de 1987. A ΔG foi pequena até o ano de 1991, mas aumentou constantemente a partir de então (Figura 4 e 5). As ΔG obtidas pelas médias não ponderadas correspondem respectivamente para os modelos P305, AS, MRF, W* e W, a 0,45, 0,42, 0,77, 0,74 e 1,78% da média (6.256,14) da produção de leite das vacas Holandesas de primeira lactação. As ΔG obtidas pelas médias ponderadas

¹ MELO, C.M.R. DE; PACKER, I.U.; COSTA, C.N.; MACHADO, P.F. Avaliação de funções polinomiais para ajuste da produção de leite do dia do controle de primeiras lactações de vacas da raça Holandesa usando modelos de regressão aleatória. (Trabalho não publicado).

correspondem a uma porcentagem ligeiramente superior (0,62, 0,40, 0,83, 0,81 e 1,83), exceto para o modelo P305.

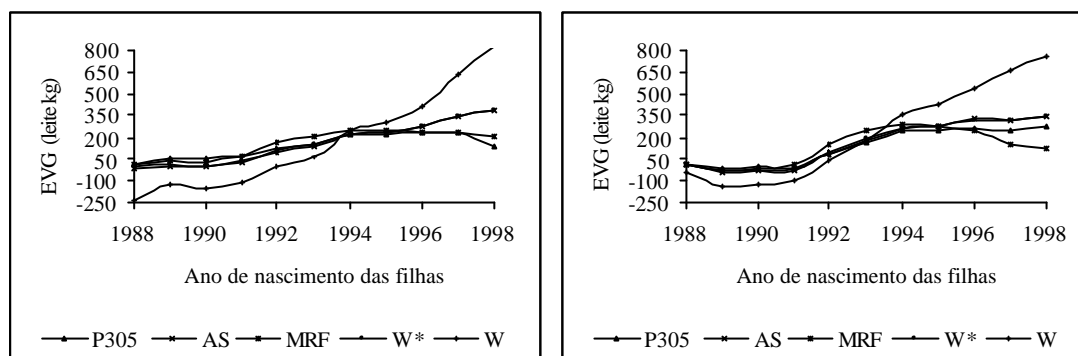


Figura 4 - Tendência genética para a produção de leite no período de 1988 a 1998 (não ponderada à direita - Figura 4a e ponderada à esquerda - Figura 4b).

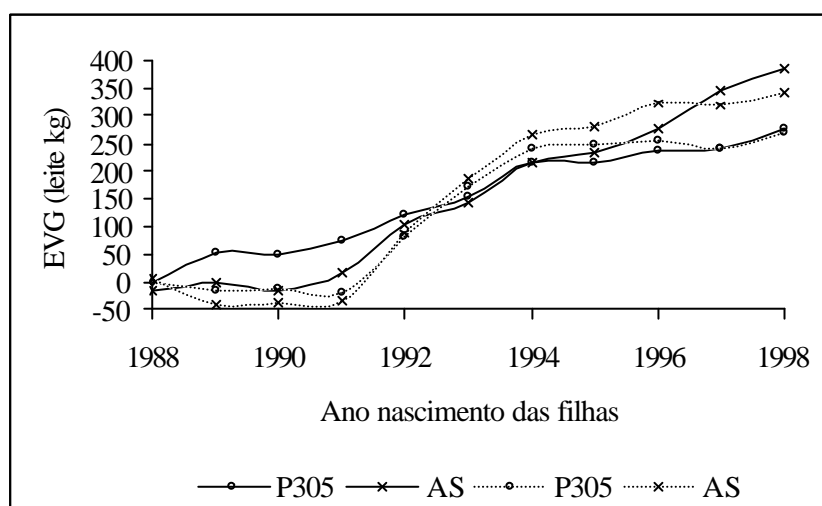


Figura 5 - Tendência genética para produção de leite no período de 1988 a 1998 (média não ponderada — e média ponderada - - - -).

6.4 Conclusões

Os modelos para o ajuste das produções do dia do controle explicam melhor a variabilidade genética existente entre os animais do que o modelo para a produção até 305 dias de lactação, principalmente entre vacas e touros com menor número de filhas.

As correlações de ordem e valores para as EVG dos touros entre o modelo P305 e os demais modelos sugerem que para touros com maior número de progênie seriam selecionados ou descartados praticamente os mesmos touros pelo modelo para P305 e pelos modelos para as PDC.

As tendências genéticas foram maiores para os MRA e menores para o MRF do que para o modelo P305 indicando que os MRA podem levar a maior progresso genético para produção de leite.

Assumindo-se que os MRA para as PDC permitem maior ganho genético e uma descrição mais detalhada dos valores genéticos dos animais ao longo da trajetória da lactação, o que permite a seleção para a persistência da lactação, considera-se que eles apresentam vantagens em relação ao MRF e ao ajuste da produção da lactação. Dentre os MRA avaliados o modelo AS apresentou o melhor ajuste caracterizando-se neste estudo como o mais apropriado para o ajuste dos registros de PDC para a avaliação genética para a produção de leite na raça Holandesa no Brasil.

7 CONCLUSÕES GERAIS

O uso dos registros das produções do dia do controle (PDC) na estimação de componentes de variância e na avaliação genética de bovinos de leite pode ser mais eficiente do que uso da produção de leite até 305 dias (P305). Esta alternativa utiliza-se das produções observadas e não a estimativa da produção acumulada, o que permite ajustar melhor para os efeitos ambientais associados a cada controle, e pode resultar na redução da variância residual por utilizar maior número de registros por animal. Neste contexto, o uso da regressão aleatória para ajuste das PDC permite descrever melhor a estrutura das correlações entre os registros sucessivos e modelar a produção ao longo da lactação viabilizando a avaliação genética para persistência da produção na lactação.

Contudo, antes apresentar as conclusões propriamente ditas serão feitas algumas considerações sobre as análises realizadas e perspectivas de análises futuras. Os modelos avaliados neste estudo refletem o atual estado da pesquisa no contexto das análises dos registros das PDC, todavia não se pode ignorar que possam existir outras alternativas de modelagem das PDC, seja utilizando outras funções polinomiais como, por exemplo, os polinômios de Legendre, combinações de funções ou estruturas de correlação. Em adição, o uso da metodologia estatística baseada na amostragem de Gibbs pode contornar problemas de recursos computacionais relacionados à demanda de memória de acesso aleatório (RAM), e portanto devem ser oportunamente investigadas. Da mesma forma, este estudo baseia-se apenas na produção de leite da primeira lactação, e assim, a inclusão de outros caracteres ou lactações adicionais, em um modelo multi-caráter, irá demandar novas considerações e estudos, em termos de modelos mais apropriados quanto ao número de parâmetros a estimar, estrutura da matriz de covariâncias para os

efeitos aleatórios, propriedades estatísticas das funções para modelagem da curva de lactação e a conseqüente demanda computacional inerente ao ajuste das PDC.

Contudo, na comparação dos resultados dos modelos de repetibilidade e multi-caracteres com aqueles do modelo para P305 verificou-se que as estimativas de herdabilidade para as PDC nos modelos de repetibilidade e multi-caracteres foram maiores do que as obtidas para a P305 sugerindo que os modelos para as PDC são superiores aquele para a P305.

No que concerne aos modelos de regressão aleatória (MRA), aqueles baseados na curva polinomial paramétrica de Ali e Schaeffer apresentaram resultados semelhantes independente do ajuste ou não para heterogeneidade de variância residual com estimativas de herdabilidade para as PDC apresentando variação mais aproximada dos valores obtidos em análise uni-caráter. O modelo baseado na curva exponencial de Wilmink apresentou problemas de convergência e a sua variação W^* resultou em estimativas de correlação genética negativas entre as fases inicial e final da lactação. Em adição, verificou-se que os MRA para ajuste das PDC permitem maior ganho genético e uma descrição mais detalhada dos valores genéticos dos animais ao longo da trajetória da lactação, o que possibilita a seleção para persistência da lactação.

Em resumo, os resultados obtidos em cada uma das etapas foram coerentes, apontando para uma conclusão única: o modelo de regressão aleatória com curva polinomial paramétrica de Ali e Schaeffer e homogeneidade de variância residual foi o de melhor ajuste, dentre os avaliados, caracterizando-se como estratégia preferencial de análise das produções de leite do dia do controle, alternativamente ao ajuste dos registros da produção de leite na lactação, para a avaliação genética dos animais da raça Holandesa no Brasil.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ALBUQUERQUE, L.G.; MEYER, K. Estimativas de funções de covariância genéticas aplicando-se uma estrutura de correlação paramétrica para modelar os efeitos de ambiente permanente de animal, para bovinos da raça Nelore (compact disc). In: REUNIÃO ANUAL DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, 38., Piracicaba, 2001. **Anais**. Piracicaba: Sociedade Brasileira de Zootecnia, 2001a.
- ALBUQUERQUE, L.G.; MEYER, K. Estimates of covariance function for growth from birth to 630 days of age in Nelore cattle. **Journal of Animal Science**, v.79, p.2776-2789, 2001b.
- ALBUQUERQUE, L.G.; MEYER, K. Estimates of genetic covariance functions for growth of Nelore cattle assuming a parametric correlation structure for animal permanent environmental effects (compact disc). In: WORLD CONGRESS OF GENETICS APPLIED LIVESTOCK PRODUCTION, 7., Montpellier, 2002. **Proceedings**. Montpellier: INRA, 2002.
- ALI, T.E.; SCHAEFFER, L.R. Accounting for covariances among test day milk yields in dairy cows. **Canadian Journal of Animal Science**, v.67, n.3, p.637-644, Sept. 1987.
- BROTHERSTONE, S.; WHITE, I.; MEYER, K. Genetic modeling of dairy milk yield using orthogonal polynomial and parametric curves. **Animal Science**, n.70, p.407-415, 2000.
- CARVALHEIRA, J.G.V.; BLAKE, R.W.; POLLAK, E.J.; QUAAS, R.L.; DURAN-CASTRO, C.V. Application of an autoregressive process to estimate genetic parameters and breeding values for daily milk yield in a tropical herd of Lucerna cattle and in States Holstein herds. **Journal of Dairy Science**, v.81, p.2738-2751, 1997.

- COSTA, C.N. Genetic relationships for milk and fat yields between Brazilian and United States Holstein cattle populations. Cornell, 1998. 1v. Thesis (Ph.D) - University of Cornell.
- COSTA, C.N. An investigation into heterogeneity of variance for milk and fat yields of Holstein cows in Brazilian herd environments. **Genetic and Molecular Biology**, v.22, n.3, p.375-381, 1999.
- COSTA, C.N.; MELO, C.M.R. de; MARTINEZ, M.L.; MACHADO, C.H.C.; PACKER, I.U. Estimation of genetic parameters for test day milk records of first lactation Gir cows in Brazil using random regression (compact disc). In: WORLD CONGRESS OF GENETICS APPLIED LIVESTOCK PRODUCTION, 7., Montpellier, 2002. **Proceedings**. Montpellier: INRA, 2002.
- COSTA, C.N.; BLAKE, R.W.; POLLAK, E.J.; OLTENACU, P.A.; QUASS, R.L.; SEARLE, S.R. Genetic analysis of Holstein cattle populations in Brazil and United States. **Journal of Dairy Science**, v.83, n.12, p.2963-2974, Dec. 2000.
- DANELL, B. Studies on lactation yield and individual test-day yields of Swedish dairy cow. II. Estimates of genetic and phenotypic parameters. **Acta Agriculturae Scandinavica**, v.32, p.103-114, 1982.
- EL FARO, L. Estimaco de componentes de (co)varincia para produo de leite no dia do controle de primeiras lactaces de vacas Caracu, aplicando-se "test day models" de dimenso finita e modelos de regresso aleatria. Jaboticabal, 2002. 102p. Tese (Doutorado) - Faculdade de Cincias Agrrias e Veterinrias, Universidade Estadual Paulista "Julio de Mesquita Filho".
- EMMERLING, R.; LIDAUER, M.; MNTYSAARI, E.A. Multiple lactation random regression test-day model for Simmental and Brown Swiss in Germany and Austria. In: INTERBULL, Interlaken, 2002. **Proceedings**. Uppsala: International Bull Evaluation Service, 2002, p.111-117. (Bulletin, 29).
- EVERETT, R.W.; SCHMITZ, F. **Dairy genetics in 1994 and beyond**: cow and sire evaluations using test-day records, DairyGene, and DairyView for Dairy farm management. Ithaca: Cornell University, Dept. Animal Science, 1994, 1v. (Mimeo. Series, 170).

- FERREIRA, W.J. Parâmetros genéticos para produção de leite no dia do controle de vacas da raça Holandesa. Viçosa, 1999. 103p. Dissertação (M.S) - Universidade Federal de Viçosa.
- FIRAT, M.Z.; THEOBALD, C. M.; THOMPSON, R. Multivariate analysis of test day milk yields of British Holstein-Friesian heifers using Gibbs Sampling. **Acta Agriculturae Scandinavica**, Sect A, v.47, p.221-229, 1997a.
- FIRAT, M.Z.; THEOBALD, C.M.; THOMPSON, R. Univariate analysis of test day milk yields of British Holstein-Friesian heifers using Gibbs Sampling. **Acta Agriculturae Scandinavica**, Sect A, v.47, p.213-220, 1997b.
- FREITAS, A. F.; DURÃES, M.C.; VALENTE, J.; TEIXEIRA, N.M.; MARTINEZ, M.L.; MAGALHÃES JR, M.N. Parâmetros genéticos para produção de leite e gordura nas três primeiras lactações de vacas Holandesas. **Revista da Sociedade Brasileira de Zootecnia**, v.30, n.3, p.709-713, mar. 2001.
- GADINI, C.H. Genetic evaluation of test day production traits and somatic cell scores. Lincoln, 1997. 1v. Thesis (Ph.D) - University of Nebraska.
- GADINI, H.C.; KEOWN, J.F.; VAN VLECK, L.D. Genetic parameters of test day milk, fat and protein yields. Genetic parameters of test-day milk yield of Holstein cows (compact disc). In: WORLD CONGRESS OF GENETICS APPLIED LIVESTOCK PRODUCTION, 6., Armidale, 2002. **Proceedings**. Armidale: University of New England, 1998.
- GENGLER, N.; TIJANI, A.; WIGGANS, G.R.; MISZTAL, I. Estimation of (co)variance function coefficients for test day yield with a Expectation-Maximization Restricted Maximum Likelihood Algorithm. **Journal Dairy Science**. <http://12.24.208.139/manuscripts/843e/>. (05 mar. 2000).
- HAILE-MARIAM, M.; GODDARD, M.E.; BOWMAN, P.J. Estimates of genetic parameters of daily somatic cell count of Austrian dairy cattle. **Journal of Dairy Science**, v.84, n.5, p.1255-1264, May 2001.
- HILL, W.G.; BROTHERSTONE, S.; VISSCHER, P.M. Current and future developments in dairy cattle breeding: a research viewpoint. In: Breeding and feeding the high genetic merit dairy cow. **British Society of Animal Science**, v.19, p.59-66, 1995.

- INTERBULL. <http://www-interbull.slu.se/buletins/framesida-pub.htm> (28 fev. 2003).
- JAFFRÉZIC, F.; PLETCHER, S. Statistical models for estimating the genetic basis of repeated measures and other function-valued traits. **Genetics**, v.156, n.10, p.913-922, Oct. 2000.
- JAFFRÉZIC, F.; WHITE, I.M.S.; THOMPSON, R.; HILL, W.G. A link function approach to model heterogeneity of residual variances over time in lactation curve analyses. **Journal of Dairy Science**, v.83, n.5, p.1089-1093, May 1999.
- JAKOBSEN, J.H.; MADSEN, P.; JENSEN, J.; PEDERSEN, J.; CHRISTENSEN, L.G.; SORENSEN, D.A. Genetic parameters for milk production and persistency for Danish Holsteins estimated in random regression models using REML. **Journal of Dairy Science**, v.85, n.6, p.1607-1616, June 2002.
- JAMROZIK, J.; SCHAEFFER, L.R. Estimates of genetic parameters for a test day model with random regressions for yield traits of first lactation Holsteins. **Journal of Dairy Science**, v.80, n.4, p.762-770, Apr. 1997.
- JAMROZIK, J.; SCHAEFFER, L.R.; GRIGNOLA, F. Genetic parameters for production traits and somatic cell score of Canadian Holsteins with multiple trait random regression model (compact disc). In: WORLD CONGRESS OF GENETICS APPLIED LIVESTOCK PRODUCTION, 6., Armidale, 1998. **Proceedings**. Armidale: University of New England, 1998.
- 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, June 1997a.
- JAMROZIK, J.; SCHAEFFER, L.R.; LIU, Z.; JANSEN, G. Multiple trait random regression test day model for production traits. In: INTERBULL, Vienna, 1997. **Proceedings**. Uppsala: International Bull Evaluation Service, p.43-47, 1997b. (Bulletin, 16).
- JAMROZIK, J.; KISTEMAKER, G.J.; DEKKERS, J.C.M.; SCHAEFFER, L.R. Comparison of possible covariates for use in a random regression model for analyses of test day yields. **Journal of Dairy Science**, v.80, n.10, p.2550-2556, Oct. 1997c.
- JAMROZIK, J.; GIANOLA, D.; SCHAEFFER, L.R. Bayesian estimation of genetic parameters for test day records in dairy cattle using linear hierarchical models. **Livestock Production Science**, v.71, p.223-240, 2001.

- JENSEN, J. Genetic evaluation of dairy cattle using test-day models. **Journal of Dairy Science**, v.84, n.12, p.2803-2812, Dec. 2002.
- JOHNSON, D.L.; THOMPSON, R. Restricted maximum-likelihood estimation of variance components for univariate animal models using sparse-matrix techniques and average information. **Journal of Dairy Science**, v.78, p.57-69, 1995.
- JONES, L.P.; GODDARD, M.E. Five years experience with the animal model for dairy evaluations in Australia. In: WORLD CONGRESS OF GENETICS APPLIED LIVESTOCK PRODUCTION, 4., Edinburgh, 1990. **Proceedings**. Edinburgh: University of Edinburgh, 1990, p.382-385.
- KASS, R. E.; RAFTERY, A. E. Bayes factors. **Journal of the American Statistician Association**, v.90, p.773-795, 1995.
- KETTUNEN, A.; MÄNTYSAARI, E.A.; PÖSÖ, J. Estimation of genetic parameters for daily milk yield of primiparous Ayrshire cows by random regression test-day models. **Livestock Production Science**, v.66, p.251-261, 2000.
- KETTUNEN, A.; MÄNTYSAARI, E.A.; STRANDÉN, I.; PÖSÖ, J. Genetic parameters for test day milk yields of Finnish Ayrshires with random regression model. **Journal of Dairy Science**, v.80, Suppl. 1, p.197, 1997.
- KETTUNEN, A.; MÄNTYSAARI, E.A.; STRANDÉN, I.; PÖSÖ, J.; LIDAUER, M. Estimation of genetic parameters for first lactation test day milk production using random regression models (compact disc). In: WORLD CONGRESS OF GENETICS APPLIED LIVESTOCK PRODUCTION, 6., Armidale, 1998. **Proceedings**. Armidale: University of New England, 1998.
- KIRKPATRICK, M.; HILL, W.G.; THOMPSON, R. Estimating the covariance structure of traits during growth and ageing, illustrated with lactation in dairy cattle. **Genetical Research**, v.64, n. 1, p.57-69. Aug. 1994.
- KIRKPATRICK, M.; LOFSVOLD, D.; BULMER, M. Analysis of the inheritance, selection of growth trajectories. **Genetics**, n.124, p.979-993, Apr. 1990.
- LIDAUER, M.; MÄNTYSAARI, E.A.; STRANDÉN, I. Comparison of test-day models for genetic evaluation of production traits in dairy cattle. **Livestock Production Science**, v.79, p.73-86, 2003.

- LIDAUER, M.; MÄNTYSAARI, E.A; STRANDÉN, I; PÖSÖ, J. Multiple-trait random regression test-day model for all lactations. In: INTERBULL, Bled, 2000. **Proceedings**. Uppsala: International Bull Evaluation Service, 2000, p.81-86. (Bulletin, 25).
- LIDAUER, M; MÄNTYSAARI, E.A. Multiple trait reduced rank random regression test-day model for production traits. In: INTERBULL, Zurich, 1999. **Proceedings**. Uppsala: International Bull Evaluation Service, 1999, p.74-80. (Bulletin 22).
- LOPEZ-ROMERO, P.; CARABAÑO, M.J. Comparison of random regression test-day models and analysis of the residual variance along days in milk using Bayesian procedures (compact disc). In: WORLD CONGRESS OF GENETICS APPLIED LIVESTOCK PRODUCTION, 7., Montpellier, 2002. **Proceedings**. Montpellier: INRA, 2002.
- MACHADO, S.G. Parâmetros genéticos e de ambiente da produção de leite no dia do controle da primeira lactação de vacas da raça Holandesa. Jaboticabal, 1997. 76p. Dissertação (M.S) - Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias, Universidade Estadual Paulista “Julio de Mesquita Filho”.
- MACHADO, S.G.; FREITAS, M.A.R.; GADINI, C.H. Genetic parameters of test-day milk yield of Holstein cows (compact disc). In: WORLD CONGRESS OF GENETICS APPLIED LIVESTOCK PRODUCTION, 6., Armidale, 1998. **Proceedings**. Armidale: University of New England, 1998.
- MACHADO, S.G.; FREITAS, M.A.R.; GADINI, C.H. Genetic parameters of test day milk yields of Holstein cows. **Genetic and Molecular Biology**. v.22, n.3, p.383-386, 1999.
- MEYER, K. An “average information” restricted maximum likelihood algorithm for estimating reduced rank genetic matrices or covariance functions for animal models with equal design matrices. **Genetics Selection Evolution**, v.39, p.97-116, 1997.
- MEYER, K. “DXMRR”: a program to estimate covariance functions for longitudinal data by Restricted Maximum Likelihood (compact disc). In: WORLD CONGRESS OF GENETICS APPLIED LIVESTOCK PRODUCTION, 6., Armidale, 1998. **Proceedings**. Armidale: University of New England, 1998a.

- MEYER, K. Modeling “repeated” records: covariance functions and random regression models to analysis animal breeding data (compact disc). In: **WORLD CONGRESS OF GENETICS APPLIED LIVESTOCK PRODUCTION**, 6., Armidale, 1998. **Proceedings**. Armidale: University of New England, 1998b.
- MEYER, K. Estimates of direct and maternal covariance functions for growth of Australian beef calves from birth to weaning. **Genetics Selection and Evolution**, v.33, p.487-514, 2001a.
- MEYER, K. Estimating genetic covariance functions assuming a parametric correlation structure for environmental effects. **Genetics Selection and Evolution**, v.33, p.557-585, 2001b.
- MEYER, K.; HILL, W.G. Estimation of genetic and phenotypic covariance functions for longitudinal or “repeated” records by restricted maximum likelihood. **Livestock Production Science**, v.47, p.185-200, 1997.
- MEYER, K.; GRASER, H.U.; HAMMOND, K. Estimates of genetic parameters for first lactation test day production of Australian Black and White cows. **Livestock Production Science**, v.21, p.177-199, 1989.
- MISZTAL, I. **REMLF90**: manual. <ftp://nce.ads.uga.edu/pub/ignacy/blupf90/docs/remlf90.pdf>. (05 jan. 2001).
- MISZTAL, I.; STRABEL, T.; JAMROZIK, J.; MÄNTYSAARI, E.A.; MEUWISSEN; T.H.E. Strategies for estimating the parameters needed for different test-day models. **Journal of Dairy Science**, v.83, n.5, p.1125-1134, May. 2000.
- OLORI, V.E. Utilisation of daily milk records in genetic avaluation of dairy cattle. Edinburgh, 1997. 1v. Thesis (Ph.D) - University of Edinburgh.
- OLORI, V.E.; HILL, W.G.; McGUIRK, B.J.; BROTHERSTONE, S. Estimating variance e components for test day milk records by restricted maximum likelihood with a random regression animal model. **Livestock Production Science**, v.61, p.53-63, 1999.
- PANDER, B.L.; HILL, W.G.; THOMPSON; R. Genetic parameters of test day records of British Holstein-Friesian heifers. **Animal Production**, v.55, n.1, p.11-21, Aug. 1992.

- PLETCHER, S.; JAFFRÉZIC, F. Generalized character process models: Estimating the genetic basis of trait cannot be observed and that change with age or environmental conditions. **Biometrics**, v.58, p.157-162, Mar. 2002.
- POOL, M.H. Test day models, breeding value estimation based on individual test-day records. Wageningen, 2000. 1v. Thesis (Ph.D) - University of Wageningen.
- POOL, M.H.; JANSSE, L.L.G.; MEUWISSEN, T.H.E. Genetic parameters of Legendre polynomials for first parity lactation curves. **Journal of Dairy Science**, v.83, n.11, p.2640-2649, Nov. 2000.
- POOL, M.H.; MEUWISSEN, T.H.E. Prediction of daily milk yields from a limited number of test days using test day models. **Journal of Dairy Science**, v.82, n.7, p.1555-1564, July 1999.
- POOL, M.H.; MEUWISSEN, T.H.E. Reduction of the number of parameters needed for a polynomial random regression test day model. **Livestock Production Science**, v.64, p.133-145, 2000.
- POOL, M.H.; MEUWISSEN, T.H.E. Effect of random regression test day models on EBVs and genetic trends in persistency. In: INTERBULL, Rotorua, 2001. **Proceedings**. Uppsala: International Bull Evaluation Service, 2001, p.49-54. (Bulletin 17).
- PÖSÖ, J. MÄNTYSAARI, E.A.; LIDAUER, M.; STRANDÉN, I.; KETTUNEN, A. Empirical bias in the pedigree indices of heifers evaluated using test day models (compact disc). In: WORLD CONGRESS OF GENETICS APPLIED LIVESTOCK PRODUCTION, 6., Armidale, 1998. **Proceedings**. Armidale: University of New England, 1998.
- PTAK, E.; SCHAEFFER, L.R. Use of test day yields for genetic evaluation of dairy sires and cows. **Livestock Production Science**, v.34, n.1/2, p.23-34, Jan./Feb. 1993.
- PTAK, E.; ZARNECKI, A. Estimation of breeding values of polish black and white cattle using test day yields (compact disc). In: WORLD CONGRESS OF GENETICS APPLIED LIVESTOCK PRODUCTION, 6., Armidale, 1998. **Proceedings**. Armidale: University of New England, 1998.
- REENTS, R.; DOPP, L. Genetic evaluation for dairy production traits with a test day model for multiple lactations. In: INTERBULL, Veldhoven, 1996. **Proceedings**. Uppsala: International Bull Evaluation Service, 1996, p.113-117. (Bulletin 14).

- REENTS, R.; DEKKERS, J.C.M.; SCHAEFFER L.R. Genetic parameters of test day somatic cell counts and production traits. In: WORLD CONGRESS ON GENETICS APPLIED TO LIVESTOCK PRODUCTION, 5., Guelph, 1994. **Proceedings**. Guelph: University of Guelph, v.17, 1994, p.120-123.
- REENTS, R.; DEKKERS, J.C.M.; SCHAEFFER, L.R. Genetic evaluation for somatic cell score with a test day model for multiple lactations. **Journal of Dairy Science**, v.78, n.12, p.2858-2870, Dec. 1995a.
- REENTS, R.; JAMROZICK, J.; SCHAEFFER, L.R.; DEKKERS, J.C.M. Estimation of genetic parameters for test day records of somatic cell score. **Journal of Dairy Science**, v.78, n.12, p.2847-2857, Dec. 1995b.
- REENTS, R.; DOPP, L.; SCHMUTZ, M.; REINHARDT, F. Impact of application of a test day model to dairy production traits on genetic evaluations of cows. In: INTERBULL, Rotorua, 1998. **Proceedings**. Uppsala: International Bull Evaluation Service, 1998, p.49-54. (Bulletin 17).
- REINHARDT, F.; LIU, Z.; BÜNGER, A.; DOPP, L.; REENTS, R. Impact of application of a random regression test day model to production trait genetic evaluations in dairy cows. In: INTERBULL, Interlake, 2002. **Proceedings**. Uppsala: International Bull Evaluation Service, 2002, p.103-107. (Bulletin 29).
- REKAYA, R.; BEJAR, R.; CARABAÑO, M.J.; ALENDA, R. Genetic parameters for test day measurements in Spanish Holstein-Friesian. In: INTERBULL, 11., Prague, 1995. **Proceedings**. Prague: Czech Republic, 1995, p.1-8. (Bulletin 11).
- REKAYA, R.; CARABAÑO, M.J.; TORO, M.A. Use de test day yields for the genetic evaluation of production traits in Holstein-Friesian cattle. **Livestock Production Science**, v.57, p.203-217, 1999.
- RIBAS, M.; PEREZ, B. Monthly test day milk records and yield at 244 days. II. Genetic parameters in first lactation. **Cuban Journal of Agricultural Science**, v.24, n.2, p.129-144, July 1990.
- RIBAS, M.; PEREZ, B.; GUZMAN, G. Monthly test-day yields and the extension of lactations in Cuba. **Cuban Journal of Agricultural Science**, v.28, n.2, p.125-139, July 1994.

- SAMORÉ, A.B., BOETTCHER, P., JAMROZIK, J., BAGNATO, A., GROEN, A.F. Genetic parameters for production traits and somatic cell scores estimated with a multiple trait random regression model in Italian Holsteins (compact disc). In: WORLD CONGRESS OF GENETICS APPLIED LIVESTOCK PRODUCTION, 7., Montpellier, 2002. **Proceedings**. Montpellier: INRA. 2002.
- SCHAEFFER, L.R.; DEKKERS, J.C.M. Random regressions in animal models for test-day production in dairy cattle (compact disc). In: WORLD CONGRESS OF GENETICS APPLIED LIVESTOCK PRODUCTION, 5., Guelph, 1994. **Proceedings**. Canada: University of Guelph, 1994.
- SCHAEFFER, L.R.; GUO, Z. Random regression submodel comparison (compact disc). In: WORLD CONGRESS OF GENETICS APPLIED LIVESTOCK PRODUCTION, 7., Montpellier, 2002. **Proceedings**. Montpellier: INRA. 2002.
- SCHAEFFER, L.R.; JAMROZIK, J.; KISTEMAKER, G.J.; VAN DOORMAAL, B.J. Experience with a test-day model. **Journal of Dairy Science**, v.83, n.5, p.1135-1144, May 2000.
- SHAHRBABAK, M.M. Feasibility of random regression models for Iranian Holstein test day records. Guelph, 1997. 1v. Thesis (Ph.D) - University of Guelph.
- STRABEL, T; MISZTAL I. Genetic parameters for first and second lactation milk yields of polish black and white cattle with random regression test-day models. **Journal of Dairy Science**, v.82, n.12, p.2805-2810, Dec. 1999.
- STRABEL T.; SZWACZKOWSKI, T. Additive genetic and permanent environmental variance components for test day milk yields in Black-white cattle. **Livestock Production Science**, v.48, p.91-98. 1997.
- SWALVE, H.H. Use of test day records for genetic evaluation (compact disc). In: WORLD CONGRESS OF GENETICS APPLIED LIVESTOCK PRODUCTION, 6., Armidale, 1998. **Proceedings**. Armidale: University of New England, 1998.
- SWALVE, H.H. The effect of test day models on the estimation of genetic parameters and breeding values for dairy yield traits. **Journal of Dairy Science**, v.78, n.4, p.929-938, Apr. 1995a.
- SWALVE, H.H. Test day models in the analysis of dairy production data - review. **Archiv fur Tierzucht Dummerstorf**, v.38, n.6, p.591-612, 1995b.

- SWALVE, H.H. Theoretical basis and computational for different test-day genetic evaluation methods. **Journal of Dairy Science**, v.83, n.5, p.1115-1124, May 2000.
- TIJANI, A.; WIGGANS, G.R. VAN TASSELL, C.P.; PHILPOT, J.C.M.; GENGLER, N. Use of (co)variance function to describe (co)variance for test day yield. **Journal of Dairy Science**. <http://www.adsa.uiuc.edu/manuscripts/8058>. (11 jan. 1999).
- TORRES, R.A.; BERGMAN, J.A.G.; COSTA, C.N.; PEREIRA, C.S.; VALENTE, J.; PENNA, V.M.; TORRES, R.A. Ajustamento para heterogeneidade de variância para a produção de leite entre rebanhos da raça Holandesa no Brasil. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.28, n.2, p.295-305, 1999.
- TSURUTA, S.; MISTAL, I.; KLEI, L.; LAWLOR, T.J. Analysis of age-specific prediction transmitting abilities for final scores in Holsteins with a random regression model. **Journal of Dairy Science**, v.85, n.5, p.1324-1330, May 2002.
- VAN DER WERF, J.H.J.; GODDARD, M.E.; MEYER, K. The use of covariance functions and random regressions for genetic evaluation of milk production based on test day records. **Journal of Dairy Science**, v.81, p.3300-3308, 1998.
- VAN TASSELL, C.P.; QUAAS, R.L.; EVERETT, R.W. Parameter estimates for 305-day residual records. **Journal of Dairy Science**, v.75, suppl. 1, p.251, 1992.
- VARGAS, B.; PEREZ, E.; VAN ARENDONK, J.A.M. Analysis of test day yield data of Costa Rican dairy cattle. **Journal of Dairy Science**, v.81, n.1, p.225-271, Jan. 1998.
- VEERKAMP, R.F.; GODDARD, M.E. Covariance functions across herd production levels for test day records on milk, fat and protein yield. **Journal of Dairy Science**, v.81, p.1690-1701, 1998.
- 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, Jan. 1995.
- WHITE, I.M.S.; THOMPSON, R.; BROTHERSTONE, S. Genetic and environmental smoothing of lactation curves with cubic splines. **Journal of Dairy Science**, v.82, n.3, p.632-638, Mar. 1999.

WIGGANS, G.R.; GODDARD, M.E. A computationally feasible test day model for genetic evaluation of traits in the United States. **Journal of Dairy Science**, v.80, n.8, p.1795-1800, Aug. 1997.

WILMINK, J.B.M. Efficiency of selection for different cumulative milk, fat, and protein yields in first lactation. **Livestock Production Science**, v.17, p.211-224, 1987.