

**CLÁUDIO VIEIRA DE ARAÚJO**

**EFEITO DA INTERAÇÃO REPRODUTOR X REBANHO SOBRE A  
PRODUÇÃO DE LEITE NA RAÇA HOLANDESA**

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

VIÇOSA  
MINAS GERAIS - BRASIL  
NOVEMBRO - 2000

**CLÁUDIO VIEIRA DE ARAÚJO**

**EFEITO DA INTERAÇÃO REPRODUTOR X REBANHO SOBRE A  
PRODUÇÃO DE LEITE NA RAÇA HOLANDESA**

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

APROVADA: 11 de fevereiro de 2000.

---

Prof. Paulo Sávio Lopes  
(Conselheiro)

---

Prof. Ricardo Frederico Euclides  
(Conselheiro)

---

Pesq. Dr. Cláudio Napolis Costa

---

Profa. Carmen Silva Pereira

---

Prof. Robledo de Almeida Torres  
(Orientador)

A minha esposa Simone.

A meus pais José e Maria.

A meus irmãos Edilson, José Olympio, Rogério, Ronaldo e Richardson.

## **AGRADECIMENTO**

A Deus, por tornar tudo possível.

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

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

À Associação Brasileira de Criadores de Bovinos da Raça Holandesa e ao Centro Nacional de Pesquisa de Gado de Leite, da EMBRAPA, pela disponibilidade e pela cessão dos dados.

Ao professor Robledo de Almeida Torres, pelos ensinamentos, pela orientação, pela amizade, pela confiança e pelo apoio.

Ao professor Paulo Sávio Lopes, pela amizade, pela atenção e pelas sugestões.

Ao professor Ricardo Frederico Euclides, pela amizade, pelo aconselhamento, pelo incentivo e pelas sugestões.

À professora Carmen Silva Pereira, pelos ensinamentos e pelo aconselhamento.

Ao Doutor Cláudio Napolis Costa, pelas críticas, pelas sugestões e pelo constante incentivo.

Aos amigos e colegas de pós-graduação, Aldrin, Amauri, Antônio Policarpo, Braccini, Cláudio Samara, Eliane, Eliana, Elizangela, Fausto, Felipe, Giselle, Jaime, José Elivalto, José Marques, Júlio, Luciano, Marcos Vinícius, Maria Amélia, Paulo Carneiro, Paulo Nobre, Renato, Ricardo, Sandra e William, pela amizade, pelo convívio e pelo constante incentivo.

A Rodolpho, pela amizade e pela formatação da tese.

Aos demais professores, funcionários e alunos do Departamento de Zootecnia, pelo companheirismo e pela amizade.

A minha família, pela base e pela formação.

A minha esposa Simone, companheira em todos os momentos, e a seus familiares.

Aos professores Luiz Henrique de Aquino e Antônio Ilson Gomes de Oliveira, da Universidade Federal de Lavras, pelo incentivo e pela aprendizagem durante a graduação.

Aos amigos de graduação e de sempre, André, Frederico, Gil, Joanis, Nasson, Ricardo, Rupert, e a todos que, de algum modo, contribuíram para a realização deste trabalho.

## **BIOGRAFIA**

Cláudio Vieira de Araújo, filho de José Vieira de Araújo e Maria Angela de Araújo, natural de Lavras, Estado de Minas Gerais, nasceu em 26 de maio de 1970.

Em julho de 1992, iniciou o curso de Zootecnia no Departamento de Zootecnia da Universidade Federal de Lavras, em Lavras, MG, sendo bolsista de iniciação científica do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico, sob orientação do prof. Luiz Henrique de Aquino, do Departamento de Ciências Exatas, por três anos.

Em julho de 1997, graduou-se em Zootecnia pela Universidade Federal de Lavras.

Em outubro de 1998, iniciou o curso de Mestrado em Zootecnia na Universidade Federal de Viçosa.

Em 11 de fevereiro de 2000, submeteu-se ao exame final de defesa de tese.

## CONTEÚDO

	Página
EXTRATO.....	viii
ABSTRACT.....	x
1. INTRODUÇÃO.....	1
2. REVISÃO DE LITERATURA.....	3
3. MATERIAL E MÉTODOS.....	17
3.1. Material.....	17
3.2. Métodos.....	19
3.2.1. Ajustamento à duração da lactação.....	21
3.2.2. Ajustamento às classes de ordem-idade da vaca no parto.....	24
3.2.3 Classificação dos rebanhos em classes de desvios-padrão fenotípicos para produção de leite.....	27
3.2.4. Efeito da interação reprodutor x rebanho sobre a acurácia dos valores genéticos dos reprodutores.....	28
3.2.5. Modelos.....	29
3.2.5.1. Análises de características simples que consideram classes de desvios-padrão fenotípicos, sem levar em conta a interação reprodutor x rebanho .....	29

3.2.5.2. Análises de características simples que consideram as classes de desvios-padrão fenotípicos e a interação reprodutor x rebanho.....	31
3.2.5.3. Análises de características múltiplas que não consideram a interação reprodutor x rebanho.....	34
3.2.5.4. Análises de características múltiplas que consideram a interação reprodutor x rebanho.....	37
3.2.5.5. Análise de verificação do efeito da interação reprodutor x rebanho sobre a acurácia dos valores genéticos dos reprodutores .....	40
3.2.6. Teste da razão de verossimilhança.....	41
3.2.7. Correlação entre os valores genéticos.....	42
4. RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	43
4.1. Análises de características simples que consideram as classes de desvios-padrão fenotípicos.....	43
4.2. Análises de características múltiplas que consideram a produção de leite, nas classes de desvios-padrão fenotípicos, como características diferentes .....	52
4.3. Correlação entre os valores genéticos preditos.....	59
4.4. Análise que considera a restrição de que os reprodutores possuam, no mínimo, 10 filhas em dois ou mais rebanhos.....	61
4.5. Análise que considera a restrição de que os reprodutores possuam, no mínimo, 20 filhas em dois ou mais rebanhos.....	67
5. RESUMO E CONCLUSÕES.....	72
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	75



## EXTRATO

ARAÚJO, Cláudio Vieira de, M.S., Universidade Federal de Viçosa, novembro de 2000. **Efeito da interação reprodutor x rebanho sobre a produção de leite na raça Holandesa.** Orientador: Robledo de Almeida Torres. Conselheiros: Paulo Sávio Lopes e Ricardo Frederico Euclides.

Registros de produção de leite de vacas da raça Holandesa foram utilizados na verificação da efetividade da inclusão da interação reprodutor x rebanho no modelo, como fator de ajustamento de heterogeneidade de variância entre rebanhos, bem como na verificação do efeito dessa interação sobre a acurácia dos valores genéticos dos reprodutores avaliados. Com base no desvio-padrão fenotípico da produção de leite, ajustada a 305 dias de lactação e à idade adulta da vaca, os rebanhos foram estratificados em três classes: alto (>1375 kg), médio (1165 a 1375 kg) e baixo (<1165 kg) desvios-padrão fenotípicos. Componentes de variância para produção de leite em cada classe de desvio-padrão fenotípico, em análise geral e, ainda, em análise de características múltiplas, em que se considerou cada classe de desvio-padrão fenotípico como características diferentes, foram estimados pela máxima verossimilhança restrita, utilizando-se dois modelos animais que diferiam apenas na ausência e na presença da interação reprodutor x rebanho. O teste da

razão de verossimilhança foi utilizado na verificação da efetividade da inclusão da interação no modelo. As médias da produção de leite e os componentes de variância, de modo geral, aumentaram da classe de baixo para a classe de alto desvio-padrão fenotípico. As estimativas de componentes de variância, obtidas pelo modelo que incluía a interação reprodutor x rebanho, foram ligeiramente menores do que as dos modelos sem interação, exceto na variância residual, cujas estimativas, nos dois modelos, foram bastante próximas. As estimativas de herdabilidade, obtidas pelos dois modelos (0,197 a 0,350), foram próximas entre si, enquanto maiores estimativas foram observadas na classe de maior desvio-padrão fenotípico. Em análise de características múltiplas, as estimativas de componentes de variância, de modo geral, foram maiores, quando comparadas com as obtidas de análise de característica simples, exceto pelas variâncias residuais, que foram próximas nas duas situações, resultando em maiores estimativas de herdabilidades nas análises de características múltiplas (0,251 a 0,362). As correlações genéticas, para produção de leite, entre as classes de desvios-padrão fenotípicos foram todas próximas da unidade. A proporção da variância fenotípica da produção de leite, devido à variância da interação reprodutor x rebanho, em análises de características simples e múltiplas, oscilou de 2,2 a 4,4%, e os logaritmos naturais das funções de verossimilhanças aumentaram significativamente, quando se incluía a interação reprodutor x rebanho no modelo. As médias dos valores genéticos preditos dos reprodutores avaliados, para produção de leite, aumentaram da classe de baixo para a classe de alto desvio-padrão fenotípico. Houve pequena superestimação na acurácia dos valores genéticos preditos dos reprodutores, para produção de leite, quando não se incluía a interação reprodutor x rebanho, superestimação que não foi maior em razão da boa distribuição das progênes dos reprodutores entre os rebanhos avaliados.

## ABSTRACT

ARAÚJO, Cláudio Vieira de, M.S., Universidade Federal de Viçosa, November 2000. **Sire-by-herd interaction for milk yield of Holstein Cows**. Adviser: Robledo de Almeida Torres. Committee Members: Paulo Sávio Lopes and Ricardo Frederico Euclides.

Yield records of Holstein cows were used to verify the effectiveness of including sire-by-herd interaction in the model of analysis in a adjusting for heterogeneous variances between herds and also to verify the interaction effect on accuracy of sire breeding values. Milk yield adjusted for 305 days of lactation and age of the cow, were used to classify the herds among three classes of phenotypic standart deviation: high, medium and low classes. Variance components for milk yield in phenotypic standard deviation classes and all data and still, in analyses in multitrait models, considering the milk yield in each class of phenotypic standard deviation as being different traits, were estimated using restricted maximum likelihood methodology through two animal models, either not fitting or fitting a sire-by-herd interaction term. Likelihood ratio test was used to verify the effectiveness of including a sire-by-herd interaction effect in the model. Average milk yield and the variance components, increased from high phenotypic standard deviation class. Variance components estimates were smaller, when the sire-by-herd interaction was fitted, however, residual variance

component, were similar for both models. Heritability estimates for milk yield obtained no fitting and fitting to interaction term in the model, were close, highest estimates were obtained for the class of high phenotypic standard deviation. From multitrait models, the estimates of variances components were larger than estimates to univariate analysis, except for residual variance component, which were close, resulting in higher heritability estimates. Genetic correlation among milk yield between classes of phenotypic standard deviation were close to unity. The proportion of the phenotypic variance due interaction sire-by-herd variance in the univariate and multitrait analysis, fluctuated in 2.2 to 4.4 percent. The logarithms of the likelihood functions were highest fitting a sire-by-herd interaction, for all cases. The breeding values average to sires was highest to the class of high phenotypic standard deviation. Fitting the interaction term in the model, reduced the accuracy of breeding value, this reduction don't was greater, because of the distribution of daughters of the sires in the several herds studied. In evaluation of sires, is important to identify the cause of heterogeneity of variances between herds, and also, to verify the distribution of daughters of sire between herds.

## 1. INTRODUÇÃO

Tendo em vista as mudanças nos sistemas de produção animal, as diferenças entre rebanhos leiteiros, decorrentes de fatores climáticos, manejo e potencial genético dos indivíduos constituintes de cada rebanho, têm se tornado mais discrepantes. Como consequência, essas diferenças podem resultar em diferentes níveis de produção, bem como na diferenciação da variabilidade da produção de leite entre os rebanhos.

Quando se admitem variâncias constantes entre os rebanhos na avaliação genética dos animais, desconsiderando-se o nível de produção ou a variância estimada entre rebanhos, pode haver uma classificação errônea do mérito genético dos animais. Se as variâncias aumentassem com a média da produção, as produções de filhas de reprodutores, criadas em rebanhos mais variáveis, influenciariam mais a avaliação dos reprodutores que as produções de filhas criadas em rebanhos menos variáveis. Se essa heterogeneidade de variância fosse de origem ambiental, os reprodutores poderiam estar sendo selecionados em razão do melhor ambiente em que suas progênes são criadas, do que de seus próprios méritos genéticos.

Uma das consequências da heterogeneidade de variâncias entre rebanhos, quando esta tem origem em fatores ambientais, seria a (co)variância ambiental entre o desempenho de meio-irmãs paternas companheiras de

rebanho, o que caracteriza a interação reprodutor x rebanho. Quando se ignora essa interação, pode haver superestimação do componente de variância genética aditiva e, conseqüentemente, superestimação da acurácia dos valores genéticos dos reprodutores. O efeito da interação reprodutor x rebanho é mais importante para avaliação de reprodutores com filhas distribuídas em poucos rebanhos, a exemplo de reprodutores utilizados em monta natural. Quando os reprodutores são avaliados pela expressão do potencial produtivo de suas filhas em vários rebanhos, o efeito da heterogeneidade de variância, bem como da interação reprodutor x rebanho, poderia ser pouco expressivo na avaliação genética desses reprodutores.

Este estudo objetivou estimar componentes de variância para a interação reprodutor x rebanho, verificar a efetividade da inclusão desta interação no modelo de análise, como fator de ajustamento à heterogeneidade de variâncias, e determinar o efeito da interação reprodutor x rebanho sobre a acurácia dos valores genéticos dos reprodutores na avaliação genética de bovinos da raça Holandesa no Brasil.

## 2. REVISÃO DE LITERATURA

A interação genótipo x ambiente pode ser definida como uma alteração na expressão fenotípica de dois ou mais genótipos, medida em diferentes ambientes.

A expressão fenotípica do genótipo requer ação do ambiente, ao passo que qualquer influência do ambiente só pode ser medida quando há alteração na expressão do genótipo. Assim, variações genéticas e ambientais estão relacionadas com o desempenho do animal (DICKERSON, 1962).

A interação genótipo x ambiente implica que o melhor genótipo em um ambiente poderia não o ser em outro; dessa forma, uma raça com alta produção de leite em clima temperado, provavelmente, não teria a mesma superioridade em clima tropical (FALCONER, 1989).

PACKER (1985) relatou que a expressão fenotípica de determinado animal, submetido a um ambiente específico, seria consequência, além dos genes responsáveis pela expressão da característica, da ação de genes relacionados com a adaptação do animal ao ambiente ao qual este está submetido. A expressão fenotípica dos genes ligados diretamente à expressão da característica poderia ficar comprometida quando ocorressem alterações nas condições de ambiente, em razão da necessidade de substituição de genes no genótipo por genes responsáveis pela adaptabilidade do animal ao ambiente.

Na produção de leite, os animais da raça Holandesa apresentam genótipo de maior potencial produtivo. Porém, os animais dessa raça só manifestam esse potencial em boas condições de manejo. Nas propriedades rurais em que o manejo não é favorável, como ocorre em muitas regiões do Brasil, os rebanhos mestiços ou até as raças Zebuínas, Gir leiteiro por exemplo, são os que apresentam maior produção. Nas condições de melhor manejo, a produção de leite é maior em rebanhos com animais que possuem maior proporção de genes da raça Holandesa, embora o mesmo não ocorra em condições de baixo manejo. Assim, fica evidenciada a interação genótipo x ambiente (RAMALHO et al., 1990)

STANTON et al. (1991) apresentaram duas situações em que diferenças nas respostas à seleção seriam verificadas em ambientes diferentes, caracterizando a interação genótipo x ambiente. A primeira situação seria atribuída a casos em que as bases genéticas diferentes estariam atuando em diferentes ambientes; nesse caso, a correlação genética entre a expressão fenotípica nos dois ambientes seria, substancialmente, menor que 1,0. Outra situação que caracteriza a interação genótipo x ambiente seria resultante da heterogeneidade de variância, como no caso das avaliações de características simples, em que os reprodutores teriam a mesma classificação em cada ambiente, mas as diferenças na resposta à seleção das filhas e nos valores genéticos dos touros seriam menores no ambiente com menor variabilidade.

Em características em que a expressão é limitada pelo sexo, como a produção de leite em machos, a estimativa dos valores genéticos dos reprodutores é obtida pelo desempenho de suas filhas. É importante que se considere o ambiente no qual as progênes desses reprodutores estão sendo criadas, assim como a distribuição destas em ambientes diferenciados.

A semelhança entre filhas de um touro em um mesmo rebanho reflete tanto a interação genótipo x ambiente como a covariância ambiental entre o desempenho de meio-irmãs paternas, companheiras de rebanho (MEYER, 1987; BANOS e SHOOK, 1990; e COSTA, 1999).



BERESKIN e LUSH (1965), NORMAN (1974) e MEYER (1987) relataram que a covariância ambiental entre meio-irmãs paternas tem origem em fatores biológicos, de manejo e estatísticos, como falha na remoção do efeito de rebanho, de ano-estação de parto da vaca ou interação entre rebanhos, de ano, estação e de algum fator fixo, resultando em um modelo inadequado à avaliação genética. Fatores de ajustamento para efeitos fixos também podem ser inapropriados a rebanhos específicos. O tratamento diferenciado dado a filhas de um mesmo reprodutor também causa correlação ambiental entre meio-irmãs paternas, visto que filhas de determinado reprodutor são submetidas a um ambiente mais favorável, o que provoca superestimação dos seus valores genéticos.

Se a interação reprodutor x rebanho fosse incluída no modelo de avaliação genética, tanto na forma de covariância ambiental como na forma de interação genótipo x ambiente, a influência das observações provenientes de poucos rebanhos seria mais limitada na avaliação genética dos reprodutores. Essa interação poderia não afetar, consideravelmente, a avaliação genética de animais com progênes em muitos rebanhos, como é o caso de reprodutores utilizados em inseminação artificial, ou poderia ainda não haver consideráveis alterações no ordenamento dos valores genéticos dos reprodutores. Contudo, ignorar a interação reprodutor x rebanho implicaria a superestimação das acurácias das avaliações dos reprodutores, principalmente se estes possuísem progênes distribuídas em poucos rebanhos.

A interação reprodutor x rebanho pode ser observada quando diferenças entre progênes de um mesmo reprodutor não são as mesmas em diferentes rebanhos, sendo a heterogeneidade de variância responsável por parte destas.

Variâncias heterogêneas entre rebanhos e aumento da variância, de acordo com o aumento dos níveis de produções dos rebanhos, regiões ou países, têm sido verificados por vários autores, com HILL et al.(1983), MEYER (1987), BOLDMAN e FREEMAN (1990), DONG e MAO (1990), STANTON et al. (1991), DODENHOFF e SWALVE (1998), COSTA (1998), TORRES (1998) e ENGHEL et al. (1999).

Quando a heterogeneidade de variância é desprezada, embora esteja presente, a produção das filhas de determinado reprodutor será ponderada na proporção dos desvios-padrão dos rebanhos nos quais essas filhas foram criadas. O resultado é que as produções das filhas, oriundas de rebanhos com maiores variâncias, influenciarão mais a avaliação de reprodutores do que a de filhas oriundas de rebanhos com menores variâncias. No caso de as filhas dos diversos reprodutores serem distribuídas, uniformemente, entre os rebanhos com variação diferente, nenhum vício seria observado. Entretanto, se as estimativas de herdabilidades também diferissem entre os rebanhos, a acurácia das avaliações genéticas dos animais seria reduzida, em razão de não serem consideradas essas diferenças (TORRES, 1998).

Os vícios são maiores na seleção de mães de reprodutores, visto que elas tendem a expressar suas produções em um único rebanho (VINSON, 1987).

TOUCHBERRY et al. (1960), ao analisarem registros de produção de leite referentes às primeiras lactações de vacas da raça Red Danish, em estações de teste de progênie e em fazendas na Dinamarca, estimaram coeficiente de correlação genética entre os valores genéticos de um mesmo reprodutor, em diferentes condições de ambiente, igual a 0,68. A correlação genética estimada, quando foram considerados os valores genéticos de um mesmo reprodutor em diferentes fazendas, foi igual a 0,94.

LYTTON e LEGATES (1966), ao estudarem as primeiras lactações de vacas da raça Holandesa, com o objetivo de verificar a interação reprodutor x região, encontraram correlação genética entre os valores genéticos de um mesmo reprodutor, em regiões diferentes dos Estados Unidos, igual a 0,74.

KELLEHER et al. (1967) investigaram a importância da interação reprodutor x rebanho-ano-estação para a produção de leite de 37.701 registros de vacas da raça Holandesa, ajustados a 305 dias de lactação e à idade adulta, bem como a influência desta interação na acurácia da seleção dos reprodutores. A proporção da variação total, resultante do efeito da interação, foi de 2%. Esses autores concluíram que outros fatores poderiam influenciar mais a acurácia da seleção de reprodutores e ainda aumentar o número de filhas de reprodutores

utilizados em inseminação artificial, o que causaria redução da influência da interação.

MAO e BURNSIDE (1969), no Canadá, estudaram a importância da interação reprodutor x rebanho, por meio das estimativas de valores genéticos de reprodutores que tiveram filhas em 10 ambientes contrastantes. Os ambientes foram avaliados individualmente e classificados em sistemas de manejos caracterizados por: 1) tipo de confinamento; 2) programa de melhoramento; 3) preço de mercado para o leite; 4) níveis de alimentação de concentrado no inverno; 5) níveis de alimentação de concentrado no verão; 6) fontes de água no pasto; 7) consumo de forragem no inverno; 8) consumo de forragem no verão; 9) extensão de exercício da vaca no inverno; e 10) tamanho de rebanho. Na estimação dos componentes de variância, esses autores utilizaram um modelo misto que incluiu os efeitos fixos de sistema de manejo e estação de parto, e os efeitos aleatórios de reprodutor, interação reprodutor x sistema de manejo e interação reprodutor x estação de parto, considerando-se somente reprodutores testados em cada sistema de manejo e em cada estação. A proporção da variância total, atribuída a cada componente de variância, foi investigada para determinar a importância de cada interação. Constata-se que somente a interação entre reprodutor x nível de alimentação por concentrado no verão foi significativa, o que sugere alterações no ordenamento dos valores genéticos dos reprodutores com base no nível de alimentação, por concentrado, de suas progênes, no verão.

BERESKIN e LUSH (1965) afirmaram que resultados da avaliação de reprodutores em testes de progênes, em condições de rebanhos de alto nível de produção, podem não estar de acordo com o desempenho das progênes em rebanhos de baixa produção, apresentando, assim, evidências do efeito significativo de correlação ambiental entre meio-irmãs paternas.

ARORA e FREEMAN (1971), ao utilizarem 55.170 registros de produção de leite em primeiras lactações de vacas da raça Holandesa, distribuídas em 2.326 rebanhos, estimaram a correlação ambiental entre meio-irmãs paternas no mesmo rebanho. As estimativas de correlação ambiental foram

similares para reprodutores utilizados em inseminação artificial e em monta natural, cerca de 11%.

VERDE et al. (1972) analisaram registros de produção de leite, gordura e porcentagem de gordura, em primeiras lactações, de 1.498 vacas da raça Guernsey, 1.250 vacas da raça Holandesa e 2.031 vacas da raça Jersey, filhas de 54, 40 e 61 reprodutores, respectivamente, em que cada reprodutor possuía 10 filhas, pelo menos, em dois diferentes rebanhos. Para produção de leite e gordura, a interação reprodutor x rebanho respondeu por pequena proporção da variância fenotípica, enquanto a interação respondeu por 0, 5 e 14% da variação total nas raças Holandesa, Jersey e Guernsey, respectivamente, para porcentagem de gordura.

NORMAN (1974) recomendou a inclusão do efeito da interação reprodutor x rebanho no modelo estatístico, na forma de correlação ambiental, para limitar o efeito do tratamento preferencial entre rebanhos.

LEE (1976) utilizou dados de 17.885 registros, em primeiras lactações, de vacas da raça Holandesa, no Canadá, com o objetivo de estimar os componentes de variância e covariância entre produção de leite e a idade da vaca no parto. O modelo utilizado incluiu os efeitos de reprodutor, rebanho e interação reprodutor x rebanho. A interação explicou somente 2% da variância total da produção de leite e 16% da produção de gordura.

TONG et al. (1977), com vistas em avaliar a importância da interação reprodutor x rebanho para produção de leite, gordura, proteína, porcentagem de gordura e porcentagem de proteína, utilizaram 13.561 registros de lactações, ajustadas a 305 dias de lactação, de vacas da raça Holandesa. Dois modelos foram empregados; um completo, que continha o efeito da interação reprodutor x rebanho, e outro reduzido, sem o termo da interação. A interação reprodutor x rebanho respondeu por 4,1%; 1,1%; 0,3%; 2,6% e 5,6% da variação total da produção de leite, gordura, proteína, porcentagem de gordura e porcentagem de proteína, respectivamente. A correlação fenotípica entre as características não foi consideravelmente diferente entre os dois modelos. Embora a correlação genética entre as características tenha sido similar em ambos os modelos, a correlação

entre características de produção e características expressas em porcentagem foi maior quando se utilizou o modelo com o termo da interação.

MOHAMMAD et al. (1982a), ao utilizarem rebanhos somente como um único agregado ou classificados em quatro categorias, de acordo com o sistema de alimentação e com o peso ideal da novilha, empregaram registros de primeira lactação de animais da raça Holandesa para estimar o componente de variância resultante da interação reprodutor x rebanho. Os rebanhos foram selecionados por meio de estudo preliminar, no qual os sistemas de manejo e alimentação tiveram efeito significativo de 5 a 10% sobre a produção de leite. O componente de variância, referente à interação reprodutor x rebanho, respondeu por 10 % da variância total, quando os rebanhos foram considerados uma única amostra agregada. Estimativas de componentes de variância negativas foram observadas quando os rebanhos foram classificados de acordo com o sistema de manejo e de alimentação. A interação reprodutor x rebanho respondeu por 3% da variância fenotípica para peso ideal da novilha.

Posteriormente, MOHAMMAD et al. (1982b) estimaram valores genéticos de reprodutores para produção de leite por meio de modelos de reprodutores com e sem interação reprodutor x rebanho e interação reprodutor x peso ideal da novilha, sendo as interações consideradas aleatórias e não-correlacionadas entre si. Esses autores verificaram redução na amplitude dos valores genéticos dos reprodutores, quando algumas das interações foram consideradas no modelo. As correlações de Spearman entre os modelos com e sem interação foram altas, o que indica que uma avaliação genética de reprodutores, quando se ignoram as interações reprodutor x rebanho ou reprodutor x peso ideal da novilha, não resultaria em maiores alterações no ordenamento dos valores genéticos dos reprodutores.

AHMED (1984) utilizou registros de 42.701, em primeiras lactações, de vacas Holandesas, filhas de 27 reprodutores usados em inseminação artificial. Os registros foram classificados de acordo com o nível de produção dos rebanhos, com a produção para as classes estação-rebanho e com o tamanho dos rebanhos. Médias de quadrados mínimos para os grupos de progênies, agrupados conforme

a estratificação das produções, foram calculadas para produção de leite, produção de gordura, produção de proteína, porcentagem de gordura e proteína. A correlação entre os grupos de progênes variou de 0,77 a 0,86, quando os dados foram classificados de acordo com o nível de produção dos rebanhos; de 0,70 a 0,83, quando os dados foram classificados de acordo com a produção média por classes rebanho-estação, e de 0,93 a 0,94, quando os dados foram classificados de acordo com o tamanho de rebanhos. Em nenhuma das estruturas de classificação dos dados ficou evidente a presença da interação reprodutor x ambiente.

Ao analisar dados de primeira lactação em novilhas de diferentes grupos genéticos da raça Holandesa, MEYER (1987) considerou os conceitos de interação reprodutor x rebanho e de covariância ambiental, comum a todas as filhas de um reprodutor em um rebanho, como estatisticamente equivalentes. Ao utilizar três modelos de reprodutor, os quais diferiam em relação à ausência do termo da interação, à inclusão da interação reprodutor x rebanho e ao modelo com interação reprodutor x rebanho-ano-estação de parto, verificou que o modelo que continha o termo da interação reprodutor x rebanho-ano-estação obteve maior proporção da variância fenotípica em relação ao que incluía a interação reprodutor x rebanho. Essa autora sugeriu que em procedimentos de avaliações genéticas de reprodutores, ao ignorar-se a covariância ambiental entre vacas na mesma subclasse, a confiabilidade de provas de reprodutores poderia ser superestimada e que avaliações genéticas de reprodutores, baseadas em registros de filhas em poucos rebanhos, deveriam ser consideradas com cautela.

BASU e CHATTARAJI (1988), ao estudarem a produção de leite de primeiras lactações de vacas provenientes de cruzamentos entre a raça Holandesa e a raça Sahiwal, avaliaram reprodutores por meio de modelos que diferiam na ausência e presença do termo da interação reprodutor x rebanho. Esses autores encontraram efeito significativo na interação reprodutor x rebanho e maiores valores para herdabilidade e valores genéticos dos reprodutores, quando o modelo de avaliação genética incluía o termo da interação reprodutor x rebanho. Concluíram que, ao ignorar-se a interação reprodutor x rebanho, os reprodutores,

avaliados por meio de filhas mestiças, poderiam ter suas ordens de classificação alteradas.

FOULLEY e HENDERSON (1989) modificaram o modelo que utilizava características múltiplas, sugerido por QUAAS e POLLAK (1980), a fim de permitir o uso do parentesco entre animais na estimação de componente de variância para efeito da interação reprodutor x rebanho.

CARABAÑO et al. (1990), ao estimarem componentes de variância em registros de produção de leite, produção de gordura e porcentagem de gordura, em primeira lactação, de vacas da raça Holandesa, dentro e entre regiões dos Estados da Califórnia, Nova York e Pensilvânia, nos Estados Unidos, constataram que todas as estimativas de correlação genética foram maiores que 0,90, o que indica pouca importância da interação genótipo x ambiente para essas características.

Com o objetivo de estimar o componente de variância resultante da interação reprodutor x rebanho na contagem de células somáticas totais e na produção de leite aos 305 dias de lactação, BANOS e SHOOK (1990) utilizaram registros de primeira, segunda e terceira ordens de parto de vacas da raça Holandesa. Dentro de cada ordem de parto, os dados foram classificados em subclasses, de acordo com a média de rebanho-ano, para contagem de células somáticas totais, em que cada subclasse apresentou número de registros aproximadamente iguais. Dois modelos de reprodutores foram utilizados na estimação de componentes de variância, diferindo apenas na ausência e na presença do termo da interação reprodutor x rebanho. Os componentes de variância para cada subclasse de rebanho-ano, dentro de cada ordem de parto e considerando-se todas as subclasses como uma única amostra, foram estimados pela máxima verossimilhança restrita. O efeito da interação reprodutor x rebanho respondeu por, aproximadamente, 4% da variância total da produção de leite, aos 305 dias.

CHOI e LEE (1991) empregaram 5.525 registros de produção de leite, oriundos de 48 rebanhos, na investigação do efeito da interação reprodutor x rebanho sobre a avaliação genética dos animais, mediante modelo animal.

Verificaram que o efeito da interação reprodutor x rebanho sobre a variação total da produção de leite foi relativamente baixo e que o efeito permanente de meio ambiente da vaca foi maior na avaliação genética dos animais, quando comparado ao efeito da interação reprodutor x rebanho.

PAREKH e BAGHEL (1991) verificaram efeito da interação reprodutor x rebanho sobre a produção de leite, aos 300 dias de lactação, em vacas de primeira lactação, provenientes de duas regiões da Índia, Rahuri e Jabalpur, as quais apresentavam diferenças de manejo e alimentação e foram acasaladas com reprodutores em comum das raças Holandesa, Jersey e Pardo-Suíça. O efeito da interação reprodutor x rebanho foi verificado, individualmente, em grupos de animais provenientes dos cruzamentos entre uma ou duas das raças dos reprodutores em cruzamentos com fêmeas da raça Gir, dando origem aos seguintes grupos genéticos:  $\frac{1}{2}$  Holandês :  $\frac{1}{2}$  Gir;  $\frac{1}{2}$  Jersey :  $\frac{1}{2}$  Gir;  $\frac{1}{2}$  Holandês :  $\frac{1}{4}$  Jersey :  $\frac{1}{4}$  Gir;  $\frac{1}{2}$  Jersey :  $\frac{1}{4}$  Holandês :  $\frac{1}{4}$  Gir e  $\frac{1}{2}$  Pardo-Suíço :  $\frac{1}{4}$  Holandês :  $\frac{1}{4}$  Gir. O modelo empregado, que incluiu o efeito fixo de rebanho e os efeitos aleatórios de reprodutor e interação reprodutor x rebanho, foi analisado por meio do método dos quadrados mínimos ponderados. A correlação genótipo x ambiente foi estimada por quatro diferentes métodos, que utilizavam os componentes de variância, e por um último método, que consistiu em verificar a correlação do ordenamento dos valores genéticos dos reprodutores entre as duas regiões. Com exceção dos cruzamentos entre  $\frac{1}{2}$  Jersey :  $\frac{1}{2}$  Gir e  $\frac{1}{2}$  Holandês :  $\frac{1}{4}$  Jersey :  $\frac{1}{4}$  Gir, o efeito da interação foi significativo em todos os outros cruzamentos. No entanto, esses autores relataram que a correlação entre o ordenamento dos valores genéticos dos reprodutores entre as duas regiões, os quais variavam de -0,2 a 0,4, poderia estar comprometida em razão do pequeno número de reprodutores avaliados dentro de cada raça.

TEIXEIRA et al. (1992), ao utilizarem dados de produção de leite referentes a 18.887 primeiras lactações de vacas da raça Holandesa, distribuídas em 727 rebanhos, com vistas em estimar a correlação de meio ambiente entre meio-irmãs paternas por meio de três métodos, encontraram estimativas que



variavam de -0,892 a 0,478 e concluíram que essa correlação deveria ser considerada na avaliação genética de reprodutores.

MRODE et al. (1994) utilizaram dados de produção de leite, gordura e proteína no Reino Unido, referentes às primeiras cinco lactações de 40.066 registros de vacas da raça Holandesa, 17.674 registros de vacas da raça Shorthorn, 7.245 registros de vacas da raça Jersey, 19.994 registros de vacas da raça Ayrshire e 16.850 registros de vacas da raça Guernsey. Ao utilizarem o modelo animal, verificaram que a proporção da variação total da produção de leite, resultante do componente de variância referente à interação reprodutor x rebanho, variou de 0,024 a 0,063 e de 0,02 a 0,04, nas primeiras e em todas as lactações, respectivamente. Esses autores concluíram que a interação reprodutor x rebanho é importante e deve ser considerada na avaliação genética de reprodutores para minimizar vícios.

VAN TASSEL e BERGER (1994), por meio de simulação de dados, examinaram as conseqüências de serem ignorados a interação reprodutor x rebanho e o parentesco entre reprodutores na estimação dos componentes de variância, resultante da interação reprodutor x rebanho, quando a interação estava presente nos dados. Os dados simulados apresentavam 20 reprodutores com filhas em 50 rebanhos, com três estruturas de distribuição de filhas por rebanho, cinco estruturas de matriz de parentesco entre os reprodutores e três níveis de interação reprodutor x rebanho.

A primeira estrutura de dados, quanto à distribuição de filhas dos reprodutores por rebanho, era representada por todos os reprodutores com filhas em todos os rebanhos e em número relativamente constante; na segunda estrutura, 25% das subclasses reprodutor x rebanho foram ajustadas, representando dados moderadamente balanceados; e na terceira, somente 10% das subclasses reprodutor x rebanho foram ajustadas, como exemplo de dados severamente desbalanceados. Cinco estruturas de matrizes de parentesco entre os reprodutores foram utilizadas na simulação dos registros de suas progênies. Os níveis de variância, simulados para interação reprodutor x rebanho, foram de 5, 15 e 25% da variância total.

Os componentes de variância foram estimados pelo método de estimativas quadráticas não-viesadas de variância mínima (MIVQUE), com cinco modelos, em que dois deles não consideraram a interação reprodutor x rebanho e diferiram entre si, pela presença e ausência da matriz de parentesco no cálculo da variância, em razão do efeito de reprodutor. Os demais modelos incluíram a interação reprodutor x rebanho e diferiram entre si, pela inclusão da matriz de parentesco no cálculo dos componentes de variância, em razão do efeito de reprodutor e efeito da interação. Quando o parentesco entre os reprodutores foi ignorado, as variâncias decorrentes do efeito de reprodutor e interação reprodutor x rebanho tenderam à subestimação, à medida que os reprodutores apresentavam parentesco mais próximo. A variância resultante do efeito de reprodutor foi superestimada quando o modelo não incluiu a interação reprodutor x rebanho, viés que dependeu dos níveis de interação simulados nos dados. Embora a variância da interação reprodutor x rebanho tenha sido subestimada, quando não se considerou a matriz de parentesco no cálculo do componente de variância, este viés foi relativamente baixo para os dados que representavam populações de inseminação artificial.

CANAVESI et al. (1995a) verificaram o efeito da interação reprodutor x rebanho quando as variâncias entre rebanhos eram heterogêneas. Seis diferentes combinações de heterogeneidade de variâncias entre rebanho-ano-estação foram simuladas, a saber: 1) variâncias homogêneas entre rebanho-ano-estação; 2) variância genética heterogênea e homogeneidade para variância de efeito permanente e variância residual; 3) variância genética homogênea e heterogeneidade para variância de efeito permanente e variância residual; 4) variância genética, variância de efeito permanente e variância residual heterogêneas, com herdabilidades constantes entre rebanho-ano-estação; 5) variância genética, variância de efeito permanente, variância residual e herdabilidades entre rebanho-ano-estação heterogêneas, sem inclusão da interação genótipo x ambiente; e 6) mesma estrutura do item 5, exceto a inclusão da interação genótipo x ambiente. Dois modelos que diferiam apenas na ausência e presença do termo de interação reprodutor x rebanho, considerada de

classificação aleatória, foram comparados em cada estrutura simulada. Esses autores concluíram que, quando a produção não era afetada pela interação reprodutor x rebanho, a acurácia de estimativas de valores genéticos poderia ser subestimada.

CANAVESI et al. (1995b), ao estudarem a efetividade da inclusão da interação reprodutor x rebanho em um modelo animal, como proposta ao ajustamento de heterogeneidade de variâncias, verificaram que o uso da interação reprodutor x rebanho, simplesmente como fator de ajustamento à heterogeneidade de variância, não é recomendado.

DIMOV et al. (1995), ao utilizarem registros de produção de leite e de gordura, na primeira, na segunda e na terceira lactação, de animais da raça Holandesa, estimaram componentes de variância resultante da interação reprodutor x rebanho, em rebanhos da Califórnia, Nova York e Pensilvânia, pelo método da máxima verossimilhança restrita (REML). Foram utilizados modelos que consideravam apenas as primeiras lactações e os modelos de repetibilidade. Em etapa posterior, esses autores compararam modelos que continham interação reprodutor x rebanho, interação reprodutor x rebanho-ano e interação reprodutor x rebanho-ano-estação. A proporção da variância fenotípica para produção de leite, em consequência da interação reprodutor x rebanho, variou de 0,015 a 0,019 e de 0,018 a 0,022, na primeira e nas demais lactações, respectivamente. Ao compararem os modelos que continham as interações reprodutor x rebanho, reprodutor x rebanho-ano e interação reprodutor x rebanho-ano-estação, esses autores encontraram valores, referentes à proporção da variância fenotípica, que oscilavam de 0,017 a 0,027. Assim, nenhuma interação atribuída aos efeitos de reprodutor, rebanho, ano e estação de parto ficou evidenciada.

Em outra etapa, DIMOV et al. (1996), ao estudarem o impacto na avaliação genética de reprodutores, quando foi comparado um modelo que admitia o valor de 2% da variância total, referente à interação reprodutor x rebanho, com outro modelo que admitia o valor de 14% para esta proporção, conforme estabelecido na década de 60, nos Estados Unidos, verificaram que a utilização dos diferentes valores na variância da interação reprodutor x rebanho

na avaliação genética causou alterações no ordenamento dos valores genéticos dos animais, embora o valor genético médio de um grupo selecionado de vacas e reprodutores tenha alterado pouco. Esses autores relataram que outros fatores, como, por exemplo, ajustamento ao número de ordenhas diárias e ajustamento ao efeito de mês de parto e ao dia inicial do "test-day", podem ter maiores efeitos na acurácia dos valores genéticos dos animais.

COSTA (1999), em trabalho de revisão, reportou que a estimativa da variância, referente à interação reprodutor x rebanho, tem representado cerca de 1 a 4% da variação total da produção de leite.

### **3. MATERIAL E MÉTODOS**

#### **3.1 . Material**

Os dados utilizados são provenientes do Controle Leiteiro da Associação Brasileira de Criadores da Raça Holandesa e de suas filiadas e compõem o arquivo Zootécnico Nacional de Gado de Leite, sob gerenciamento do Centro Nacional de Pesquisa em Gado de Leite, da Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (CNPGL-EMBRAPA), conforme convênio com o Ministério da Agricultura. Os registros constituem 176.399 lactações de 102.718 vacas distribuídas em 1.665 rebanhos, com partições nos anos de 1980 a 1993.

Os dados foram editados para eliminação de registros incompletos, lactações encerradas por causas anormais, lactações inferiores a 150 e superiores a 450 dias, e registros de produção de leite inferiores a 1.000 kg ou superiores a 15.000 kg. As idades da vaca no parto foram agrupadas dentro da ordem de parto, conforme apresentado na Tabela 1.

Tabela 1 - Distribuição das lactações por classes de idade da vaca no parto, dentro de cada ordem de parto

Ordem de parto	Idade da vaca	Número de lactações
1	20-26	7.232
	27-28	7.741
	29-30	6.842
	31-33	6.615
	34-40	7.233
	41-60	4.787
2	30-40	6.691
	41-44	7.511
	45-52	8.531
	53-78	5.506
≥ 3	42-54	5.657
	55-60	6.283
	61-66	5.995
	67-72	5.842
	73-79	5.686
	80-85	3.986
	86-96	4.180
	97-134	2.233

Os meses de parto das vacas foram agrupados em duas épocas de parto da vaca, como época 1, que corresponde aos meses de menor incidência de chuvas, ou seja, de abril a setembro, e época 2, que corresponde aos meses de outubro a março, em que há maior precipitação pluviométrica. Posteriormente, os efeitos fixos de rebanho, ano e época de parto da vaca foram agrupados em classes, sendo exigidos, no mínimo, quatro observações por classe de rebanho-ano-época.

Com referência à informação sobre ascendência e origem das vacas, classificaram-se os animais em Grupo 1, Holandês puro de origem, e Grupo 2, Holandês puro por cruzamento, composto de animais com composição genética igual ou superior a 31/32 da raça Holandesa.

Após eliminações, o arquivo de dados consistiu de 108.551 lactações, provenientes de 62.422 vacas, filhas de 3.755 reprodutores, as quais pariram nos anos de 1980 a 1993, em 771 rebanhos. A distribuição das lactações por ano e época de parição pode ser observada na Tabela 2.

O arquivo de pedigree que originou a matriz de numeradores dos coeficientes de parentesco (NRM), utilizada em todas as análises, foi obtido do arquivo de 108.551 lactações mais o pedigree complementar de 615 reprodutores, resultando em 63.409 dados no arquivo de pedigree, 96.559 número de animais diferentes na NRM, 245.800 elementos não-zero na NRM e 709 animais endogâmicos, com coeficiente médio endogâmico de 0,055.

### **3.2. Métodos**

Nas análises de variância, os dados foram previamente ajustados à duração da lactação e às classes ordem-idade da vaca no parto.

Classificaram-se os rebanhos em três classes de desvio-padrão fenotípico para produção de leite e efetivaram-se as análises, considerando-se cada classe separadamente, sendo conduzida, também, uma análise que desconsiderou as classes de desvio-padrão fenotípico.

Tabela 2 - Distribuição das lactações de vacas da raça Holandesa, por ano, em cada época de parto da vaca

Ano de Parto	Época <sup>1</sup>		Total
	1	2	
80	908	770	1.678
81	1.243	1.107	2.350
82	1.998	1.628	3.626
83	2.234	1.953	4.187
84	2.981	2.255	5.236
85	3.552	2.783	6.335
86	3.780	3.166	6.946
87	5.126	4.091	9.217
88	4.821	4.871	9.692
89	6.422	4.589	11.011
90	5.806	4.611	10.417
91	8.941	7.286	16.227
92	11.578	8.812	20.390
93	172	1.067	1.239
TOTAL	59.562	48.989	108.551

<sup>1</sup> Época 1: corresponde aos meses de abril a setembro; e época 2: corresponde aos meses de outubro a março.



As estimativas de componentes de (co)variâncias e dos parâmetros genéticos foram obtidas do programa MTDFREML (*Multiple Trait Derivative Free Restricted Maximum Likelihood*), descrito por BOLDMAN et al. (1995), que utilizaram a metodologia de máxima verossimilhança restrita livre de derivadas. O critério adotado na convergência da variância dos valores do simplex foi de, no mínimo,  $10^{-9}$ .

### 3.2 1. Ajustamentos à duração da lactação

A duração de lactação é fator responsável por considerável proporção da variância fenotípica da produção de leite. Com o objetivo de ajustar os dados de produção de leite a uma base comum de comparação entre os animais, ajustou-se a produção de leite total a um período de 305 dias de lactação.

A duração da lactação foi agrupada em classes, conforme Tabela 3. Os registros da produção total de leite foram corrigidos para 305 dias de lactação, por meio de fatores multiplicativos de ajustamento, obtidos a partir das estimativas das classes de duração de lactação.

As estimativas das classes de duração da lactação foram obtidas pela soma da média geral da produção de leite total com as soluções das classes de duração das lactações, resultantes das equações de modelo misto correspondentes ao seguinte modelo:

$$Y_{ijklmn} = \mu + h_i + g_j + o_k + d_l + a_m + p_m + e_{ijklmn}, \quad (3.1)$$

em que

- $Y_{ijklmn}$  = produção total de leite na lactação n, do animal m;
- $\mu$  = média geral;
- $h_i$  = efeito fixo da classe rebanho-ano-época i;
- $g_j$  = efeito fixo do grupo genético j;

- $o_k$  = efeito fixo da classe de ordem-idade da vaca no parto  $k$ ;
- $d_l$  = efeito fixo da classe de duração de lactação  $l$ ;
- $a_m$  = efeito aleatório aditivo sobre o animal  $m$ , com média 0 e variância  $\sigma_a^2$ ;
- $p_m$  = efeito aleatório de ambiente permanente sobre o animal  $m$ , com média 0 e variância  $\sigma_p^2$ ;
- $e_{ijklmn}$  = efeito aleatório residual associado a cada observação, com média 0 e variância  $\sigma_e^2$ .

A estimativa do coeficiente de repetibilidade para produção de leite foi de 0,45. As estimativas das classes de duração da lactação foram suavizadas pela regressão, em relação à duração de lactação média em cada classe de duração da lactação, usando-se modelo de regressão linear de primeiro grau. O coeficiente de determinação encontrado por este modelo de regressão foi de 0,97. Os fatores multiplicativos de ajustamento foram da seguinte expressão:

$$f_l = \hat{d}_{lb} / \hat{d}_l ,$$

em que

$f_l$  é o fator de ajustamento multiplicativo à duração da lactação  $l$ ;  $\hat{d}_{lb}$  é a estimativa suavizada da produção média para a classe-base de duração de lactação, representada por observações obtidas de vacas com duração de lactação de 305 dias; e  $\hat{d}_l$  é a estimativa suavizada da produção média para observações obtidas de vacas com duração de lactação  $l$ .

Os fatores multiplicativos de ajustamento à produção de leite, para um período de 305 dias de lactação, são apresentados na Tabela 3.

Tabela 3 - Fatores de ajustamento multiplicativos à duração da lactação em 305 dias, de vacas da raça Holandesa

Duração da Lactação	Fatores de ajustamento	Duração da lactação	Fatores de ajustamento
150-159	2,2265	300-309	1,0000
160-169	2,0492	310-319	0,9637
170-179	1,9094	320-329	0,9309
180-189	1,7829	330-339	0,9005
190-199	1,6726	340-349	0,8712
200-209	1,5768	350-359	0,8443
210-219	1,4885	360-369	0,8204
220-229	1,4117	370-379	0,7954
230-239	1,3431	380-389	0,7728
240-249	1,2795	390-399	0,7514
250-259	1,2222	400-409	0,7310
260-269	1,1696	410-419	0,7121
270-279	1,1217	420-429	0,6939
280-289	1,0774	430-439	0,6764
290-299	1,0369	440-450	0,6603

### 3.2.2 . Ajustamentos às classes de ordem-idade da vaca no parto

Os registros de produção de leite, ajustada ao período de 305 dias de lactação, foram utilizados na obtenção de fatores multiplicativos de ajustamento à produção de leite, em relação às classes de ordem-idade da vaca no parto.

O conjunto de dados consistiu em 76.954 lactações de 53.297 vacas, que pariram no período de 1987 a 1992.

As estimativas das classes de ordem-idade da vaca no parto foram obtidas pela soma da média geral da produção de leite, ajustada a 305 dias de lactação, com as soluções estimadas para as classes de ordem-idade da vaca no parto, obtidas pelas equações de modelos mistos, correspondentes ao seguinte modelo:

$$Y_{ijklm} = \mu + h_i + g_j + o_k + a_{ijkl} + p_{ijkl} + e_{ijklm} \quad , \quad (3.2)$$

em que

- $Y_{ijklm}$  = produção total de leite ajustada a 305 dias do animal  $l$ , na lactação  $m$ ;
- $\mu$  = média geral;
- $h_i$  = efeito fixo da classe rebanho-ano-época  $i$ ;
- $g_j$  = efeito fixo do grupo genético  $j$ ;
- $o_k$  = efeito fixo da classe de ordem-idade sobre a vaca, no parto  $k$ ;
- $a_l$  = efeito aleatório aditivo sobre o animal  $l$ , com média 0 e variância  $\sigma_a^2$ ;
- $p_l$  = efeito aleatório de ambiente permanente sobre o animal  $l$ , com média 0 e variância  $\sigma_p^2$ ;
- $e_{ijklmn}$  = efeito aleatório residual associado a cada observação, com média 0 e variância  $\sigma_e^2$ .

As estimativas das classes de ordem-idade da vaca no parto foram suavizadas pela regressão, em relação à idade média da vaca no parto, em cada classe de ordem-idade, utilizando-se um modelo de regressão polinomial de segundo grau. O coeficiente de determinação dessa equação de regressão correspondeu a 0,97. Os fatores multiplicativos foram derivados da expressão

$$f_{k'} = \hat{o}_{kb} / \hat{o}_{k'},$$

em que

$f_{k'}$  é o fator de ajustamento multiplicativo para classes ordem-idade da vaca no parto e ordem de parto-classe de idade  $k'$ ;  $\hat{o}_{kb}$  é a estimativa da produção média de leite para a classe ordem-idade da vaca no parto-base, representada por dados de vacas que pariram de 73 a 79 meses de idade, após a segunda ordem de parto; e  $\hat{o}_{k'}$  é a estimativa da média de produção para lactações iniciadas por vacas que pariram na ordem-idade da vaca no parto  $k'$ .

Os fatores multiplicativos de ajustamento à produção de leite, em relação às classes de ordem-idade da vaca no parto, são apresentados na Tabela 4.

Após ajustar-se a produção de leite a 305 dias de lactação e à idade adulta da vaca, os dados foram editados, com vistas em eliminar reprodutores sem identificação e vacas que apresentavam somente uma lactação diferente da primeira, resultando em 78.790 lactações de 39.892 vacas, filhas de 3.213 reprodutores e distribuídas em 739 rebanhos.

Tabela 4 - Fatores de ajustamento multiplicativos <sup>1</sup> à ordem-idade da vaca no parto, para produção de leite de vacas da raça Holandesa

Ordem de parto	Idade da vaca	Fatores de ajustamento
1	20-26	1,3058
	27-28	1,2711
	29-30	1,2465
	31-33	1,2186
	34-40	1,1735
	41-60	1,0938
2	30-40	1,1572
	41-44	1,1231
	45-52	1,0873
	53-78	1,0318
≥ 3	42-54	1,0680
	55-60	1,0409
	61-66	1,0211
	67-72	1,0079
	73-79	1,0000
	80-85	0,9985
	86-96	1,0053
	97-134	1,0484

<sup>1</sup> Base: classe de idade de 73 a 79 meses e após a segunda ordem de parto.

### **3.2.3 . Classificação dos rebanhos em classes de desvios-padrão fenotípicos para produção de leite**

Com o objetivo de verificar a presença de heterogeneidade de variâncias entre rebanhos com produtividades diferentes e avaliar o efeito da interação reprodutor x rebanho na presença de heterogeneidade de variâncias, classificaram-se os rebanhos em três classes de desvio-padrão fenotípico para produção de leite ajustada a 305 dias de lactação e à idade adulta da vaca. Com base no número de registros de produção de leite, as classes de desvios-padrão fenotípico foram dispostas da seguinte forma: 1) Baixo desvio-padrão: classe formada por rebanhos que apresentavam desvios-padrão fenotípicos inferiores a 1.165 kg; 2) Médio desvio-padrão: referente a rebanhos que apresentavam desvios-padrão maiores ou iguais a 1.165 kg e inferiores a 1.375 kg; e 3) Alto desvio-padrão: nesta classe estão englobados todos os rebanhos com desvios-padrão fenotípico iguais ou superiores a 1.375 kg.

Em edições adicionais aos dados impôs-se a restrição de que, no mínimo, cada classe de rebanho-ano-época de parto possuísse quatro observações e cada reprodutor possuísse três filhas em dois diferentes rebanhos e filhas nas três classes de desvio-padrão fenotípico, resultando em 53.937 lactações de 27.480 vacas, filhas de 272 reprodutores. O número de classes de rebanho-ano-estação, de rebanhos e a distribuição das lactações por ordem de parto, em cada classe de desvio-padrão fenotípico, podem ser observados na Tabela 5.

Tabela 5 - Número de classes de rebanho-ano-estação, de rebanhos e distribuição das lactações por ordem de parto, em cada classe de desvio-padrão fenotípico

	Classes de desvios-padrão fenotípico			Geral
	Baixo	Médio	Alto	
Rebanho-ano-estação	1.335	1.387	1.280	4.002
Rebanhos	262	135	140	537
Ordem de parto igual a 1	6.720	8.698	8.134	23.552
Ordem de parto igual a 2	3.382	4.858	4.560	12.800
Ordem de parto maior ou igual a 3	4.656	6.576	6.353	17.585

#### 3.2.4. Efeito da interação reprodutor x rebanho sobre a acurácia dos valores genéticos dos reprodutores

Com o objetivo de verificar qual seria o efeito nas estimativas dos valores genéticos e na acurácia dessas estimativas, incluindo no modelo o termo de interação reprodutor x rebanho, em comparação com as estimativas de um modelo que não incluía o termo de interação reprodutor x rebanho, dois novos arquivos foram editados, de forma a apresentar, no mínimo, quatro observações por classe de rebanho-ano-época no parto. No primeiro arquivo, impôs-se a restrição de que os reprodutores possuíssem, no mínimo, dez filhas em dois diferentes rebanhos, fato que resultou em 37.006 lactações provenientes de 18.540 vacas, filhas de 98 reprodutores e distribuídas em 455 rebanhos. No segundo arquivo editado, impôs-se a restrição de que os reprodutores possuíssem, no mínimo, vinte filhas em dois diferentes rebanhos, resultando em 20.885 lactações provenientes de 8.612 vacas, filhas de 33 reprodutores e distribuídas em 349 rebanhos.



### 3.2.5. Modelos

#### 3.2.5.1 Análises de características simples que consideram classes de desvios-padrão fenotípicos, sem levar em conta a interação reprodutor x rebanho

As análises de cada classe de desvio-padrão fenotípico e a análise geral que desconsidera as diferenças entre as variâncias entre as classes de desvios-padrão fenotípico, na obtenção dos componentes de variância para a produção de leite ajustada a 305 dias de lactação e à idade adulta, bem como dos valores genéticos dos animais, desconsiderando-se o termo de interação reprodutor x rebanho, foram obtidas por meio do seguinte modelo:

$$\underset{\sim}{y} = \underset{\sim}{X} \underset{\sim}{\beta} + \underset{\sim}{Z}_a \underset{\sim}{a} + \underset{\sim}{Z}_p \underset{\sim}{p} + \underset{\sim}{e}, \quad (3.3)$$

em que

$\underset{\sim}{y}$  é um vetor  $n \times 1$ , de  $n$  observações de produção de leite;

$\underset{\sim}{X}$  é uma matriz  $n \times f$ , de incidência de  $f$  níveis dos efeitos fixos;

$\underset{\sim}{\beta}$  é um vetor  $f \times 1$ , de efeitos fixos referentes às classes de rebanho-ano-época no parto e grupo genético dos animais;

$\underset{\sim}{Z}_a$  é uma matriz  $n \times N$ , de incidência dos valores genéticos;

$\underset{\sim}{a}$  é um vetor  $N \times 1$ , de valores genéticos dos animais ;

$\underset{\sim}{Z}_p$  é uma matriz  $n \times N$ , de incidência dos efeitos permanentes de meio ambiente sobre os animais;

$\underset{\sim}{p}$  é um vetor  $N \times 1$ , de valores referentes ao efeito permanente de meio ambiente sobre os animais ; e

$\underset{\sim}{e}$  é um vetor de resíduos da mesma dimensão de  $\underset{\sim}{y}$ .

sendo

N número de indivíduos;

n número total de observações; e

f número de classes de efeitos fixos;

As pressuposições acerca da distribuição dos vetores  $\tilde{y}$ ,  $\tilde{a}$ ,  $\tilde{p}$  e  $\tilde{e}$  podem ser descritas como

$$\begin{bmatrix} \tilde{y} \\ \tilde{a} \\ \tilde{p} \\ \tilde{e} \end{bmatrix} \sim \left\{ \begin{bmatrix} \mathbf{X}\beta \\ \phi \\ \phi \\ \phi \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \mathbf{Z}_a \mathbf{G} \mathbf{Z}_a' + \mathbf{Z}_p \mathbf{P} \mathbf{Z}_p' + \mathbf{R} & \mathbf{Z}_a \mathbf{G} & \mathbf{Z}_p \mathbf{P} & \mathbf{R} \\ & \mathbf{G} & \phi & \phi \\ & \mathbf{P} \mathbf{Z}_p' & \phi & \mathbf{P} \\ & \mathbf{R} & \phi & \mathbf{R} \end{bmatrix} \right\},$$

em que

$$\mathbf{G} = \mathbf{A} \sigma_a^2,$$

$$\mathbf{P} = \mathbf{I}_N \sigma_p^2,$$

$$\mathbf{R} = \mathbf{I}_n \sigma_e^2,$$

sendo

**A** Matriz de numerador do coeficiente de parentesco entre os indivíduos, de ordem igual ao número de indivíduos (N);

$\sigma_a^2$  Variância genética aditiva para produção de leite;

$\mathbf{I}_N$  Matriz identidade, de ordem N;

$\sigma_p^2$  Variância referente ao efeito de ambiente permanente sobre o animal, na produção de leite;

$\mathbf{I}_n$  matriz identidade, de ordem n; e

$\sigma_e^2$  variância residual para a característica.

As equações do modelo misto (3.3) são descritas como

$$\begin{bmatrix} \mathbf{X}'\mathbf{X} & \mathbf{X}'\mathbf{Z}_a & \mathbf{X}'\mathbf{Z}_p \\ \mathbf{Z}_a'\mathbf{X} & \mathbf{Z}_a'\mathbf{Z}_a + \mathbf{A}^{-1} \frac{\sigma_e^2}{\sigma_a^2} & \mathbf{Z}_a'\mathbf{Z}_p \\ \mathbf{Z}_p'\mathbf{X} & \mathbf{Z}_p'\mathbf{Z}_a & \mathbf{Z}_p'\mathbf{Z}_p + \mathbf{I} \frac{\sigma_e^2}{\sigma_p^2} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta^0 \\ \hat{\mathbf{a}} \\ \hat{\mathbf{p}} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mathbf{X}'\mathbf{y} \\ \mathbf{Z}_a'\mathbf{y} \\ \mathbf{Z}_p'\mathbf{y} \end{bmatrix}.$$

### 3.2.5.2. Análises de características simples que consideram as classes de desvios-padrão fenotípicos e a interação reprodutor x rebanho

As análises de cada classe de desvio-padrão fenotípico e a análise geral que desconsidera as classes de desvios-padrão fenotípico, na obtenção dos componentes de variância para produção de leite ajustada a 305 dias de lactação e à idade adulta, bem como dos valores genéticos dos animais, considerando-se a inclusão do termo de interação reprodutor x rebanho, foram obtidas por meio do modelo

$$\mathbf{y} = \mathbf{X}\beta + \mathbf{Z}_a \mathbf{a} + \mathbf{Z}_p \mathbf{p} + \mathbf{Z}_{sxh} \mathbf{s} + \mathbf{e}, \quad (3.4)$$

em que

$\mathbf{y}$  é um vetor  $n \times 1$ , de  $n$  observações de produção de leite;

$\mathbf{X}$  é uma matriz  $n \times f$ , de incidência de  $s$  níveis dos efeitos fixos;

$\beta$  é um vetor  $f \times 1$ , de efeitos fixos referentes às classes de rebanho-ano-época no parto e ao grupo genético dos animais;

$\mathbf{Z}_a$  é uma matriz  $n \times N$ , de incidência dos valores genéticos;

$\mathbf{a}$  é um vetor  $N \times 1$ , de valores genéticos dos animais ;

$\mathbf{Z}_p$  é uma matriz  $n \times N$ , de incidência dos efeitos permanentes de meio ambiente

sobre os animais;

$\mathbf{p}$  é um vetor  $N \times 1$ , de valores referentes ao efeito permanente de meio ambiente dos animais ;

$\mathbf{Z}_{sxh}$  é uma matriz de dimensão  $n \times h$ , de incidência dos efeitos da interação reprodutor x rebanho, composta de zeros e uns;

$\mathbf{s}$  é um vetor  $h \times 1$ , de valores referentes ao efeito da interação reprodutor x rebanho; e

$\mathbf{e}$  é um vetor de resíduos da mesma dimensão de  $\mathbf{y}$ ,

sendo

$N$  número de indivíduos;

$n$  número total de observações;

$f$  número de classes de efeitos fixos; e

$h$  número de níveis da interação reprodutor x rebanho.

As pressuposições acerca da distribuição dos vetores  $\mathbf{y}$ ,  $\mathbf{a}$ ,  $\mathbf{p}$ ,  $\mathbf{s}$  e  $\mathbf{e}$

podem ser descritas como

$$\begin{bmatrix} \mathbf{y} \\ \mathbf{a} \\ \mathbf{p} \\ \mathbf{s} \\ \mathbf{e} \end{bmatrix} \sim \left\{ \begin{bmatrix} \mathbf{X}\beta \\ \phi \\ \phi \\ \phi \\ \phi \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \mathbf{Z}_a \mathbf{G} \mathbf{Z}'_a + \mathbf{Z}_p \mathbf{P} \mathbf{Z}'_p + \mathbf{Z}_{sxh} \mathbf{S} \mathbf{Z}'_{sxh} + \mathbf{R} & \mathbf{Z}_a \mathbf{G} & \mathbf{Z}_p \mathbf{P} & \mathbf{Z}_{sxh} \mathbf{S} & \mathbf{R} \\ & \mathbf{G} & \phi & \phi & \phi \\ & \mathbf{P} \mathbf{Z}'_p & \mathbf{P} & \phi & \phi \\ & \mathbf{S} \mathbf{Z}'_{sxh} & \phi & \mathbf{S} & \phi \\ & \mathbf{R} & \phi & \phi & \mathbf{R} \end{bmatrix} \right\}$$

em que

$$\mathbf{G} = \mathbf{A} \cdot \sigma_a^2;$$

$$\mathbf{P} = \mathbf{I}_N \cdot \sigma_p^2;$$

$$\mathbf{S} = \mathbf{I}_h \cdot \sigma_{sxh}^2;$$

$$\mathbf{R} = \mathbf{I}_n \cdot \sigma_e^2;$$

sendo

$\mathbf{A}$  matriz de numerador do coeficiente de parentesco entre os indivíduos, de ordem igual ao número total de indivíduos (N);

$\sigma_a^2$  variância genética aditiva para produção de leite;

$\mathbf{I}_N$  matriz identidade, de ordem N;

$\sigma_p^2$  variância referente ao efeito de ambiente permanente sobre o animal, na produção de leite;

$\mathbf{I}_h$  matriz identidade, de ordem h;

$\sigma_{sxh}^2$  variância referente à interação reprodutor x rebanho, na produção de leite;

$\mathbf{I}_n$  matriz identidade, de ordem n; e

$\sigma_e^2$  variância residual para produção de leite.

As equações do modelo misto (3.4) são descritas como

$$\begin{bmatrix} \mathbf{X}'\mathbf{X} & \mathbf{X}'\mathbf{Z}_a & \mathbf{X}'\mathbf{Z}_p & \mathbf{X}'\mathbf{Z}_{sxh} \\ \mathbf{Z}_a'\mathbf{X} & \mathbf{Z}_a'\mathbf{Z}_a + \mathbf{A}^{-1} \frac{\sigma_e^2}{\sigma_a^2} & \mathbf{Z}_a'\mathbf{Z}_p & \mathbf{Z}_a'\mathbf{Z}_{sxh} \\ \mathbf{Z}_p'\mathbf{X} & \mathbf{Z}_p'\mathbf{Z}_a & \mathbf{Z}_p'\mathbf{Z}_p + \mathbf{I} \frac{\sigma_e^2}{\sigma_p^2} & \mathbf{Z}_p'\mathbf{Z}_{sxh} \\ \mathbf{Z}_{sxh}'\mathbf{X} & \mathbf{Z}_{sxh}'\mathbf{Z}_a & \mathbf{Z}_{sxh}'\mathbf{Z}_p & \mathbf{Z}_{sxh}'\mathbf{Z}_{sxh} + \mathbf{I} \frac{\sigma_e^2}{\sigma_{sxh}^2} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{\beta}^0 \\ \hat{\mathbf{a}} \\ \hat{\mathbf{p}} \\ \hat{\mathbf{s}} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mathbf{X}'\mathbf{y} \\ \mathbf{Z}_a'\mathbf{y} \\ \mathbf{Z}_p'\mathbf{y} \\ \mathbf{Z}_{sxh}'\mathbf{y} \end{bmatrix}.$$

### 3.2.5.3. Análises de características múltiplas que não consideram a interação reprodutor x rebanho

A análise que considera cada classe de desvio-padrão fenotípico como uma característica diferente, sem levar em conta o efeito da interação reprodutor x rebanho, e visa à obtenção de componentes de variância e valores genéticos dos reprodutores, para produção de leite ajustada a 305 dias de lactação e à idade adulta, foi obtida de um modelo semelhante ao (3.3), levando-se em conta, no entanto, uma distribuição conjunta das características, da seguinte forma:

$$\underset{\sim}{\mathbf{y}} = \begin{bmatrix} \mathbf{y}_1 \\ \mathbf{y}_2 \\ \mathbf{y}_3 \\ \sim \end{bmatrix}, \quad \mathbf{X} = \begin{bmatrix} \mathbf{X}_1 & \mathbf{0} & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{X}_2 & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \mathbf{X}_3 \end{bmatrix}, \quad \underset{\sim}{\boldsymbol{\beta}} = \begin{bmatrix} \boldsymbol{\beta}_1 \\ \boldsymbol{\beta}_2 \\ \boldsymbol{\beta}_3 \\ \sim \end{bmatrix}$$

$$\mathbf{Z}_a = \begin{bmatrix} \mathbf{Z}_{a1} & \mathbf{0} & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{Z}_{a2} & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \mathbf{Z}_{a3} \end{bmatrix}, \quad \mathbf{Z}_p = \begin{bmatrix} \mathbf{Z}_{p1} & \mathbf{0} & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{Z}_{p2} & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \mathbf{Z}_{p3} \end{bmatrix}$$

$$\underset{\sim}{\mathbf{a}} = \begin{bmatrix} \mathbf{a}_1 \\ \mathbf{a}_2 \\ \mathbf{a}_3 \\ \sim \end{bmatrix}, \quad \underset{\sim}{\mathbf{p}} = \begin{bmatrix} \mathbf{p}_1 \\ \mathbf{p}_2 \\ \mathbf{p}_3 \\ \sim \end{bmatrix}, \quad \underset{\sim}{\mathbf{e}} = \begin{bmatrix} \mathbf{e}_1 \\ \mathbf{e}_2 \\ \mathbf{e}_3 \\ \sim \end{bmatrix}$$

em que

$y_1$  = produção de leite na classe de desvio-padrão fenotípico baixo;

$y_2$  = produção de leite na classe de desvio-padrão fenotípico médio; e

$y_3$  = produção de leite na classe de desvio-padrão fenotípico alto.

Definindo-se então o modelo, tem-se

$$\underset{\sim}{\mathbf{y}} = \underset{\sim}{\mathbf{X}}\underset{\sim}{\boldsymbol{\beta}} + \underset{\sim}{\mathbf{Z}}_a\underset{\sim}{\mathbf{a}} + \underset{\sim}{\mathbf{Z}}_p\underset{\sim}{\mathbf{p}} + \underset{\sim}{\mathbf{e}}, \quad (3.5)$$

em que

- $\underset{\sim}{\mathbf{y}}_i$  vetor  $n_i \times 1$ , de  $n_i$  observações de produção de leite na classe de desvio-padrão  $i$ ,  $i =$  baixo, médio, alto;
- $\underset{\sim}{\mathbf{X}}_i$  matriz  $n_i \times f$ , de incidência de  $s$  níveis dos efeitos fixos na classe de desvio-padrão  $i$ ;
- $\underset{\sim}{\boldsymbol{\beta}}_i$  vetor  $f \times 1$ , de efeitos fixos da classe  $i$ ;
- $\underset{\sim}{\mathbf{Z}}_{ai}$  matriz diagonal  $n_i \times N_i$ , de incidência dos valores genéticos, contendo “1” na classe  $i$ ;
- $\underset{\sim}{\mathbf{a}}_i$  vetor  $N_i \times 1$ , de valores genéticos dos animais da classe  $i$ ;
- $\underset{\sim}{\mathbf{Z}}_{pi}$  uma matriz diagonal  $n_i \times N_i$ , de incidência dos efeitos permanentes de meio ambiente dos animais, na classe  $i$ ;
- $\underset{\sim}{\mathbf{p}}_i$  vetor  $N_i \times 1$ , de valores referentes ao efeito permanente de meio ambiente dos animais da classe  $i$ ; e
- $\underset{\sim}{\mathbf{e}}_i$  vetor de resíduos da mesma dimensão de  $\underset{\sim}{\mathbf{y}}_i$ .

Admitindo-se que  $\underset{\sim}{\mathbf{y}}$ ,  $\underset{\sim}{\mathbf{a}}$ ,  $\underset{\sim}{\mathbf{p}}$  e  $\underset{\sim}{\mathbf{e}}$  tenham distribuição normal multivariada ,

$$\begin{bmatrix} \mathbf{y} \\ \mathbf{a} \\ \mathbf{p} \\ \mathbf{e} \end{bmatrix} \sim \left\{ \begin{bmatrix} \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} \\ \phi \\ \phi \\ \phi \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \mathbf{Z}_a\mathbf{G}\mathbf{Z}_a' + \mathbf{Z}_p\mathbf{P}\mathbf{Z}_p' + \mathbf{R} & \mathbf{Z}_a\mathbf{G} & \mathbf{Z}_p\mathbf{P} & \mathbf{R} \\ & \mathbf{G} & \phi & \phi \\ & \mathbf{P}\mathbf{Z}_p' & \mathbf{P} & \phi \\ & \mathbf{R} & \phi & \mathbf{R} \end{bmatrix} \right\}$$

tem-se que

$$\mathbf{G} = \mathbf{A} \otimes \mathbf{G}_0,$$

$$\mathbf{P} = \mathbf{I}_N \otimes \mathbf{P}_0, \text{ e}$$

$$\mathbf{R} = \mathbf{I}_n \otimes \mathbf{R}_0;$$

sendo

$\mathbf{A}$  matriz de numerador do coeficiente de parentesco entre os indivíduos, de ordem igual ao número total de indivíduos (N);

$\mathbf{G}_0$  matriz  $q \times q$ , de variância e covariância genética aditiva entre as  $q$  características; e

$\otimes$  operador produto direto (SEARLE, 1966).

$$\mathbf{G}_0 = \begin{bmatrix} \sigma_{a11}^2 & \sigma_{a12} & \sigma_{a13} \\ \sigma_{a21} & \sigma_{a22}^2 & \sigma_{a23} \\ \sigma_{a31} & \sigma_{a32} & \sigma_{a33}^2 \end{bmatrix},$$

em que

$\sigma_{a11}^2$  variância genética aditiva da característica  $i$ , e  $\sigma_{a12}$ , covariância genética aditiva entre as características  $i$  e  $j$ .

$\mathbf{I}_N$  Matriz identidade, de ordem N; e

$\mathbf{I}_n$  matriz identidade, de ordem  $n$ ;

sendo

$$\mathbf{P}_0 = \begin{bmatrix} \sigma_{p11}^2 & \mathbf{0} & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \sigma_{p22}^2 & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \sigma_{p33}^2 \end{bmatrix};$$

em que

$\sigma_{p11}^2$  é a variância referente ao efeito permanente de meio ambiente da vaca na característica  $i$ ;



$$\mathbf{R}_0 = \begin{bmatrix} \sigma_{e11}^2 & \mathbf{0} & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \sigma_{e22}^2 & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \sigma_{e33}^2 \end{bmatrix},$$

e  $\sigma_{eii}^2$ , a variância residual da característica  $i$ .

As equações do modelo misto (3.5) são descritas como

$$\begin{bmatrix} \mathbf{X}'\mathbf{R}^{-1}\mathbf{X} & \mathbf{X}'\mathbf{R}^{-1}\mathbf{Z}_a & \mathbf{X}'\mathbf{R}^{-1}\mathbf{Z}_p \\ \mathbf{Z}_a'\mathbf{R}^{-1}\mathbf{X} & \mathbf{Z}_a'\mathbf{R}^{-1}\mathbf{Z}_a + \mathbf{G}^{-1} & \mathbf{Z}_a'\mathbf{R}^{-1}\mathbf{Z}_p \\ \mathbf{Z}_p'\mathbf{R}^{-1}\mathbf{X} & \mathbf{Z}_p'\mathbf{R}^{-1}\mathbf{Z}_a & \mathbf{Z}_p'\mathbf{R}^{-1}\mathbf{Z}_p + \mathbf{P}^{-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta^0 \\ \tilde{\mathbf{a}} \\ \tilde{\mathbf{p}} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mathbf{X}'\mathbf{R}^{-1}\mathbf{y} \\ \mathbf{Z}_a'\mathbf{R}^{-1}\mathbf{y} \\ \mathbf{Z}_p'\mathbf{R}^{-1}\mathbf{y} \end{bmatrix}.$$

#### 3.2.5.4. Análises de características múltiplas que consideram a interação reprodutor x rebanho

A análise de obtenção de componentes de variância e de valores genéticos dos reprodutores para produção de leite ajustada a 305 dias de lactação e à idade adulta da vaca, a qual considera a produção de leite em cada classe de desvio-padrão fenotípico como características diferentes e inclui o efeito da interação reprodutor x rebanho no modelo, foi obtida pelo modelo semelhante ao (3.4), levando-se em conta, no entanto, uma distribuição multivariada, da seguinte forma:

$$\tilde{\mathbf{y}} = \begin{bmatrix} \mathbf{y}_1 \\ \tilde{\mathbf{y}}_2 \\ \mathbf{y}_3 \\ \tilde{\mathbf{y}} \end{bmatrix}, \quad \mathbf{X} = \begin{bmatrix} \mathbf{X}_1 & \mathbf{0} & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{X}_2 & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \mathbf{X}_3 \end{bmatrix}, \quad \tilde{\boldsymbol{\beta}} = \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \tilde{\beta}_2 \\ \beta_3 \\ \tilde{\beta} \end{bmatrix}$$

$$\mathbf{Z}_a = \begin{bmatrix} \mathbf{Z}_{a1} & \mathbf{0} & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{Z}_{a2} & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \mathbf{Z}_{a3} \end{bmatrix}, \mathbf{Z}_p = \begin{bmatrix} \mathbf{Z}_{p1} & \mathbf{0} & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{Z}_{p2} & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \mathbf{Z}_{p3} \end{bmatrix}, \mathbf{Z}_{sxh} = \begin{bmatrix} \mathbf{Z}_{sxh1} & \mathbf{0} & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{Z}_{sxh2} & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \mathbf{Z}_{sxh3} \end{bmatrix}$$

$$\tilde{\mathbf{a}} = \begin{bmatrix} \mathbf{a}_1 \\ \sim \\ \mathbf{a}_2 \\ \sim \\ \mathbf{a}_3 \\ \sim \end{bmatrix}, \tilde{\mathbf{p}} = \begin{bmatrix} \mathbf{p}_1 \\ \sim \\ \mathbf{p}_2 \\ \sim \\ \mathbf{p}_3 \\ \sim \end{bmatrix}, \tilde{\mathbf{s}} = \begin{bmatrix} \mathbf{s}_1 \\ \sim \\ \mathbf{s}_2 \\ \sim \\ \mathbf{s}_3 \\ \sim \end{bmatrix}, \tilde{\mathbf{e}} = \begin{bmatrix} \mathbf{e}_1 \\ \sim \\ \mathbf{e}_2 \\ \sim \\ \mathbf{e}_3 \\ \sim \end{bmatrix}.$$

em que

$\tilde{y}_1$  = produção de leite na classe de desvio-padrão fenotípico baixo;

$\tilde{y}_2$  = produção de leite na classe de desvio-padrão fenotípico médio; e

$\tilde{y}_3$  = produção de leite na classe de desvio-padrão fenotípico alto;

Definindo-se o modelo como

$$\tilde{\mathbf{y}} = \mathbf{X}\tilde{\boldsymbol{\beta}} + \mathbf{Z}_a\tilde{\mathbf{a}} + \mathbf{Z}_p\tilde{\mathbf{p}} + \mathbf{Z}_{sxh}\tilde{\mathbf{s}} + \tilde{\mathbf{e}}, \quad (3.6)$$

tem-se que

$\tilde{\mathbf{y}}_i$ ;  $\mathbf{X}_i$ ;  $\tilde{\boldsymbol{\beta}}_i$ ;  $\mathbf{Z}_{ai}$ ;  $\tilde{\mathbf{a}}_i$ ;  $\mathbf{Z}_{pi}$ ;  $\tilde{\mathbf{p}}_i$  e  $\tilde{\mathbf{e}}_i$  são definidos no modelo (3.5) e

$\mathbf{Z}_{sxhi}$  é uma matriz de incidência de dimensão  $n \times h$ , referente aos efeitos da interação reprodutor x rebanho, na classe  $i$ ;

$\tilde{\mathbf{s}}_i$  é um vetor de dimensão  $h \times 1$ , ou seja, igual ao numero de níveis de

interação reprodutor x rebanho da classe  $i$ ;

Admitindo-se que  $\tilde{\mathbf{y}}$ ,  $\tilde{\mathbf{a}}$ ,  $\tilde{\mathbf{p}}$ ,  $\tilde{\mathbf{s}}$  e  $\tilde{\mathbf{e}}$  tenham distribuição normal multivariada,

$$\begin{bmatrix} \tilde{\mathbf{y}} \\ \tilde{\mathbf{a}} \\ \tilde{\mathbf{p}} \\ \tilde{\mathbf{s}} \\ \tilde{\mathbf{e}} \end{bmatrix} \sim \left\{ \begin{bmatrix} \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} \\ \phi \\ \phi \\ \phi \\ \phi \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \mathbf{Z}_a \mathbf{G} \mathbf{Z}_a' + \mathbf{Z}_p \mathbf{P} \mathbf{Z}_p' + \mathbf{Z}_{sxh} \mathbf{S} \mathbf{Z}_{sxh}' + \mathbf{R} & \mathbf{Z}_a \mathbf{G} & \mathbf{Z}_p \mathbf{P} & \mathbf{Z}_{sxh} \mathbf{S} & \mathbf{R} \\ & \mathbf{G} & \phi & \phi & \phi \\ & \phi & \mathbf{P} & \phi & \phi \\ & \phi & \phi & \mathbf{S} & \phi \\ & \phi & \phi & \phi & \mathbf{R} \end{bmatrix} \right\},$$

tem-se que

$$\mathbf{G} = \mathbf{A} \otimes \mathbf{G}_0,$$

$$\mathbf{P} = \mathbf{I}_N \otimes \mathbf{P}_0,$$

$$\mathbf{S} = \mathbf{I}_h \otimes \mathbf{S}_0, \text{ e}$$

$$\mathbf{R} = \mathbf{I}_n \otimes \mathbf{R}_0,$$

sendo  $\mathbf{A}$ ,  $\mathbf{G}_0$ ,  $\mathbf{I}_N$ ,  $\mathbf{P}_0$ ,  $\mathbf{I}_n$ ,  $\mathbf{R}_0$  e  $\otimes$  definidos anteriormente no modelo (3.5) e  $\mathbf{I}_h$  é uma matriz identidade, de ordem  $h$ , ou seja, igual ao número de níveis do efeito da interação reprodutor x rebanho, na característica  $i$ , e

$$\mathbf{S}_0 = \begin{bmatrix} \sigma_{sxh11}^2 & \mathbf{0} & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \sigma_{sxh22}^2 & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \sigma_{sxh33}^2 \end{bmatrix};$$

em que  $\sigma_{sxhii}^2$  é a variância referente a interação reprodutor x rebanho, para a característica  $i$ ;

As equações do modelo misto (3.6) são descritas como

$$\begin{bmatrix} \mathbf{X}\mathbf{R}^{-1}\mathbf{X} & \mathbf{X}\mathbf{R}^{-1}\mathbf{Z}_a & \mathbf{X}\mathbf{R}^{-1}\mathbf{Z}_p & \mathbf{X}\mathbf{R}^{-1}\mathbf{Z}_{s_{xh}} \\ \mathbf{Z}_a'\mathbf{R}^{-1}\mathbf{X} & \mathbf{Z}_a'\mathbf{R}^{-1}\mathbf{Z}_a + \mathbf{G}^{-1} & \mathbf{Z}_a'\mathbf{R}^{-1}\mathbf{Z}_p & \mathbf{Z}_a'\mathbf{R}^{-1}\mathbf{Z}_{s_{xh}} \\ \mathbf{Z}_p'\mathbf{R}^{-1}\mathbf{X} & \mathbf{Z}_p'\mathbf{R}^{-1}\mathbf{Z}_a & \mathbf{Z}_p'\mathbf{R}^{-1}\mathbf{Z}_p + \mathbf{P}^{-1} & \mathbf{Z}_p'\mathbf{R}^{-1}\mathbf{Z}_{s_{xh}} \\ \mathbf{Z}_{s_{xh}}'\mathbf{R}^{-1}\mathbf{X} & \mathbf{Z}_{s_{xh}}'\mathbf{R}^{-1}\mathbf{Z}_a & \mathbf{Z}_{s_{xh}}'\mathbf{R}^{-1}\mathbf{Z}_p & \mathbf{Z}_{s_{xh}}'\mathbf{R}^{-1}\mathbf{Z}_{s_{xh}} + \mathbf{S}^{-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{\beta}^0 \\ \hat{\mathbf{a}} \\ \hat{\mathbf{p}} \\ \hat{\mathbf{s}} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mathbf{X}\mathbf{R}^{-1}\mathbf{y} \\ \mathbf{Z}_a'\mathbf{R}^{-1}\mathbf{y} \\ \mathbf{Z}_p'\mathbf{R}^{-1}\mathbf{y} \\ \mathbf{Z}_{s_{xh}}'\mathbf{R}^{-1}\mathbf{y} \end{bmatrix}.$$

### 3.2.5.5. Análise de verificação do efeito da interação reprodutor x rebanho sobre a acurácia dos valores genéticos dos reprodutores

Os modelos utilizados nas análises das 20.885 lactações referentes ao arquivo com restrição de, no mínimo, quatro observações por classes de rebanho-ano-época de parto e com reprodutores com, no mínimo, dez ou vinte filhas em dois diferentes rebanhos, excluindo e incluindo o termo referente à interação reprodutor x rebanho, foram os mesmos modelos (3.3) e (3.4), respectivamente.

As acurácias (**Rti**) das estimativas dos valores genéticos foram obtidas por meio da seguinte expressão

$$\mathbf{Rti} = \sqrt{1 - \frac{\mathbf{PEV}}{\sigma_a^2}},$$

sendo

**PEV** a variância do erro de predição, estimado por

$$\mathbf{PEV} = \left( \mathbf{Z}_a'\mathbf{Z}_a + \mathbf{A}^{-1} \frac{\sigma_e^e}{\sigma_a^2} \right)^{-1}.$$

### 3.2.6. Teste da razão de verossimilhança

Para determinar a importância da inclusão do efeito da interação reprodutor x rebanho no modelo de avaliação genética dos animais, utilizou-se o teste da razão de verossimilhança de modelos seqüencialmente reduzidos (RAO, 1973).

Considerou-se que o efeito da interação tinha influência expressiva na produção de leite ajustada a 305 dias de lactação e à idade adulta da vaca, quando ocorria aumento significativo no logaritmo natural da função de verossimilhança do modelo completo analisado. Obteve-se a estatística do teste da razão de verossimilhança (LR) para testar a significância de um modelo completo  $i$ , que contém o termo da interação reprodutor x rebanho, em comparação com outro modelo reduzido  $j$ , que excluía o termo de interação, cuja estimativa foi então obtida pela expressão

$$LR_{ij} = -2\text{Log}_e(L_j/L_i),$$

$$LR_{ij} = 2\text{Log}_e(L_i) - 2\text{Log}_e(L_j),$$

$$LR_{ij} = 2[\text{Log}_e(L_i) - \text{Log}_e(L_j)],$$

em que

$LR_{ij}$  é a estatística do teste da razão de verossimilhança para modelos seqüencialmente reduzidos;

$L_i$  é o máximo da verossimilhança restrita para o modelo completo  $i$ ; e

$L_j$  é o máximo da verossimilhança restrita para o modelo reduzido  $j$ .

A estimativa da estatística do teste da razão de verossimilhança (LR) foi comparada com o valor obtido por meio da distribuição de qui-quadrado, com 1 grau de liberdade e nível de significância fixo em 1%.

A hipótese de nulidade a ser testada implicou que as funções de verossimilhança restrita dos modelos completo e reduzido não diferiam entre si, ou seja,

$$H_0 : -2\text{Log}_e(L_i) = -2\text{Log}_e(L_i).$$

A regra decisória empregada foi:

se  $LR_{ij} > \chi_{0,01;(1)}^2$ , o teste era significativo e o modelo completo fornecia maior valor da função de máxima verossimilhança em relação ao modelo reduzido;

se  $LR_{ij} < \chi_{0,01;(1)}^2$ , o teste era não-significativo e o modelo completo não fornecia maior valor da função de máxima verossimilhança em relação ao modelo reduzido.

### 3.2.7 . Correlação entre os valores genéticos

Os valores genéticos estimados dos reprodutores na produção de leite ajustada a 305 dias de lactação e à idade adulta, incluindo-se ou não no modelo o termo de interação reprodutor x rebanho, nas análises que não consideraram as classes de desvios-padrão fenotípico e dentro de cada classe de desvio-padrão fenotípico, bem como os valores genéticos estimados por meio de análises em que os reprodutores foram restringidos a terem 10 filhas em pelos menos dois rebanhos diferentes e em análises em que os reprodutores foram restringidos a terem 20 filhas em pelos menos dois rebanhos diferentes, foram organizados em arquivos, com vistas em verificar possíveis alterações no ordenamento das predições dos valores genéticos dos reprodutores, quando a interação reprodutor x rebanho foi incluída no modelo por meio da obtenção da correlação de Spearman.

A correlação de Spearman, que é uma correlação de ordem entre variáveis, foi obtida do pacote estatístico *Statistical Analysis System* (SAS, 1990).

## **4. RESULTADOS E DISCUSSÃO**

### **4.1. Análises de características simples que consideram as classes de desvio-padrão fenotípicos**

As médias observadas, os desvios-padrão, os coeficientes de variação e o número de lactações, para produção de leite ajustada a 305 dias de lactação e à idade adulta, em cada classe de desvio-padrão fenotípico e em análise geral, são apresentados na Tabela 6. Os componentes de variância, para cada classe de desvio-padrão fenotípico e também em análise geral, estimados pelos modelos sem e com interação reprodutor x rebanho, podem ser observados na Tabela 7.

As médias da produção de leite aumentaram da classe de baixo desvio-padrão fenotípico para a classe de alto desvio-padrão fenotípico. Os componentes de variância, referentes ao efeito genético aditivo e ao efeito da interação reprodutor x rebanho, quando considerados no modelo, e ao efeito residual, aumentaram com o aumento do desvio-padrão médio da classe, sendo o componente de variância, referente ao efeito permanente, maior para a classe de médio desvio-padrão fenotípico. Aumento nas estimativas de componentes de variância genética e residual, conforme aumento do nível de produção dos rebanhos, foi também observado por DE VEER e VAN VLECK (1987), BOLDMAN e FREEMAN (1990), DONG e MAO (1990), SHORT et al. (1990),

Tabela 6 - Médias, desvios-padrão (D.P.), coeficientes de variação (C.V.) e números de lactações para produção de leite ajustada a 305 dias de lactação e à idade adulta, em cada classe de desvio-padrão e em análise geral

Parâmetros	Classes de desvios-padrão			Geral
	Alto	Médio	Baixo	
Média (kg)	7.259,6000	7.012,0800	6.330,4700	6.912,9900
D.P. (kg)	1.728,2400	1.451,3300	1.379,0300	1.581,1800
C.V.(%)	23,81	20,70	21,78	22,87
Nº de lactações	19.047	20.132	14.758	53.937

Tabela 7 - Componentes de variância genética aditiva ( $\hat{\sigma}_a^2$ ), ambiente permanente ( $\hat{\sigma}_{c_1}^2$ ), interação reprodutor x rebanho ( $\hat{\sigma}_{c_2}^2$ ) residual ( $\hat{\sigma}_e^2$ ) para produção de leite ajustada a 305 dias de lactação e à idade adulta, em cada classe de desvios-padrão alto, médio e baixo e em análise geral

Componentes de variância	Classes de desvios-padrão			Geral
	Alto	Médio	Baixo	
Modelo sem interação				
$\hat{\sigma}_a^2$	640.664,5757	293.096,9746	201.159,5697	400.629,7710
$\hat{\sigma}_{c_1}^2$	213.364,8973	311.240,3887	185.777,1474	236.661,3762
$\hat{\sigma}_e^2$	973.534,3920	735.853,8006	559.238,5331	775.802,6380
Modelo com interação				
$\hat{\sigma}_a^2$	590.221,1703	286.291,9649	187.353,1412	383.002,2598
$\hat{\sigma}_{c_1}^2$	187.551,6110	287.227,7193	175.274,9057	210.373,9583
$\hat{\sigma}_{c_2}^2$	79.826,2540	35.067,2002	27.409,6955	47.579,9255
$\hat{\sigma}_e^2$	970.745,9725	735.322,2155	558.192,4276	774.224,4701



SHORT et al. (1990), COSTA (1998) e TORRES (1998). As estimativas de componentes de variância, obtidas por meio do modelo que considera a interação reprodutor x rebanho, foram ligeiramente menores em relação aos componentes de variância estimados pelo modelo sem o termo de interação (Figura 1). As reduções no componente de variância genética aditiva, quando o modelo considerava a interação reprodutor x rebanho, foi de, aproximadamente 8, 2 e 7% nas classes de alto, médio e baixo desvio-padrão fenotípico, respectivamente. Para os componentes de variância referentes ao efeito permanente de meio, as reduções foram maiores, 12, 8 e 6%, nas classes de alto, médio e baixo desvio-padrão fenotípico, respectivamente. Para os componentes de variância residual, a redução foi menor que 1% em todas as classes de desvios-padrão fenotípicos.

As estimativas de herdabilidade foram maiores na classe de alto desvio-padrão fenotípico e não diferiram entre si nas classes de médio e baixo desvios-padrão fenotípicos (Tabela 8), fato explicado pelo maior aumento da variância genética aditiva em relação ao aumento da variância residual da classe de baixo para a classe de alto desvio-padrão fenotípico. A proporção da variância fenotípica, em razão do efeito permanente de meio ambiente, foi maior na classe de médio desvio-padrão fenotípico, quando comparada com a classe de alto desvio-padrão fenotípico, porém foi próxima à classe de baixo desvio-padrão fenotípico.

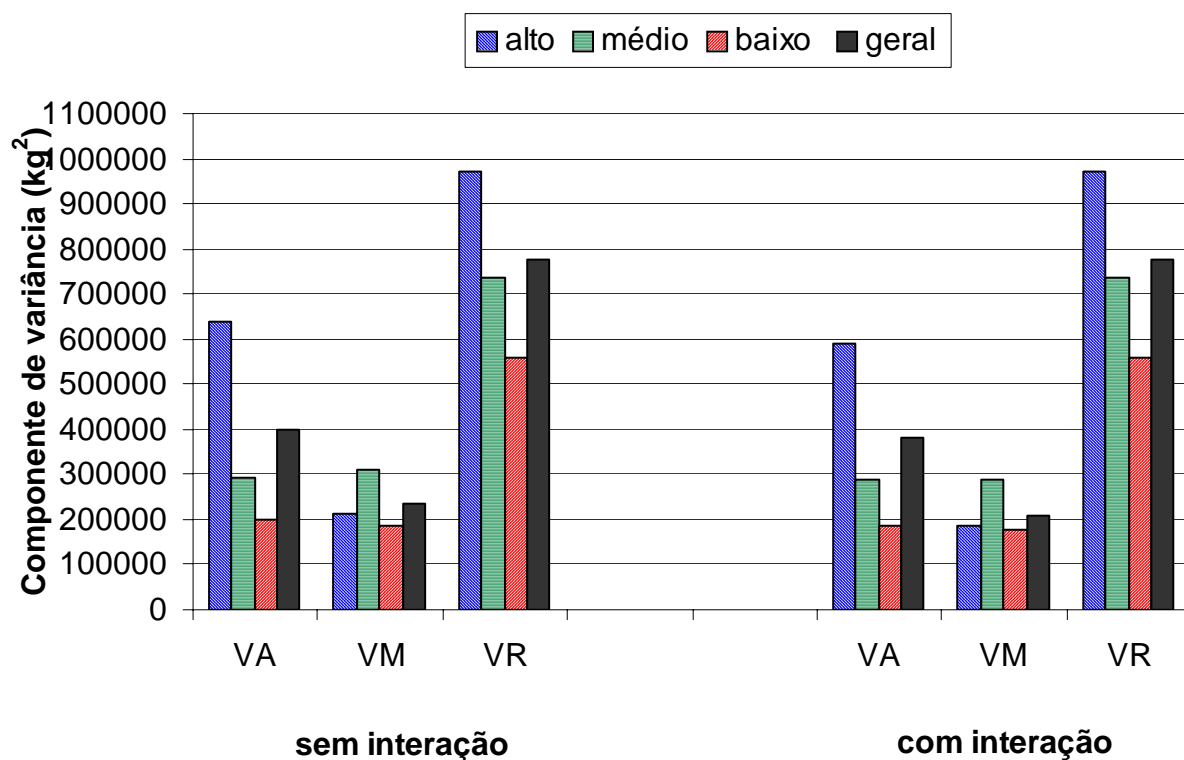


Figura 1 - Componentes de variância genética aditiva (VA), permanente de meio (VM) e residual (VR) para produção de leite ajustada a 305 dias de lactação e à idade adulta, nas classes de alto, médio e baixo desvios-padrão fenotípicos e em análise geral, obtidos pelos modelos sem e com o termo de interação reprodutor x rebanho.

Tabela 8 - Estimativas de herdabilidade e proporções da variância fenotípica em relação aos efeitos permanentes de meio ( $C^1$ ), efeito da interação reprodutor x rebanho ( $C^2$ ), quando considerada no modelo, e efeito residual (e) nas classes de desvios-padrão alto, médio e baixo e em análise geral

	Classes de desvios-padrão			Geral
	Alto	Médio	Baixo	
<b>Modelo sem interação</b>				
$h^2$	0,350±0,025	0,219±0,022	0,213±0,026	0,283±0,016
$C^1$	0,117±0,021	0,232±0,020	0,1960±0,024	0,168±0,014
e	0,533±0,010	0,549±0,009	0,591±0,012	0,549±0,006
<b>Modelo com interação</b>				
$h^2$	0,323±0,025	0,213±0,022	0,197±0,026	0,271±0,016
$C^1$	0,102±0,021	0,214±0,020	0,185±0,024	0,148±0,014
$C^2$	0,044±0,070	0,026±0,007	0,029±0,009	0,034±0,004
e	0,531±0,010	0,547±0,009	0,589±0,012	0,547±0,006

As estimativas de herdabilidades e as proporções da variância total, resultante das variâncias dos efeitos permanente de meio e residual, praticamente não diferiram entre os modelos sem e com interação reprodutor x rebanho. A proporção da variância fenotípica para produção de leite, em razão da interação reprodutor x rebanho, variou de 2,6 a 4,4% entre as classes de desvios-padrão fenotípicos. MEYER (1987) encontrou valores da proporção da variância fenotípica na produção de leite, em primeiras lactações, entre grupos de rebanhos classificados de acordo com o registro dos animais, que variaram de 3,35 a 3,87%, quando o modelo foi ajustado à interação reprodutor x rebanho-ano-estação de parto, e valores de 2,22 a 3,00%, quando este se ajustou à interação reprodutor x rebanho. BANOS e SHOOK (1990), ao estratificarem os rebanhos de acordo com a média da contagem total de células somáticas dentro das três primeiras ordens de parto de vacas da raça Holandesa, verificaram que a proporção da variância total da produção de leite, devido à interação reprodutor x rebanho, variou de 1,31 a 7,33%, entre os estratos, e de 1,24 a 3,00%, entre as ordens de parto.

Como as estimativas de herdabilidades aumentaram da classe de baixo desvio-padrão para a classe de alto desvio-padrão fenotípico, comportamento este inverso para a proporção da variância fenotípica devido à variância residual ( $\epsilon$ ), presume-se que grande parte da origem da heterogeneidade de variâncias entre as classes de desvios-padrão fenotípicos seja resultante de fatores genéticos. Assim sendo, a interação reprodutor x rebanho, que poderia ser abordada também como uma covariância de ambiente comum entre progênies de um reprodutor em um mesmo rebanho e teria sua origem na heterogeneidade de variância ambiental, entre outros fatores, seria pouco efetiva, nessa situação, no controle da heterogeneidade de variâncias

CANAVESI et al. (1995) verificaram que a interação reprodutor x rebanho reduz a acurácia dos valores genéticos preditos dos reprodutores e concluíram que, se a interação reprodutor x rebanho não fosse significativa, o seu uso, como simples fator de ajustamento à heterogeneidade de variâncias, não seria recomendado. GARRICK e VAN VLECK (1987) reportaram que o uso

incorreto de componentes de variância nas equações de modelos mistos é mais grave quando o ambiente com maior variação de produção apresenta menores estimativas de herdabilidades. Por outro lado, ao se admitirem variâncias homogêneas, haveria pouca perda em eficiência de seleção, em situações em que se verificam maiores estimativas de herdabilidades em ambientes mais variáveis à produção.

BOLDMAN e FREEMAN (1990) verificaram aumento das variâncias nos efeitos genéticos aditivos, no efeito permanente de meio e no efeito residual, à medida que aumentava o nível de produção de leite entre os rebanhos. As estimativas de herdabilidades, para os estratos de baixa, média e alta produção de leite, foram de 0,18, 0,22 e 0,24, respectivamente.

SHORT et al.(1990) encontraram estimativas de componentes de variância de reprodutor e residual, para produção de leite, que aumentavam com o aumento do desvio-padrão fenotípico. Os componentes de herdabilidades estimados foram de 0,15, 0,26 e 0,23 para as classes de desvios-padrão baixo, médio e alto, respectivamente.

COSTA (1998), ao estratificar os rebanhos de acordo com o desvio-padrão fenotípico das classes rebanho-ano para produção de leite, nos níveis de produção alto e baixo, verificou aumento dos componentes de variância da classe de baixo para a classe de alto desvio-padrão fenotípico, com maior aumento na variância residual, resultando em maior estimativa de herdabilidade na classe de baixo desvio-padrão fenotípico.

TORRES (1998) constatou aumento das variâncias genética aditiva e residual, em decorrência do aumento do desvio-padrão das classes. A estimativa de herdabilidade da classe de alto desvio-padrão foi semelhante à da classe de baixo desvio-padrão, que foi menor que a da classe de médio desvio-padrão, como consequência de maior aumento da variância residual, em relação à variância genética aditiva, na classe de alto desvio-padrão fenotípico, em relação à classe de baixo desvio-padrão fenotípico.

As médias dos valores genéticos preditos para os reprodutores, com desvios-padrão, valores mínimos e máximos e amplitudes obtidas em cada classe

de desvio-padrão fenotípico e em análise geral, desconsiderando-se as classes de desvios-padrão, bem como a correlação de Spearman entre os valores genéticos preditos dos reprodutores, obtidos pelos modelos sem e com interação reprodutor x rebanho, são apresentadas na Tabela 9. As médias, os desvios-padrão e a amplitude dos valores genéticos preditos aumentaram da classe de menor desvio-padrão fenotípico para a classe de maior desvio-padrão fenotípico. Os valores das correlações de Spearman entre as estimativas dos valores genéticos dos reprodutores maiores que 0,99, em todas as classes de desvios-padrão fenotípicos e em análise geral, indicam que os reprodutores seriam classificados de forma similar pelos seus valores genéticos preditos, incluindo-se ou não o modelo para interação reprodutor x rebanho.

Verifica-se que, ao incorporar a interação reprodutor x rebanho no modelo, houve aumento significativo no logaritmo natural das funções de verossimilhança em todas as classes de desvios-padrão fenotípico e em análise (Tabela 10). Maiores aumentos no logaritmo natural das funções de verossimilhança foram observados em decorrência do aumento do desvio-padrão fenotípico entre as classes, como consequência da maior proporção da variância total da produção de leite resultante da variância da interação nas classes de maiores desvios-padrão fenotípicos. Para a análise de característica simples geral, em que se desconsideraram as classes de desvio-padrão fenotípico, o valor para o teste da razão de verossimilhança, em modelos seqüencialmente reduzidos, foi bem maior do que em outras situações, o que indica maior importância da interação reprodutor x rebanho quando se desconsidera a heterogeneidade de variâncias entre os rebanhos.

Tabela 9 - Médias dos valores genéticos preditos para os reprodutores, com desvios-padrão, valores mínimos e máximos e amplitudes obtidas em cada classe de desvio-padrão fenotípico e em análise geral, e correlação de Spearman entre os valores genéticos preditos dos reprodutores, obtidos pelo modelo sem e com o termo de interação reprodutor x rebanho

Valores genéticos preditos	Classes de desvios-padrão			Geral
	Alto	Médio	Baixo	
Sem interação				
Média (kg)	221,93	161,44	38,05	237,84
Desvio-padrão(kg)	602,44	387,96	302,45	526,61
Mínimo (kg)	-1.269,69	-896,21	-860,89	-1179,99
Máximo (kg)	2.596,88	1.247,89	705,39	2.099,44
Amplitude (kg)	3.866,57	2.144,10	1.565,39	3.272,43
Com interação				
Média (kg)	203,25	157,03	35,14	226,84
Desvio-padrão(kg)	559,16	370,61	280,33	503,52
Mínimo (kg)	-1251,00	-862,67	-804,40	-1151,31
Máximo (kg)	2.462,14	1.202,25	676,53	2.082,88
Amplitude (kg)	3.713,14	2.064,92	1.480,99	3.234,19
Correlação de Spearman				
	0,993	0,997	0,997	0,998

Tabela 10 - Valores do logaritmo natural das funções de verossimilhança em cada classe de desvio-padrão fenotípico e em análise geral, para modelos sem e com interação reprodutor x rebanho, e teste da razão de verossimilhança para modelo seqüencialmente reduzido (LR)

Classes de desvios-padrão	Modelos		LR
	Sem interação	Com interação	
Alto	-136.724,0100	-136.698,9028	50,2144 (P < 0,01)
Médio	-141.689,4431	-141.679,6469	19,5920 (P < 0,01)
Baixo	-99.651,6467	-99.645,4162	12,4610 (P < 0,01)
Geral	-378.661,2229	-378.612,7599	88,9260 (P < 0,01)

#### 4.2. Análises de características múltiplas que consideram a produção de leite, nas classes de desvios-padrão fenotípicos, como características diferentes

As estimativas de componentes de variância referentes aos efeitos genético aditivo, permanente de meio, interação reprodutor x rebanho, quando ajustada ao modelo, e residual, para produção de leite ajustada a 305 dias de lactação e à idade adulta, podem ser observadas na Tabela 11. O mesmo resultado, observado em análises de características simples, foi também verificado nas análises de características múltiplas, ou seja, os componentes de variância aumentaram da classe de baixo desvio-padrão fenotípico para a classe de alto desvio-padrão fenotípico, e os componentes de variância, referentes ao efeito permanente de meio, foram maiores na classe de médio desvio-padrão fenotípico. Os componentes de variância, obtidos pelo modelo que incluiu o termo de interação reprodutor x rebanho, a exemplo do comportamento observado para características simples, apresentaram ligeiras reduções nos componentes de variância genética aditiva e permanente de meio. No componente de variância residual praticamente não houve alterações quando o



modelo foi ajustado ao termo de interação. Os componentes de variância genética aditiva foram maiores quando comparados com as estimativas obtidas de características simples, independentemente da presença ou não do termo de interação. Nos componentes de variância, referentes ao efeito permanente de meio, todas as estimativas foram menores, quando o componente foi estimado pelo modelo sem o termo de interação. Os componentes de variância resultantes do efeito da interação reprodutor x rebanho sobre a produção de leite ajustada a 305 dias de lactação e à idade adulta, obtidos da análise de características múltiplas, foram menores, quando comparados aos componentes obtidos em características simples.

Nos componentes de variância residual, as estimativas obtidas pelas características múltiplas foram bem próximas das obtidas pelas características simples; conseqüentemente, as estimativas de herdabilidades foram maiores quando obtidas por análises de características múltiplas (Tabela 12). TORRES (1998), ao observar resultado semelhante, argumentou que é provável que o incremento no número de observações, em análises de características múltiplas que utilizam a relação entre animais nas diferentes classes de desvios-padrão para obter esses valores, tenha contribuído para resgatar maior proporção da variância genética aditiva.

As estimativas de herdabilidade e a proporção total em razão do efeito permanente de meio, obtidas pelos modelos com e sem interação, são bem próximas, enquanto a proporção da variância fenotípica referente à variância ambiental foi próxima nos dois modelos. Embora a presença da interação reprodutor x rebanho no modelo não tenha alterado as estimativas de herdabilidades, observa-se aumento significativo da função de verossimilhança, ao considerar essa interação no modelo (Tabela 12).

Tabela 11 - Estimativas de componentes de variância genética aditiva, permanente de meio, interação reprodutor x rebanho, quando ajustada ao modelo, e residual, para produção de leite ajustada a 305 dias e à idade adulta, obtidas pelos modelos sem e com interação

Classes de desvios-padrão	Classes de desvios-padrão		
	Alto	Médio	Baixo
modelo sem interação			
(Co)variância genética (kg <sup>2</sup> )			
Alta	664.582,3064	442.823,9371	391.157,1383
Média		340.308,1643	271.406,4653
Baixa			243.226,0095
(Co)variância do efeito permanente de meio (kg <sup>2</sup> )			
Alta	197.364,7724	0,0000	0,0000
Média		280.772,7298	0,0000
Baixa			157.408,3590
(Co)variância residual (kg <sup>2</sup> )			
Alta	973.626,0455	0,0000	0,0000
Média		735.571,9708	0,0000
Baixa			556.439,6649
modelo com interação			
(Co)variância genética (kg <sup>2</sup> )			
Alta	627.653,3682	430.976,4123	391.247,7542
Média		331.780,3213	268.597,9617
Baixa			243.885,0410
(Co)variância do efeito permanente de meio (kg <sup>2</sup> )			
Alta	166.475,2292	0,0000	0,0000
Média		259.975,0494	0,0000
Baixa			137.172,0234
(Co)variância da interação reprodutor x rebanho (kg <sup>2</sup> )			
Alta	72.454,7766	0,0000	0,0000
Média		31.212,2381	0,0000
Baixa			25.712,0621
(Co)variância residual (kg <sup>2</sup> )			
Alta	970.962,1089	0,0000	0,0000
Média		734.865,3633	0,0000
Baixa			558.352,7181

Tabela 12 - Estimativas de herdabilidades ( $h^2$ ), correlações genéticas (rg) e proporções da variância fenotípica devido à variância do efeito permanente de meio ( $C^1$ ), ao efeito da interação reprodutor x rebanho ( $C^2$ ) e ao efeito residual (e), para produção de leite ajustada a 305 dias e à idade adulta, valores do logaritmo da função de verossimilhança para os modelos sem e com interação e valor do teste da razão de verossimilhança (LR)

	Modelos					
	Sem interação			Com interação		
	Alta	Média	Baixa	Alta	Média	Baixa
$h^2$ e rg						
Alta	0,362	0,931	0,973	0,342	0,944	0,999
Média		0,251	0,943		0,244	0,944
Baixa			0,254			0,253
$C^1$						
Alta	0,107	0,000	0,000	0,090	0,000	0,000
Média		0,207	0,000		0,192	0,000
Baixa			0,165			0,142
$C^2$						
Alta	-	-	-	0,040	0,000	0,000
Média		-	-		0,023	0,000
Baixa			-			0,027
e						
Alta	0,531	0,000	0,000	0,528	0,000	0,000
Média		0,542	0,000		0,541	0,000
Baixa			0,581			0,578
Log <sub>e</sub> (L)	-377954,3816			-377918,2054		
LR	72,3524 (P<0,01)					

DE VEER e VAN VLECK (1987), ao utilizarem modelo linear de características múltiplas com estratificação dos rebanhos, de acordo com o nível de produção de leite, verificaram que os componentes de variância de reprodutor e residual, para produção de leite, aumentaram com o nível de produção. Ao verificarem o mesmo comportamento das estimativas de herdabilidades, concluíram que a seleção poderia ser mais eficiente quando realizada em rebanhos com alta produção.

As correlações genéticas, para produção de leite ajustada a 305 dias de lactação e à idade adulta, entre as classes de desvios-padrão, foram próximas da unidade, o que indica que os reprodutores seriam classificados de forma similar entre as classes de desvios-padrão.

Com base nas estimativas de componentes de (co)variância genética aditiva da produção de leite ajustada a 305 dias e à idade adulta, obtidas em análise de característica múltipla, foram calculados os coeficientes de regressão genética das características, medidas nas classes de médio e baixo desvios-padrão fenotípicos, em razão da classe de alto desvio-padrão fenotípico ( $b_{AM}$  e  $b_{AB}$ , respectivamente). Os valores calculados foram  $b_{AM} = 0,666$  e  $b_{AB} = 0,588$ , para as estimativas obtidas por meio do modelo sem o termo de interação reprodutor x rebanho, e  $b_{AM} = 0,687$  e  $b_{AB} = 0,623$ , para as estimativas obtidas pelo modelo como termo de interação. Esses valores representam o ganho genético esperado nos rebanhos de médio e baixo desvios-padrão, por unidade de ganho genético obtido nos rebanhos de alto desvio-padrão, e maiores ganhos seriam esperados quando a interação reprodutor x rebanho fosse considerada no modelo.

DE VEER e VAN VLECK (1987) encontraram correlações genéticas que variaram de 0,86 a 0,97 entre as classes de rebanhos, estratificadas de acordo com a média da produção de leite, para as classes de rebanho-ano-estação, em baixo, médio e alto níveis de produção. BOLDMAN e FREEMAN (1990) detectaram correlações genéticas, para produção de leite, que variaram de 0,90 a 1,02 entre os níveis de produção baixo, médio e alto. COSTA (1998) verificou correlações genéticas de 0,997 e 0,985, para produções de leite e de gordura, respectivamente, entre as classes de baixo e alto desvios-padrão fenotípicos da

produção de leite. TORRES (1998) observou correlações genéticas, para produção de leite, entre as classes de baixo, médio e alto desvios-padrão fenotípicos, que variaram de 0,92 a 0,97.

As médias das estimativas dos valores genéticos preditos dos reprodutores para produção de leite ajustada a 305 dias de lactação e à idade adulta, com desvios-padrão, valores mínimos e máximos e amplitudes obtidas de análises de características múltiplas, bem como a correlação de Spearman entre as predições dos valores genéticos, obtidas pelos modelos sem e com ajustamento para a interação reprodutor x rebanho, são apresentadas na Tabela 13. As médias, os desvios-padrão e as amplitudes entre os valores genéticos dos reprodutores, a exemplo de análises de características simples, foram maiores na classe de maior desvio-padrão fenotípico, o que indica que reprodutores com maior número de filhas em rebanhos de alto desvio-padrão fenotípico teriam maiores valores genéticos; assim, em situações em que os reprodutores apresentassem suas filhas mal distribuídas nos rebanhos, a eficiência da seleção dos reprodutores poderia estar comprometida.

As estimativas de médias, os desvios-padrão e as amplitudes dos valores genéticos foram maiores em análise de características múltiplas, quando comparadas às estimativas de análise de característica simples, fato este que poderia ser explicado pelo maior número de informações, quando se utiliza a análise de característica múltipla. Os valores genéticos foram menores quando se incluiu a interação reprodutor x rebanho no modelo, porém a correlação de Spearman, para valores genéticos dos reprodutores preditos pelos dois modelos, foi próxima da unidade.

A diferença entre médias e amplitudes da classe de baixo para a classe de alto desvio-padrão fenotípico é menor em relação à correspondente diferença em análise de característica simples, o que implica menor discriminação entre os reprodutores nas diferentes classes de desvios-padrão, quando se adota análise de características múltiplas.

Tabela 13 - Médias dos valores genéticos preditos para os reprodutores, com desvios-padrão, valores mínimos e máximos e amplitudes obtidas em análise de característica múltiplas, e correlação de Spearman entre os valores genéticos preditos dos reprodutores, obtidos pelos modelo sem e com o termo de interação reprodutor x rebanho

Valores genéticos preditos	Classes de desvios-padrão		
	Alto	Médio	Baixo
<b>Sem interação</b>			
Média (kg)	277,61	223,48	166,66
Desvio-padrão(kg)	661,77	471,59	400,49
Mínimo (kg)	-1.556,12	-1.124,99	-955,67
Máximo (kg)	2.600,99	1.650,01	1.495,33
Amplitude (kg)	4.157,11	2.775,00	2.451,00
<b>Com interação</b>			
Média (kg)	261,28	213,20	163,17
Desvio-padrão(kg)	632,26	455,16	394,24
Mínimo (kg)	-1507,19	-1104,99	-940,13
Máximo (kg)	2.498,98	1.672,60	1.557,33
Amplitude (kg)	4.006,17	2.777,59	2.497,46
<b>Correlação de Spearman</b>			
	0,9957	0,9984	0,9977

### **4.3 . Correlação entre os valores genéticos preditos**

Os valores genéticos preditos para produção de leite ajustada a 305 dias de lactação e à idade adulta, referentes a 53.937 lactações de 27.840 vacas, filhas de 272 reprodutores, obtidos dos modelos sem e com interação reprodutor x rebanho, em cada classe de desvio-padrão fenotípico e em análise geral, e os valores genéticos de análise geral e de análise de características múltiplas foram utilizados no cálculo da correlação de Spearman entre os valores genéticos preditos dos reprodutores. Os resultados são apresentados na Tabela 14. As correlações entre os valores genéticos, obtidos em análises de característica simples geral e em análise de característica simples em cada classe de desvio-padrão fenotípico, foram menores que as correlações entre os valores genéticos obtidos em análises de característica simples geral e de características múltiplas, sendo os valores da correlação de Spearman, para os valores genéticos preditos pelos modelos sem e com a interação, bem próximos. O ordenamento dos valores genéticos, obtidos em análise de característica simples geral, foi mais correlacionado com a classe de alto desvio-padrão fenotípico, o que indica que filhas que produzem em rebanhos de maior produtividade influenciam mais a avaliação genética dos reprodutores do que filhas que produzem em rebanhos de baixa produtividade.

Tabela 14 - Correlação de Spearman entre os valores genéticos preditos para produção de leite, obtidos dos modelos sem e com interação reprodutor x rebanho, em cada classe de desvio-padrão fenotípico e em análise geral e de características múltiplas

Classe de Desvio-padrão	Característica simples			Característica múltipla		
	Alta	Média	Baixa	Alta	Média	Baixa
Modelo sem interação						
Característica simples						
Geral	0,8609	0,8033	0,7435	0,9947	0,9909	0,9942
Alta		0,5635	0,5372	0,8836	0,8198	0,8526
Média			0,5161	0,7567	0,8527	0,7680
Baixa				0,7533	0,7337	0,7908
Característica múltipla						
Alta					0,9774	0,9953
Média						0,9811
Modelo com interação						
Característica simples						
Geral	0,8587	0,8047	0,7381	0,9952	0,9915	0,9953
Alta		0,5556	0,5355	0,8592	0,8163	0,8588
Média			0,5076	0,7638	0,8503	0,7649
Baixa				0,7746	0,7272	0,7742
Característica múltipla						
Alta					0,9812	0,9999
Média						0,9817



#### **4.4 . Análise que considera a restrição de que os reprodutores possuam, no mínimo, 10 filhas em dois ou mais rebanhos**

A média e o desvio-padrão observados na produção de leite, ajustada a um período de lactação de 305 dias e à idade adulta da vaca, referentes a 37.006 lactações de 18.540 vacas, distribuídas em 455 rebanhos e filhas de 98 reprodutores, dos quais se exigiram, no mínimo, 10 filhas em dois rebanhos diferentes, foram iguais a  $6.936,13 \pm 1.508,36$  kg. Estimativas de componentes de variância, herdabilidades, proporção da variância fenotípica decorrente do efeito permanente de meio ambiente da vaca ( $C^1$ ) e proporção da variância fenotípica decorrente do efeito da interação reprodutor x rebanho ( $C^2$ ), quando consideradas no modelo, bem como valores do logaritmo natural da função de verossimilhança, para modelos sem e com o termo de interação reprodutor x rebanho, são apresentadas na Tabela 15.

Ao incluir o termo de interação reprodutor x rebanho no modelo estatístico, verifica-se que houve reduções das estimativas de componentes de variância referentes ao efeito genético aditivo e ao efeito de ambiente permanente, as quais foram de, aproximadamente, 4 e 10%, respectivamente. A variância residual praticamente não se alterou com a inclusão da interação no modelo, conforme pode ser observado na Figura 2. Reduções nas estimativas de componentes de variância, quando o modelo inclui a interação reprodutor x rebanho, foram observadas por TONG et al. (1977), MEYER (1987) e BANOS e SHOOK (1990).

A estimativa do componente de variância, referente ao efeito da interação reprodutor x rebanho, foi relativamente baixa. Algum viés poderia ser encontrado nessa estimativa, por admitir ser este um efeito não-correlacionado, ou seja,  $\text{VAR}(\text{SxH}) = \mathbf{I}\sigma_{\text{sxh}}^2$ , desprezando-se, dessa forma, o parentesco entre os reprodutores e, conseqüentemente, subestimando o componente de variância.

Ao considerar o parentesco entre os reprodutores no cálculo da estimativa do componente de variância resultante da interação reprodutor x rebanho, a pressuposição acerca desse componente seria que

$\text{VAR}(\text{SxH}) = \bar{\mathbf{A}}\sigma_{\text{sxh}}^2$ , em que  $\bar{\mathbf{A}}$  é uma matriz de numeradores dos coeficientes de parentesco entre os reprodutores, de ordem igual ao número total de observações pelo número de níveis da interação reprodutor x rebanho (h). Assim, a interação reprodutor x rebanho seria um efeito aleatório correlacionado.

Essa subestimação, no entanto, deve ser relativamente baixa, uma vez que há pouca perda de informação ao desconsiderar o parentesco entre os reprodutores, já que o nível do efeito da interação reprodutor x rebanho é relativamente baixo.

VAN TASSEL e BERGER (1994), ao verificaram o efeito de desprezar-se o parentesco entre reprodutores na estimação do componente de variância, em razão da interação reprodutor x rebanho, observaram que, embora o componente de variância tenha sido subestimado quando o parentesco entre reprodutores foi ignorado, este viés foi relativamente baixo, quando os dados representavam populações que utilizavam inseminação artificial. Dessa forma, segundo eles, o parentesco entre os reprodutores poderia ser ignorado, com pequena perda de informação, quando esses reprodutores não fossem parentes próximos, ou quando o nível do efeito de interação reprodutor x rebanho não fosse elevado. BANOS e SHOOK (1990), por meio de modelo de reprodutor, também não consideraram o parentesco entre reprodutores na estimativa do componente de variância, em virtude da interação reprodutor x rebanho na produção de leite e da contagem de células somáticas. Esses autores afirmaram que o vício esperado seria de pequena escala, pois o parentesco entre reprodutores era de pequena proporção.

Como consequência da pequena diferença das estimativas de componentes de variância entre os dois modelos, as estimativas de herdabilidade e as proporções da variância fenotípica, resultante do efeito permanente de meio ambiente, do efeito da interação reprodutor x rebanho e da variância ambiental, foram próximas entre si, com relação aos dois modelos, quando se consideram os erros-padrão das estimativas.

Tabela 15 - Estimativas de componentes de variância resultante do efeito genético aditivo ( $\hat{\sigma}_a^2$ ), efeito permanente de meio ambiente da vaca ( $\hat{\sigma}_{C^1}^2$ ), efeito da interação reprodutor x rebanho ( $\hat{\sigma}_{C^2}^2$ ), efeito residual ( $\hat{\sigma}_e^2$ ), herdabilidades, proporções da variância fenotípica resultante do efeito permanente de meio ambiente da vaca ( $\hat{C}^1$ ), efeito da interação reprodutor x rebanho ( $\hat{C}^2$ ), efeito residual ( $\hat{e}$ ), valores do logaritmo natural da função de verossimilhança ( $\log_e(L)$ ), para os modelos sem e com o termo de interação, e valor para o teste de razão de verossimilhança (LR)

Componentes de Variância	Modelos	
	Sem interação	Com interação
$\hat{\sigma}_a^2$	341841,4260	328591,0303
$\hat{\sigma}_{C^1}^2$	265010,4688	238126,6705
$\hat{\sigma}_{C^2}^2$	—	47443,0331
$\hat{\sigma}_e^2$	776527,7308	774549,1055
Parâmetros		
$h^2$	0,247 ± 0,021	0,237 ± 0,021
$\hat{C}^1$	0,192 ± 0,018	0,171 ± 0,018
$\hat{C}^2$	—	0,034 ± 0,005
$\hat{e}$	0,561 ± 0,008	0,558 ± 0,008
$\log_e(L)$	-256130,3124	-256098,2697
LR	64,0854 (P<0,01)	

As proporções da variância total, resultante da variância do efeito permanente de meio ambiente da vaca, foram menores que as encontradas por DIMOV et al. (1995).

O componente de variância, referente à interação reprodutor x rebanho, representou somente 3,4% da variância total da produção de leite, ajustada a 305 dias de lactação e à idade adulta. MEYER (1987) observou valores similares na interação reprodutor x rebanho para produção de leite, nas primeiras lactações, ao utilizarem o modelo de reprodutor. BANOS e SHOOK (1990) observaram valores na proporção da variância total, em virtude da interação reprodutor x rebanho, de 1,84, 2,11 e 3,00 %, para primeira, segunda e terceira ordens de parto, respectivamente. DIMOV et al. (1995) encontraram, em rebanhos provenientes da Califórnia, valores de 1,5 % para a primeira lactação e de 1,9% para a primeira, segunda e terceira lactações em conjunto, e valores de 1,5 e 1,8% para a primeira e para as demais lactações, respectivamente, em rebanhos oriundos de Nova York e Pensilvânia. KELLEHER et al. (1967), LEE (1976), MOHAMMAD et al. (1982 a) e TONG et al. (1977) verificaram proporções da variância total, devidas à covariância ambiental entre meio-irmãs paternas, que variaram de 2 a 10%, estimadas pelos métodos I e III, de Henderson (HENDERSON, 1984).

Aparentemente, a inclusão da interação reprodutor x rebanho no modelo não provocou redução considerável da variância residual (Figura 2), contudo, esse efeito, quando considerado na análise, provocou aumento significativo ( $P < 0,01$ ) no logaritmo natural da função de verossimilhança (Tabela 15), conforme indicado pelo teste da razão de verossimilhança para modelos seqüencialmente reduzidos, o que indica a superioridade do modelo, quando se inclui a interação. MEYER (1987) verificou também maiores valores para os logaritmos das funções de verossimilhança em modelos que apresentavam interações reprodutor x rebanho e reprodutor x rebanho-ano-estação de parto, em relação ao modelo que desconsiderou essas interações.

As médias, os desvios-padrão, os valores mínimos e máximos e as amplitudes, para valores genéticos preditos com suas acurácias quando os

reprodutores são avaliados pelos modelos sem e com termo de interação reprodutor x rebanho, são apresentados na Tabela 16. O valor médio dos valores genéticos dos reprodutores, para produção de leite ajustada a 305 dias de lactação e à idade adulta da vaca, foi menor quando o modelo incluiu o termo de interação, embora os desvios-padrão tenham sido bem maiores que os valores médios. O mesmo comportamento pode ser observado para as amplitudes dos valores genéticos. Essa redução da amplitude dos valores genéticos, quando se inclui a interação reprodutor x rebanho no modelo, conduz à menor discriminação entre os reprodutores.

O alto valor para a correlação de Spearman confirma que praticamente não se esperam diferenças entre o ordenamento dos reprodutores quanto aos seus valores genéticos, quando se utiliza o modelo com ou sem inclusão da interação reprodutor x rebanho.

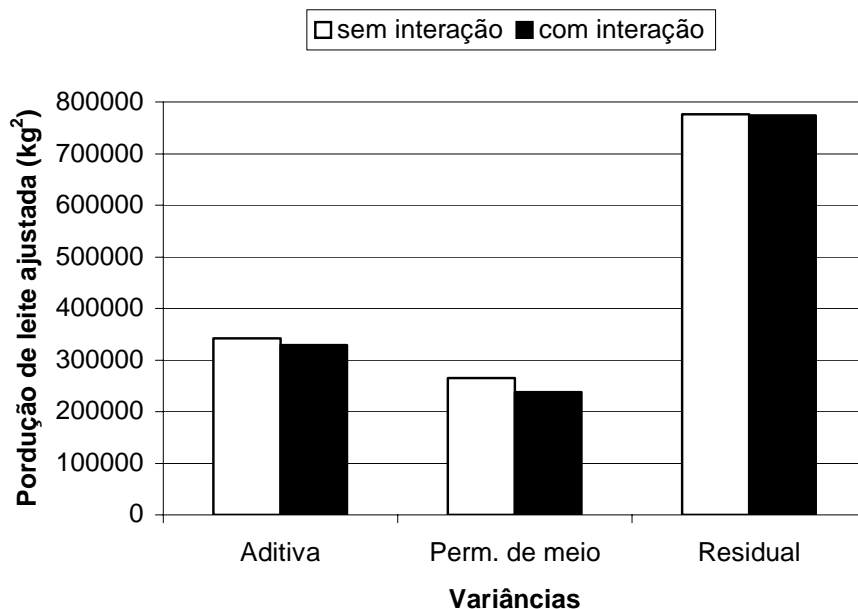


Figura 2 - Estimativas de componentes de variância para os efeitos genético aditivo, permanente de meio da vaca e residual, em modelos sem e com o termo de interação reprodutor x rebanho.

Tabela 16 - Médias, desvios-padrão, valores mínimos e máximos e amplitudes dos valores genéticos preditos ( $\hat{g}$ ), erros-padrão de predição (EP) e acurácias ( $R_{ti}$ ) dos reprodutores avaliados

<b>Modelos</b>	$\hat{g}$	<b>EP</b>	<b><math>R_{ti}</math></b>
<b>Sem interação</b>			
Média (kg)	224,1437	178,3675	0,9486
Desvio-padrão (kg)	457,9814	41,8637	0,0232
Mínimo (kg)	-920,8440	88,7000	0,87
Máximo (kg)	1.456,5800	289,6800	0,99
Amplitude (kg)	2.377,4240	200,98	0,12
<b>Com interação</b>			
Média (kg)	207,6270	189,6854	0,9408
Desvio-padrão (kg)	436,2188	41,4368	0,0261
Mínimo (kg)	-893,3270	98,3800	0,85
Máximo (kg)	1.361,1600	299,4500	0,99
Amplitude (kg)	2.254,4870	201,07	0,14
Correlação de Spearman	0,997		0,981

#### **4.5. Análise que considera a restrição de que os reprodutores possuam, no mínimo, 20 filhas em dois ou mais rebanhos**

A média e o desvio-padrão da produção de leite, ajustada a um período de lactação de 305 dias e à idade adulta da vaca, referentes a 20.885 lactações de filhas de 33 reprodutores que apresentavam, no mínimo, 20 filhas em dois rebanhos diferentes, foram iguais a  $6.913,13 \pm 1.508,36$  kg. Estimativas de componentes de variância, herdabilidades, proporção da variância fenotípica devido ao efeito permanente de meio ambiente da vaca ( $C^1$ ) e à proporção da variância fenotípica, em razão do efeito da interação reprodutor x rebanho ( $C^2$ ), quando considerada no modelo, bem como valores do logaritmo natural da função de verossimilhança, em modelos sem e com o termo de interação reprodutor x rebanho, são apresentadas na Tabela 17. As estimativas de herdabilidades, as proporções da variância fenotípica resultante da variância do efeito permanente de meio e a variância residual não diferiram entre os modelos sem e com interação.

A mesma tendência de redução dos componentes de variância, verificada em situações anteriores, foi observada quando o modelo incluía o termo de interação reprodutor x rebanho (Figura 3). Essa redução foi de, aproximadamente, 7% na variância genética aditiva e na variância decorrente do efeito permanente de meio.

O logaritmo natural da função de verossimilhança, no modelo que inclui a interação, foi significativamente maior ( $P < 0,01$ ) quando comparado ao do modelo sem o termo de interação.

O número de rebanhos, de filhas e os valores genéticos preditos com as acurácias dos 33 reprodutores, no ordenamento pelos valores genéticos nos modelos sem e com interação, podem ser observados na Tabela 18.

Tabela 17 - Estimativas de componentes de variância em razão do efeito genético aditivo ( $\hat{\sigma}_a^2$ ), efeito permanente de meio ambiente da vaca ( $\hat{\sigma}_{C1}^2$ ), efeito da interação reprodutor x rebanho ( $\hat{\sigma}_{C2}^2$ ), efeito residual ( $\hat{\sigma}_e^2$ ), herdabilidades, proporções da variância fenotípica decorrente do efeito permanente de meio ambiente da vaca ( $\hat{C}^1$ ), efeito da interação reprodutor x rebanho ( $\hat{C}^2$ ), efeito residual ( $\hat{e}$ ), valores do logaritmo natural da função de verossimilhança ( $\log_e(L)$ ), nos modelos sem e com termo de interação reprodutor x rebanho, e valor para o teste de razão de verossimilhança (LR)

Componentes de Variância	Modelos	
	Sem interação	Com interação
$\hat{\sigma}_a^2$	353.063,6329	329.078,6037
$\hat{\sigma}_{C1}^2$	245.330,9191	228.612,8459
$\hat{\sigma}_{C2}^2$	—	47.066,1039
$\hat{\sigma}_e^2$	748.778,5253	747.303,0793
Parâmetros		
$h^2$	0,262 ± 0,032	0,243 ± 0,032
$\hat{C}^1$	0,182 ± 0,028	0,169 ± 0,028
$\hat{C}^2$	—	0,035 ± 0,070
$\hat{e}$	0,556 ± 0,010	0,553 ± 0,010
$\log_e(L)$	-141.761,8165	-141.743,2342
LR	37,1646 (P<0,01)	



A correlação de Spearman entre os valores genéticos preditos dos reprodutores, obtidos pelos modelos sem e com interação reprodutor x rebanho, foi igual a 0,99, razão por que se espera pequena alteração no ordenamento dos valores genéticos dos reprodutores. Apesar disto, 60% dos reprodutores avaliados apresentaram menores valores genéticos preditos quando o modelo considerou a interação reprodutor x rebanho (Tabela 18).

Cerca de 79% dos reprodutores avaliados apresentaram as acurácias dos valores genéticos superestimadas em 0,01 unidade (Tabela 18), quando o modelo não incluiu a interação reprodutor x rebanho. Esse fato pode ser explicado pela maior amplitude dos valores genéticos preditos, a qual ocasionou maior valor para a estimativa de variância genética aditiva, provocando menores valores para a variância do erro de predição; como consequência, houve superestimação da acurácia dos valores genéticos. A interação reprodutor x rebanho, referida tanto na forma de interação genótipo x ambiente como na forma de covariância ambiental, procura quantificar a similaridade entre filhas de um reprodutor em um mesmo rebanho. Ao ignorar-se a interação reprodutor x rebanho, superestima-se o componente de variância genético aditivo, e o impacto dessa superestimação torna-se mais severo em avaliações de reprodutores cujas progênes estão localizadas em poucos rebanhos, uma vez que esses reprodutores teriam a acurácias de seus valores genéticos preditos superestimadas.

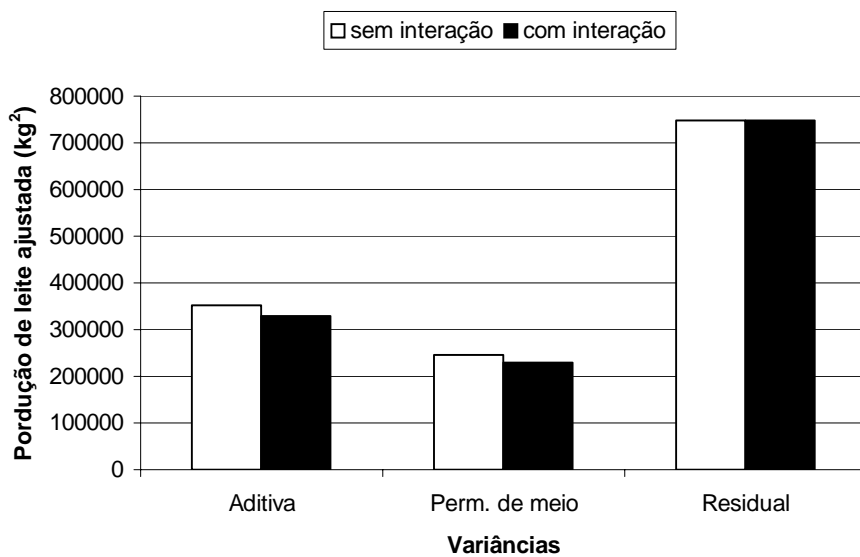


Figura 3 - Estimativas de componentes de variância para efeitos genético aditivo, permanente de meio e residual, em modelos sem e com o termo de interação reprodutor x rebanho.

Tabela 18 - Código dos reprodutores (REP), número de rebanhos (NR) e de filhas (NF), valores genéticos preditos (EBV) com as respectivas acurácias (Rti) de 33 reprodutores, e ordenamento dos valores genéticos nos modelos sem e com interação

REP	NR	NF	Modelo sem interação		Modelo com interação	
			EBV	Rti	EBV	Rti
44688	66	198	(01) 1644,65	0,95	(01) 1498,83	0,94
44635	78	194	(02) 1347,27	0,96	(02) 1287,70	0,95
45164	75	256	(03) 1151,57	0,96	(03) 1035,18	0,95
44766	88	258	(04) 783,23	0,97	(04) 710,31	0,96
44896	136	530	(05) 673,80	0,98	(05) 623,96	0,97
44764	73	236	(06) 535,20	0,97	(06) 547,39	0,96
44618	109	475	(07) 489,08	0,97	(11) 371,66	0,97
44781	64	166	(08) 432,12	0,95	(09) 385,47	0,94
44684	69	161	(09) 426,11	0,95	(07) 417,80	0,94
44676	99	315	(10) 400,14	0,97	(08) 416,00	0,97
44657	52	209	(11) 358,15	0,96	(10) 377,09	0,96
44674	107	404	(12) 296,22	0,98	(13) 322,21	0,97
44608	70	232	(13) 291,68	0,96	(12) 362,75	0,95
45010	62	181	(14) 225,47	0,95	(14) 201,15	0,94
45003	76	296	(15) 208,91	0,96	(15) 190,29	0,95
44900	128	571	(16) 134,09	0,98	(17) 109,48	0,97
45157	152	895	(17) 126,47	0,98	(16) 129,17	0,98
44736	76	217	(18) 106,58	0,96	(18) 86,11	0,96
44675	109	381	(19) -14,76	0,97	(20) -29,48	0,97
44607	47	185	(20) -32,34	0,96	(19) -19,65	0,95
44759	116	385	(21) -35,06	0,97	(21) -56,63	0,96
44915	88	328	(22) -72,22	0,97	(23) -86,57	0,97
44773	51	148	(23) -108,21	0,95	(22) -78,95	0,94
44621	109	418	(24) -110,25	0,97	(24) -125,64	0,97
44638	56	168	(25) -202,11	0,95	(26) -215,16	0,94
45021	62	338	(26) -253,37	0,97	(27) -253,42	0,96
44660	81	240	(27) -253,53	0,97	(25) -213,97	0,96
45112	59	184	(28) -258,75	0,94	(28) -280,11	0,93
44734	47	162	(29) -361,04	0,96	(29) -348,73	0,95
45075	110	521	(30) -461,82	0,98	(31) -469,78	0,97
45120	84	245	(31) -466,41	0,97	(30) -446,14	0,96
44678	78	274	(32) -813,07	0,97	(32) -830,14	0,96
45065	73	328	(33) -967,59	0,97	(33) -936,71	0,96

## 5. RESUMO E CONCLUSÕES

Dados de 53.937 lactações de 27.840 vacas da raça Holandesa, filhas de 272 reprodutores, distribuídas em 537 rebanhos, foram utilizados na verificação do efeito da interação reprodutor x rebanho sobre a heterogeneidade de variância da produção de leite e do efeito dessa interação sobre a acurácia dos valores genéticos dos reprodutores. A produção total de leite, ajustada a um período de lactação de 305 e à idade adulta, foi usada para estratificação dos rebanhos em três níveis, de acordo com o desvio-padrão fenotípico da produção de leite, sendo as classes definidas como alto ( $> 1.375$  kg), médio (1.165 a 1.375 kg) e baixo desvio-padrão fenotípico ( $< 1.165$  kg). Os componentes de variâncias foram estimados pela metodologia da máxima verossimilhança restrita, utilizando-se dois modelos que diferiram entre si apenas pela ausência e presença do termo de interação reprodutor x rebanho. Os meses de parto da vaca foram agrupados em duas épocas: seca (de abril a setembro) e águas (de outubro a março). De acordo com informação sobre ascendência e origem das vacas, os animais foram agrupados em dois grupos genéticos, puro de origem e puro por cruzas, sendo este último composto por animais com composição genética igual ou superior a 31/32 da raça Holandesa.

As médias da produção de leite e os componentes de variâncias, referentes aos efeitos genético aditivo, efeito da interação reprodutor x rebanho, quando incluídas no modelo, e o efeito residual aumentaram da classe de baixo para a classe de alto desvio-padrão fenotípico, e os componentes de variâncias, referentes ao efeito permanente de meio, foram maiores na classe de médio desvio-padrão fenotípico.

As estimativas de componentes de variâncias, obtidas pelo modelo que incluía a interação reprodutor x rebanho, foram ligeiramente menores quando comparadas com o modelo sem o termo de interação, ficando as estimativas de componentes de variância residuais, entre os dois modelos, bem próximas.

As estimativas de herdabilidade foram de 0,213; 0,219 e 0,350, para as classe de baixo, médio e alto desvios-padrão fenotípicos, respectivamente, no modelo sem interação reprodutor x rebanho, e de 0,197; 0,213 e 0,323, nas classe de baixo, médio e alto desvios-padrão fenotípicos, respectivamente, no modelo com o termo de interação. Nas análises de características múltiplas, os componentes de variâncias genética aditiva, permanente de meio e interação reprodutor x rebanho, de modo geral, foram maiores quando comparados com as estimativas obtidas em análise de característica simples, enquanto os componentes de variâncias residuais foram bem similares, o que resultou em maiores estimativas de herdabilidades nas análises de características múltiplas. Entre os modelos sem e com ajustamento à interação reprodutor x rebanho, as estimativas de herdabilidades ficaram bem próximas. As correlações genéticas entre produção de leite, nas diferentes classes de desvios-padrão fenotípicos, foram todas próximas da unidade.

As proporções da variância fenotípica total da produção de leite, atribuída à variância da interação reprodutor x rebanho, foram de 2,9; 2,6 e 4,4% nas classes de baixo, médio e alto desvios-padrão fenotípicos, respectivamente, nas análises de características simples, e de 2,7; 2,3 a 4,09%, nas classes de baixo, médio e alto desvios-padrão fenotípicos, respectivamente, na análise de características múltiplas. Como as estimativas

de herdabilidades foram maiores na classe de alto desvio-padrão fenotípico, conclui-se que grande parte da heterogeneidade de variância entre os rebanhos foi devida a fatores genéticos, razão pela qual, nesta situação, a interação reprodutor x rebanho seria pouco efetiva no controle da heterogeneidade de variância. Em avaliações genéticas dos animais, é importante identificar a presença de heterogeneidade de variância, bem como os fatores que a originaram.

Os logaritmos naturais das funções de verossimilhança, para todos os modelos em que se incluía a interação reprodutor x rebanho, foram significativamente maiores quando comparados com os valores obtidos de modelos sem o termo de interação.

Os valores genéticos para produção de leite dos reprodutores aumentaram da classe de baixo para a classe de alto desvio-padrão fenotípico. Embora não ocorresse nenhuma alteração de importância no ordenamento dos valores genéticos dos reprodutores, quando o modelo incluía a interação reprodutor x rebanho, ao ignorar-se a interação reprodutor x rebanho no modelo, havia aumento da amplitude dos valores genéticos preditos dos reprodutores e, como consequência, aumento do componente de variância genética aditiva, resultando em menores valores para a variância do erro de predição e, conseqüentemente, ligeira superestimação da acurácia da maioria dos valores genéticos preditos dos reprodutores. Essa superestimação não foi maior em razão da boa distribuição das progênes dos reprodutores em vários rebanhos. Assim, a distribuição dos reprodutores nos rebanhos, bem como o número de filhas distribuídas nestes rebanhos, é que irá determinar a necessidade de incorporar no modelo estatístico a interação reprodutor x rebanho.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AHMED, M. K. A. Sire by level of production interaction in dairy cattle. **World Review of Animal Production**, v.20, n. 4, p. 9-13, 1984.
- ARORA, K. K., FREEMAN, A. E. Environmental correlation between half sisters for milk and milk fat production. **Journal of Dairy Science**, v.54, n.6, p. 880-885, 1971.
- BANOS, G., SHOOK, G. E. Genotype by environment interaction and genetic correlations among parities for somatic cell count and milk yield. **Journal of Dairy Science**, v.73, n. 9, p.2563-2573, 1990.
- BASU, S. B., CHATTARAJI, J. Genotype-environment interaction in the evaluation of sires of crossbred cows. **Indian Journal of Animal Science**, v.58, n.7, p.808-811, 1988.
- BERESKIN, B., LUSH, J. L. Genetic and environmental factors in dairy sire evaluation. III. Influence of environmental and others extraneous correlations among the daughters. **Journal of Dairy Science**, v.48, n.3, p.356-360, 1965.
- BOLDMAN, K. G., FREEMAN, A. E. Adjustment for heterogeneity of variance by herd production level in dairy cow and sire evaluation. **Journal of Dairy Science**, v.73, n.2, p.503-512, 1990.

- BOLDMAN, K. G., KRIESE, L. A., VAN VLECK, L. D., VAN TASSELL, C. P., KACHMAN, S. D. **A manual for use of MTDFREML: a set of programs to obtain estimates of variances and covariances** (DRAFT). Lincoln: Department of Agriculture / Agriculture Research Service, 1995. 125 p.
- CHAUHAN, V. P. S., HAYES, J. F. Genetic parameters for first lactation milk production and composition traits for Holstein using multivariate REML. **Journal of Dairy Science**, v.74, n.3, p. 173, 1991.
- CANAVESI, F., SCHAEFFER, L. R., BURNSIDE, E. B., JANSEN, G. B., ROZZI, P. Sire by herd interaction effect when variances across herds are heterogeneous. I. Expected genetic progress. **Journal of Animal Breeding and Genetics**, v.112, n.2, p.95-106, 1995a.
- CANAVESI, F., SCHAEFFER, L. R., BURNSIDE, E. B., JANSEN, G. B., ROZZI, P. Sire by herd interaction effect when variances across herds are heterogeneous. II. Within-herd variance component estimates. **Journal of Animal Breeding and Genetics**, v.112, n.2, p.107-116, 1995b.
- CARABAÑO, M. J., VAN VLECK, L. D., WIGGANS, G. R., ALENDA, R. Estimation of genetic parameters for milk and fat yields of dairy cattle in Spain and the United States. **Journal of Dairy Science**, v. 72, n.11, p.3013-3022, 1990.
- CHOY, Y. S., LEE, K. J. Effects of permanent environment and herd-sire interaction on the model. **Korean Journal of Animal Science**, v.34, n. 6, p. 327-333, 1992.
- COSTA, C. N. **Genetic relationships for milk and fat yields between Brazilian and United States Holstein cattle populations**. Ithaca (NY): Cornell University, 1998. 175 p. Thesis (Doctor of Philosophy) - Ithaca (NY), 1998.
- COSTA, C. N. Interação genótipo x ambiente em gado de leite. In: SIMPÓSIO INTERNACIONAL DE GENÉTICA E MELHORAMENTO ANIMAL, 1, 1999, Viçosa. **Anais ...Viçosa: UFV**, 1999. p.161-191.
- DE VEER, J. C., VAN VLECK, L. D. Genetic parameters for first lactation milk yields at three levels of herd production. **Journal of Dairy Science**, v. 70, n.7, p.1434-1441, 1987.
- DICKERSON, G. E. Implication of genetic-environmental interaction in animal breeding. **Animal Production**, v.4, n.1, p.47-63, 1962.



- DIMOV, G., ALBUQUERQUE, L. G., KEOWN, J. F., VAN VLECK, L. D., NORMAN, H. D. Variance of interaction effects of sire and herd for yield traits of Holsteins in California, New York, and Pennsylvania with an animal model. **Journal of Dairy Science**, v.78, n.4, p. 939-946, 1995.
- DIMOV, G., KEOWN, J. F., VAN VLECK, L. D., NORMAN, H. D. Effect of variance of interaction effects of sire and herd on selection for milk and fat yield. **Journal of Dairy Science**, v.79, n.1, p. 140-144, 1996.
- DODENHOFF, J., SWALVE, H. H. Heterogeneity of variances across regions of northern Germany and adjustment in genetic evaluation. **Livestock Production Science**, v. 53, n.1, p.225-236, 1998.
- DONG, M. C., MAO, I. L. Heterogeneity of (co)variance and heritability in different levels of intra-herd milk production variance and of herd average. **Journal of Animal Science**, v.73, n.3, p.843-851, 1990.
- ENGEL, B., MEUWISSEN, T., DE JONG, G., BUIST, W. Prediction of breeding values with a mixed model with heterogeneous variances for large-scale dairy data. **Journal of Agricultural, Biological and Environmental Statistics**, v. 4, n.2, p.185-201, 1999.
- FALCONER, D. S. **Introduction to quantitative genetics**. 2.ed. New York: Longman, 1989. 340 p.
- FOULLEY, J. L., HENDERSON, C. R. A simple model to deal with sire by treatment when sires are related. **Journal of Dairy Science**, v.72, n. 1, p. 167-172, 1989.
- GARRICK, D. J., VAN VLECK, L. D. Aspects of selection for performance in several environments with heterogeneous variances. **Journal Animal Science**, v. 65, n.2, p.409-421, 1987.
- HILL, W. G., EDWARDS, M. R., AHMED, M. K. A., THOMPSON, R. Heritability of milk yield and composition at different levels and variability of production. **Animal Production**, v.36, n.1, p. 59-68, 1983.
- HENDERSON, C. R. **Application of linear models in animal breeding**. University of Guelph, 1984. 462 p.

- KELLEHER, D. J., FREEMAN, A. E., LUSH, J. L. Importance of bull x herd-year-season interaction in milk production. **Journal of Dairy Science**, v.50, n.10, p. 1703-1707, 1967.
- LEE, A. J. Relation between milk yield and age at first calving in first lactation. **Journal of Dairy Science**, v.59, n. 10 p. 1794-1801, 1976
- LYTTON, V. H., LEGATES, J. E. Sire by region interaction for production traits in dairy cattle. **Journal of Dairy Science**, v.49, n.7, p.874-878, 1966
- MAO, I. L., BURNSIDE, E. B. Sire by herd environment interaction for milk production. **Journal of Dairy Science**, v.52, n.7, p.105-1062, 1969.
- MEYER, K. Estimates of variance due to sire x herd interactions and environmental covariances between paternal half-sibs for first lactation dairy production. **Livestock Production Animal Science**, v.17,n. 1, p.95-115, 1987.
- MOHAMMAD, W. A., LEE, A. J., GROSSMAN, M. Interaction of sires with feeding and management factors in Illinois Holstein cows. **Journal of Dairy Science**, v.65, n.4, p. 625-631, 1982a.
- MOHAMMAD, W. A., LEE, A. J., GROSSMAN, M. Genotype-environment interaction in sire evaluation. **Journal of Dairy Science**, v.65, n.5, p. 857-860, 1982b.
- MRODE, R. A, SWANSON, G. J. T., SMITH, C., GARORA, J. S., BENKEL, B., CHESNAIS, J., FAIRFULL, W., GIBSON, J. P., KENNEDY, B. W., BURNSIDE, E. B. Animal model estimates of sire-herd interactions for production traits for the major dairy breeds in the United Kingdom. In: WORLD CONGRESS ON GENETICS APPLIED TO LIVESTOCK PRODUCTION, 5, 1994, Ontario. **Proceedings ...Ontario, 1994.** v.17, p. 19-22.
- NORMAN, H. D. Factors that should be considered in a national sire summary model. **Journal of Dairy Science**, v.57, n.7, p. 955-962, 1974.
- PACKER, I. U. Interação genótipo-ambiente em animais. In: SEMINÁRIO DE BIOTECNOLOGIA AGRÍCOLA, 3 , 1985, Piracicaba. **Anais ... Piracicaba: FEALQ, 1985.** p. 201-221.
- PAREKH, H. K. B., BAGHEL, A. S. Genotype X environment interaction for milk production using crossbred progenies in India: different approaches for its estimation. **Indian Journal of Dairy Science**, v.44, n.7, p. 406-411, 1991.

- QUAAS, R. L., POLLAK, E. J. Mixed model methodology for farm and ranch beef testing programs. **Journal of Animal Science**, v. 51, n.6, p.1277-1287, 1980.
- RAMALHO, M. A. P.; SANTOS, J. B.; PINTO, C. A. B. P. **Genética na Agropecuária**. 2. ed., São Paulo: Globo, 1990. 359 p.
- RAO, C. R. **Linear statistical inference and its applications**. 2. ed., New York: John Wiley e Sons, 1973. 552 p.
- RORATO, P. R. N., LÔBO, R. B., MARTINS FILHO, R., RIBAS, N. P. Efeito da interação genótipo-ambiente sobre a produção de leite da raça Holandesa, no estado do Paraná. **Revista da Sociedade Brasileira de Zootecnia**, v.23, n.5, p. 859-869, 1994.
- SEARLE, S. R. **Matrix algebra for biological science**. New York: Jhon Wiley and Sons, 1966. 296 p.
- SHORT, T. H., BLAKE, R. W., QUAAS, R. L., VAN VLECK, L. D. Heterogeneous within-herd variance: 1 - Genetic parameters for first and second lactation milk yield of grade Hostein cows. **Journal of Dairy Science**, v. 73, n.11, p.3312-3320, 1990.
- STANTON, T. L., BLAKE, R. W., QUAAS, R. L., VAN VLECK, L. D., CARABAÑO, M. J. Genotype by enviroment interaction for Holstein milk yield in Colombia, México and Porto Rico. **Journal of Dairy Science**, v.74, n.5, p.1700-1714, 1991.
- STATISTICAL ANALISYS SYSTEM INSTITUTE. **SAS User's Guide: Statistics** version 6, fourth edition. Cary: SAS Intitute Inc., 1990. 1686 p.
- TEIXEIRA, N. M., FREITAS, A. F., VALENTE, J. Correlação de meio-ambiente entre meio-irmãs paternas para a produção de leite na raça Holandesa. **Revista da Sociedade Brasileira de Zootecnia**, v.21, n.3, p.501-509, 1992.
- TOUCHBERRY, R. W., ROTTENSTEN, K., ANDERSEN, H. A comparison of dairy sire progeny tests made at special Danish testing satations with tests made in farmer herds. **Journal of Dairy Science**, v.43, n.9, p.529-545, 1960
- TONG, A K. W., KENNEDY, B. W., MOXLEY, J. E. Sire by herd interactions for milk yield and composition traits. **Canadian Journal of Animal Science**, v.57, n.3, p. 383-388, 1977.

TORRES, R. A. **Efeito da heterogeneidade de variância na avaliação genética de bovinos da raça Holandesa no Brasil.** Belo Horizonte: UFMG, 1998. 124 p. Tese (Doutorado em Ciência Animal) - Universidade Federal da Minas Gerais, 1998.

VAN TASELL, C. P, BERGER, P. J Consideration of sire relationships for estimation of variance components with interaction of herd and sire. **Journal of Dairy Science**, v.77,n.1, p.313-324,1994.

VERDE, O. G., WILCOX, C. J., MARTIN, F. G., REAVES, C. W. **Sire by herd interaction for milk production in Florida DHIA herds,** Gainesville: Florida University, 1972, 19 p.

VINSON, W. E. Potential bias in genetic evaluations from differences in variation within herds. **Journal of Dairy Science**, v.70, n.9, p.2450-2455, 1987.