

HERLUCE CAVALCANTI DA SILVA

**EFEITO DA INTERAÇÃO REPRODUTOR X REBANHO SOBRE A
PRODUÇÃO DE LEITE EM BUBALINOS**

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
2002

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

T

S586e
2002

Silva, Herluce Cavalcanti da , 1977-

Efeito da interação reprodutor x rebanho sobre a produção de leite em bubalinos / Herluce Cavalcanti da Silva.
– Viçosa : UFV, 2002.
51p. : il.

Orientador: Ricardo Frederico Euclides
Co-orientador: Humberto Tonhati
Dissertação (mestrado) – Universidade Federal de Viçosa

1. Búfalo - Componentes de variância. 2. Búfalo - Interação genótipo-ambiente. 3. Leite de búfala - Produção. 4. Búfalo - Melhoramento genético. I. Universidade Federal de Viçosa. II. Título.

CDD 19.ed. 636.20821
CDD 20.ed. 636.20821

HERLUCE CAVALCANTI DA SILVA

**EFEITO DA INTERAÇÃO REPRODUTOR X REBANHO SOBRE A
PRODUÇÃO DE LEITE EM BUBALINOS**

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: 16 de agosto de 2002.

Prof. Paulo Sávio Lopes

Prof. Robledo de Almeida Torres
(Conselheiro)

Prof. Humberto Tonhati
(Co-orientador)

Prof^a. Carmem Silva Pereira

Prof. Ricardo Frederico Euclides
(Orientador)

*Para minha filha, Priscilla, fonte de toda minha inspiração, força e
perseverança.*

*Para meus pais, Hélio e Lenilce, para meus irmãos, Helenice e Hélio Filho, para
meus queridos avós, Antônio e Maria, e ao meu namorado Benjamim.*

AGRADECIMENTO

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.

Ao Programa de Controle Leiteiro do Departamento de Zootecnia da Universidade Estadual Paulista (UNESP), campus de Jaboticabal e aos criadores de búfalos, pela concessão dos dados, essenciais à realização deste estudo.

Ao Prof. Ricardo Frederico Euclides, pela oportunidade concedida, pela confiança, pelo apoio e pela orientação no mestrado.

Ao Prof. Humberto Tonhati, pela credibilidade e orientação.

Ao Prof. Robledo de Almeida Torres, pelos ensinamentos e aconselhamentos.

Ao Prof. Paulo Sávio Lopes e Profa. Carmen Silva Pereira, pela atenção e sugestões.

A família de amigos Cláudio, Simone e João Pedro, pela ajuda nas análises, ensinamentos, companheirismo e compreensão.

A Marcelo Silva de Freitas, pela amizade e companhia nos momentos difíceis.

A amiga Fernanda, pelo apoio e pelos momentos de descontração.

Aos amigos e colegas de pós-graduação, Adriana, Aldrin, Amauri, Antônio Policarpo, Elizangela, Fabiano, Fausto, Felipe, Giselle, Guilherme, Gustavo, Jaime, José Marques, Leandro, Lindenberg, Marcos Vinícios, Mirella, Paulo Carneiro, Rachel, Renata, Ricardo, Urbano, Vicente, pelo convívio e incentivo.

A Rodolpho, pelo acolhimento e receptividade na chegada a Viçosa.

As amigas e companheiras de república, Cristina, Janice, Lílian e Sandra pela agradável convivência.

A minha família, pelo incentivo e dedicação.

A minha filha, pela compreensão, paciência, amor e incentivo.

Ao meu namorado, Benjamim, pelo apoio e dedicação.

Ao professor José de Carvalho Reis, pelos ensinamentos, amizade e incentivo.

Aos inesquecíveis colegas de graduação, Aldinete, Ana Cláudia, Antônio, Eduardo, Fátima, Gladston, Janaína, Lindiana, Mônica, Neto, Ricardo, Robson, Rodrigo, Sylvia, Sólon, que sempre torceram, acreditaram e incentivaram.

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

E acima de tudo, a DEUS, por toda ajuda concedida e força nos momentos difíceis.

BIOGRAFIA

Herluce Cavalcanti da Silva, filha de Hélio Cavalcanti da Silva e Maria Lenilce Cavalcanti da Silva, natural de Jaboatão dos Guararapes, Estado de Pernambuco, nasceu em 31 de março de 1977.

Em agosto de 1995, iniciou o curso de Zootecnia no Departamento de Zootecnia da Universidade Federal Rural de Pernambuco, em Recife, PE, sendo bolsista do Programa Especial de Treinamento (PET- CAPES), do Departamento de Zootecnia, por 4 anos.

Em agosto de 2000, graduou-se em Zootecnia pela Universidade Federal Rural de Pernambuco e iniciou o curso de Mestrado em Zootecnia, na área de Melhoramento Animal, na Universidade Federal de Viçosa.

Em 16 de agosto de 2002, submeteu-se ao exame final de defesa de tese.

CONTEÚDO

RESUMO.....	viii'
ABSTRACT.....	x'
1 INTRODUÇÃO.....	1
2 REVISÃO DE LITERATURA.....	3
2.1 Interação genótipo x ambiente.....	3
2.2 Tipos de interação genótipo x ambiente.....	6
2.3 Estimacão da interação genótipo x ambiente.....	8
2.4 Estudos de interação genótipo x ambiente em gado de leite.....	9
2.5 Tendência genética.....	12
3 MATERIAL E MÉTODOS.....	15
3.1 Material.....	15
3.2 Métodos.....	21
3.2.1 Modelos.....	23
3.2.1.1 Análises de característica simples que não considera o termo da interação.....	23
3.2.1.2 Análises de característica simples que inclui o termo da interação.....	25
3.2.2 Efeito da interação reprodutor x rebanho ou reprodutor x rebanho- ano sobre a acurácia dos valores genéticos dos reprodutores.....	28
3.2.3 Teste da razão de verossimilhança.....	29

3.2.4	Correlação entre os valores genéticos.....	30
3.2.5	Estudo da tendência genética.....	30
4	RESULTADO E DISCUSSÃO.....	31
4.1	Efeito da interação reprodutor x rebanho sobre as estimativas dos componentes de variância.....	31
4.2	Efeito do termo da interação sobre os valores genéticos preditos dos reprodutores.....	35
4.3	Tendência genética.....	42
5	RESUMO E CONCLUSÕES.....	44
	REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	47

RESUMO

SILVA, Herluce Cavalcanti da, M.S., Universidade federal de Viçosa, agosto de 2002. **Efeito da interação reprodutor x rebanho sobre a produção de leite em bubalinos.** Orientador: Ricardo Frederico Euclides. Co-Orientador: Humberto Tonhati. Conselheiro: Robledo de Almeida Torres.

Foram utilizados dados de produção de leite, provenientes de rebanhos bubalinos do Estado de São Paulo, coletados pelo Programa de Controle Leiteiro do Departamento de Zootecnia da UNESP – Jaboticabal. A análise visava verificar a efetividade da inclusão do termo da interação reprodutor x rebanho ou reprodutor x rebanho-ano no modelo para as estimativas dos componentes de variância, para a avaliação genética dos reprodutores e para a tendência genética no período de 1987 a 2001. Os dados de produção de leite até 305 dias de lactação foram distribuídos de acordo com a idade ao parto e duração da lactação. Os componentes de variância foram estimados através da máxima verossimilhança restrita (REML), utilizando-se três modelos animais de característica simples. O teste da razão de verossimilhança foi utilizado para se avaliar a importância da inclusão do termo da interação no modelo. A estimativa do componente de (co)variância genética aditiva apresentou reduções de 0,62% e 2,42%, já para o componente de (co)variância permanente de meio reduziu em

0,098% e aumentou 0,10% ,para o componente de (co)variância residual as reduções foram de 1,92% e 4%, para os modelos que continham a interação reprodutor x rebanho e reprodutor x rebanho-ano, respectivamente, em relação ao modelo sem o termo da interação. Os valores de herdabilidade obtidos para a produção de leite foram 0,32 para os modelos sem e com o termo da interação reprodutor x rebanho e de 0,31 para o modelo com a interação reprodutor x rebanho-ano. O teste da razão de verossimilhança foi significativo ($P < 0,05$) para o modelo com a interação reprodutor x rebanho-ano. A média dos valores genéticos aditivos preditos praticamente não se alterou entre os modelos sem e com interação reprodutor x rebanho, com redução para o modelo que continha o termo da interação reprodutor x rebanho-ano. Do mesmo modo se comportou a amplitude entre os valores genéticos aditivos. As correlações de Pearson e Spearman entre os valores genéticos aditivos preditos e entre a ordem de classificação destes valores, foram iguais a unidade para os modelos sem e com a interação reprodutor x rebanho e ligeiramente abaixo da unidade para o modelo que continha a interação reprodutor x rebanho-ano. A acurácia dos valores genéticos aditivos preditos foi pouco afetada quando o modelo de análise considerou o termo referente a interação reprodutor x rebanho-ano. Avaliação semelhante foi realizada para 5, 10, 25, 40, 50 e 100% dos animais com resultados próximos aos encontrados para as avaliações dos reprodutores. A estimativa da tendência genética anual para a produção de leite com base nos 436 animais foi de $-4,32 \pm 4,00$ kg entre os anos de 1987 a 1993. No período de 1993 a 2001 a tendência genética estimada foi de $24,86 \pm 5,88$ kg. Quando foi considerado o período total entre os anos de 1987 a 2001 a estimativa foi de $19,01 \pm 2,89$ kg.

ABSTRACT

SILVA, Herluce Cavalcanti da, M.S., Universidade Federal de Viçosa, August 2002. **Sire-by-herd interaction effect on the milk yield of buffaloes.** Adviser: Ricardo Frederico Euclides. Co-adviser: Humberto Tonhati. Committee member: Robledo de Almeida Torres.

Milk yield records from buffaloes herds of São Paulo State, provided by the Milking Recording Program of the Department of Animal Science/UNESP – Jaboticabal, was used. The objective of the analysis was to verify the effectiveness of including a sire-by-herd or sire-by-herd-year interaction effect in the model for the variance components estimates, for the sire genetic evaluation and the genetic trend, from 1987 to 2001. Milk yield records adjusted for 305 days of lactation were estimated according to the age at calving and lactation length. The variance components were estimated by the Restricted Maximum Likelihood Methodology, using three single trait animal models. Likelihood ratio test was used to estimate the importance of including a interaction effect in the model. The additive genetic covariance component estimate showed reduction of .62 and 2.42%, while the environment permanent covariance component showed reduction of .098% and increase of .10%. The residual covariance component showed reduction of 1.92 and 4%, for the models including a sire-by-herd and sire-by-herd-year interaction, respectively, compared to the model without the interaction effect. The heritability values obtained for milk yield were .32 for the

models including or not sire-by-herd interaction effect and .31 for the model including sire-by-herd-year interaction effect. Likelihood ratio test was significant ($P < .05$) for the model including a sire-by-herd-year interaction effect. The average predicted additive genetic values did not change between the models including or not sire-by-herd interaction effect, showing reduction for the model including sire-by-herd-year interaction effect. The range among the additive genetic values showed the same results. Pearson and Spearman correlations among the predicted additive genetic values and the rank order of these values were similar to the unit for the models without and with a sire-by-herd interaction effect and smaller than the unit for the model with a sire-by-herd-year interaction effect. The accuracy of the predicted additive genetic values was less affected when the model included the sire-by-herd-year interaction effect. Similar evaluation was performed for 5, 10, 25, 40, 50 and 100% of animals, with results similar to those obtained with sire evaluations. Annual genetic trend estimate for milk yield, based on the 436 animals, was of -4.32 ± 4.00 kg from 1987 to 1993. Estimated genetic trend from 1993 to 2001 was of 24.86 ± 5.88 kg. When the total period (from 1987 to 2001) was considered, the estimate was of 19.01 ± 2.89 kg.

1 INTRODUÇÃO

A bubalinocultura vem ganhando destaque na exploração animal em todo o mundo. Os búfalos são animais dóceis, precoces, longevos, apresentam boa conversão alimentar e adaptabilidade, produzem trabalho e podem ocupar áreas inóspitas para exploração de outros animais.

Metade da população mundial de búfalos encontra-se na Índia e é responsável por 65% da produção de leite e produtos lácteos. Porém, é na Itália que a espécie é explorada de forma mais tecnificada, com moderno programa de melhoramento genético.

O búfalo pode ser explorado para produção de leite, carne e, em algumas regiões, para trabalho. O seu leite apresenta um alto teor de gordura, em torno de 7%, sendo destinado, principalmente, para a fabricação de queijos. Vem se tornando uma alternativa interessante para os produtores pelo preço diferenciado que é pago ao leite bubalino.

No Brasil, o maior efetivo encontra-se na Ilha do Marajó, porém, é na região Sudeste que encontramos destaque na exploração leiteira e no Sul para produção de carne.

As principais raças exploradas no Brasil são a Murrah, Jafarabadi, Mediterrâneo e Carabao, sendo esta última utilizada mais como animal de tração. A primeira associação de criadores de búfalos foi criada aqui no Brasil. Apesar disto e do empenho de vários criadores e pesquisadores, são poucas as propriedades que fazem a escrituração zootécnica do seu rebanho, o que dificulta a pesquisa e melhoria da espécie.

De acordo com TONHATI (1997), a quase totalidade dos criatórios adota um regime extensivo, caracterizado pela falta de controle zootécnico, sanitário e nutricional, desconhecendo o desempenho dos búfalos quanto ao ganho em peso, produção e qualidade do leite e características reprodutivas. As pesquisas com esses animais como produtores de leite vem ganhando força, porém, muitos estudos ainda necessitam ser realizados.

COSTA et al. (1999) citam que a variação na produção de leite, entre e dentro de raças, indica que esta característica depende da expressão de um conjunto de genes e de suas interações com o meio ambiente.

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.

Este estudo objetivou estimar os componentes de variância para o efeito da interação reprodutor x rebanho ou reprodutor x rebanho-ano sobre as produções de leite em registros de lactações de búfalas, verificar o efeito desta interação sobre a avaliação genética dos reprodutores e averiguar o progresso genético que vem ocorrendo nestes rebanhos bubalinos.

2 REVISÃO DE LITERATURA

2.1 Interação Genótipo x Ambiente

A correta avaliação do genótipo pelo seu respectivo fenótipo é a base de todos os planos de melhoramento genético animal. Na presença de interação genótipo x ambiente, essa avaliação poderá variar de um ambiente para outro.

Os grandes avanços tecnológicos, principalmente, na área de reprodução com adoção de práticas como a inseminação artificial e a transferência de embriões, colocou em evidência o problema da interação genótipo x ambiente. Questiona-se: o animal selecionado como superior e melhorador numa determinada localidade e sob específicas condições de ambiente, daria iguais resultados em outras situações?

É evidente que animais superiores em clima temperado são de desempenho inferior em clima tropical. Porém, não é claro, se pequenas diferenças de condições de ambiente exigem, também, raças com adaptação local, nem é evidente quanto do melhoramento feito em um ambiente será transferido para outro ambiente.

A interação genótipo x ambiente pode existir, quando diferenças fenotípicas entre genótipos variam de ambiente para ambiente; por exemplo, quando alguns genótipos são superiores em alguns ambientes e outros genótipos são superiores em outros (REIS e LOBO, 1991).

Em um determinado ambiente, a manifestação fenotípica é o resultado da ação do genótipo sob influência do meio. Entretanto, quando se considera uma série de ambientes, detecta-se, além dos efeitos genéticos e ambientais, um efeito adicional, proporcionado pela interação dos mesmos.

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).

De acordo com PACKER (1985) a produção animal em determinado ambiente seria consequência dos genes responsáveis pela produção em si mais o efeito dos genes relacionados com adaptação específica ao referido ambiente. Assim sendo, modificação nas condições de ambiente acarretaria a necessidade de substituição, no genótipo, dos genes responsáveis pela adaptabilidade, sob pena de se estar restringindo, em algum grau, a manifestação dos genes responsáveis pela produção e o genótipo teria sua expressão fenotípica prejudicada.

BOWMAN (1972) cita que em alguns casos as interações genótipo x ambiente podem acarretar mudanças na ordenação dos genótipos em diferentes ambientes e, ou mudanças na magnitude absoluta e relativa das variâncias genética, ambiente e fenotípica entre ambientes.

A presença da interação genótipo x ambiente já foi comprovada por vários pesquisadores. No entanto, o desafio é avaliar a extensão nos genótipos e ambientes sobre as quais ela é suficientemente grande para ter importância econômica. De acordo com COSTA (1999), os programas de melhoramento delineados para melhorar o desempenho dos animais em diferentes ambientes não devem ignorar a possibilidade de interação genótipo x ambiente. Um componente importante dos programas de seleção é a predição precisa dos valores genéticos. A modelagem apropriada das avaliações genéticas deve considerar as mudanças potenciais na classificação, magnitude dos valores genéticos e ganhos genéticos nos diferentes ambientes, o que seria uma indicação de interação genótipo x ambiente.

Segundo MUÑOZ (1999), a existência de interação genótipo x ambiente condiciona a que os touros leiteiros apresentem diferentes desempenhos entre ambientes, modificando o progresso genético esperado. Portanto, é indispensável que nas avaliações genéticas este tipo de fator seja considerado, quando os animais encontram-se em circunstâncias ambientais diversas.

Em características cuja expressão é limitada pelo sexo, como a produção de leite em machos, a predição dos valores genéticos dos reprodutores é obtida pelo desempenho de suas filhas. É importante que se considere além do ambiente no qual as progênes desses reprodutores estão sendo criadas, a distribuição destas em ambientes diferenciados (ARAÚJO, 2000).

REIS e LOBO (1991) relatam que com a seleção dos melhores num ambiente de alta qualidade há tendência de selecionar os genótipos com elevado valor de resposta. Em contraste, na seleção dos melhores em um ambiente de baixa qualidade há tendência de selecionar, em geral, os genótipos com baixa capacidade de resposta. Nessa informação fica ressaltada a tendência das respostas se associarem negativamente com as médias fenotípicas nos ambientes de baixa qualidade e positivamente com essas médias, nos ambientes de alta qualidade. Nos ambientes de qualidade intermediária não se manifesta tendência definida na associação entre respostas e médias fenotípicas. Desses resultados se depreende que o ambiente de seleção condiciona os resultados do processo.

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 e companheiras de rebanho (MEYER, 1987; BANOS e SHOOK, 1990; e COSTA, 1999).

BERESKIN e LUSH (1965), NORMAN (1974) e MEYER (1987) apud ARAÚJO (2000), 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.

2.2 Tipos de Interação Genótipo x Ambiente

Vários geneticistas tentaram classificar os diferentes tipos de interação genótipo x ambiente de forma simples. STANTON et al. (1991) afirmam, que diferenças nas respostas à seleção verificadas em ambientes distintos, são geralmente atribuídas a dois tipos de interação genótipo x ambiente. O primeiro tipo acontece quando a correlação genética entre o desempenho nos distintos ambientes é menor que a unidade, indicando que diferentes bases genéticas estariam atuando para a expressão da característica nestes ambientes. Desta forma duas situações podem ocorrer: a ordenação dos indivíduos mudaria, significando que a expressão fenotípica dos diversos genótipos se alteraria sob a ação do ambiente, evidenciando uma situação clássica da interação; a classificação dos animais não seria afetada, porém a magnitude da expressão fenotípica dos diversos genótipos mudaria como

consequência do meio. O segundo tipo seria consequência da heterogeneidade de variância, neste caso, a correlação genética entre os ambientes é 1,0, mas a escala entre os valores genéticos, para uma característica, é diferente entre ambientes.

REIS e LOBO (1991), apresentam os principais tipos de interação genótipo x ambiente segundo vários autores que serão descritos a seguir:

Haldane (1946) considerando dois genótipos (A,B) e dois ambientes (X,Y), classificou seis diferentes tipos de interações, considerando que o genótipo A no ambiente X teria sempre a melhor classificação e que as diferenças entre todos ou alguns tipos poderiam ser estatisticamente significativas. Assim sendo, o autor admitiu que, com m genótipos e n ambientes, existiria $(m \ n)! / m! \ n!$ tipos diferentes de interação.

McBride (1958) classificou os genótipos como inter e intra populações e os ambientes como macro e micro, resultando em quatro diferentes tipos de interações.

Uma abordagem semelhante a de McBride (1958) foi realizada por Dunlop (1962) para classificar as interações, considerando as diferenças genéticas e os níveis de ambientes. A seguir é apresentada uma descrição de cada um dos tipos de interação:

- Tipo I: diferenças pequenas entre genótipos e ambientes. É de pouca importância e difícil de ser medida. Quando existe, tende a reduzir a herdabilidade e dificultar o progresso genético. Pode ocorrer quando um grupo de indivíduos é transferido de condições favoráveis a outras menos favoráveis, alterando-se o comportamento relativo dos indivíduos para um dado caráter.
- Tipo II: diferenças grandes entre genótipos e pequenas entre ambientes. Raramente tem valor, além de ser complicado de se estimar. É o caso de diversas raças criadas numa determinada área com pequenas diferenças de ambientes.
- Tipo III: diferenças pequenas entre genótipos e grandes entre ambientes. É de grande importância, principalmente, quando se leva em conta práticas como a

inseminação artificial. É observada em plantéis de seleção que, em geral, são localizados nas melhores regiões e onde são utilizadas práticas de manejo bem acima da tradicional. Os reprodutores produzidos nesses plantéis são, então, distribuídos para serem usados nos mais variados ambientes.

- Tipo IV: diferenças grandes entre genótipos e ambientes. Deve-se reconhecer a existência de uma combinação ótima entre genótipos e ambientes visando maximizar a produção, além de se verificar experimentalmente sua existência e sua magnitude.

Pani (1971) baseado no ponto de vista de Haldane, porém, levando em consideração a ordem de classificação dos genótipos em diferentes ambientes, significância estatística do efeito da interação e os diferentes tipos de interação relatados na literatura, propôs um novo método de classificação das interações. O tipo 1 não há mudança da ordem de classificação e a interação é não significativa; o tipo 2 ocorre mudança na classificação e a interação é não significativa; o tipo 3 não ocorre mudança na classificação e a interação é significativa, já o tipo 4 ocorre alteração na classificação e a interação é significativa.

2.3 Estimação da Interação Genótipo x Ambiente

De acordo com FALCONER (1952), a correlação genética entre as manifestações fenotípicas da mesma característica em diferentes ambientes, permite determinar a existência de interação genótipo x ambiente entre ambientes. Quando a correlação genética for menor que a unidade, seria rejeitada a idéia de que a expressão de uma característica é controlada pelos mesmos genes e que existem mudanças substanciais nos valores genéticos dos animais nos diversos ambientes.

A estimação de interação genótipo x ambiente, por correlação genética, normalmente envolve coeficientes obtidos por correlações intraclasse, correlações de ranking e correlação produto momento (correlação interclasse). A decisão do

método adequado depende da melhor combinação possível entre a aplicação das análises estatísticas e da estrutura dos dados disponíveis.

A alteração na ordem de classificação dos genótipos foi o método mais utilizado para mostrar a presença de interação genótipo x ambiente. Os genótipos são avaliados separadamente para cada ambiente e o valor da correlação dos valores genéticos aditivos ou das ordens de classificações relativas com a respectiva significância estatística, seria o indicativo de interação genótipo x ambiente.

Pode acontecer que não exista alteração dos postos relativos dos genótipos, mas sim diferenças nos valores genéticos dos animais e diferentes proporções das variâncias genéticas aditivas sobre as variâncias fenotípicas entre ambientes, indicando a existência de interação genótipo x ambiente.

A presença de interação genótipo x ambiente pode ser testada pela da estimação de componentes de variância comparando-se modelos que incluam ou não, o efeito de interação genótipo x ambiente (MEYER, 1987; BANOS e SHOOK, 1990; VAN TASSELL e BERGER, 1994).

2.4 Estudos de Interação Genótipo x Ambiente em Gado de Leite

TOUCHBERRY et al. (1960), LYTTON e LEGATES (1966), ao estudarem registros de produções de leite de primeiras lactações, estimaram coeficiente de correlação entre os valores genéticos aditivos de um mesmo touro, igual a 0,68 e 0,74, respectivamente.

Avaliando a importância da interação reprodutor x rebanho-ano-estação para a produção de leite em rebanhos da raça Holandesa, KELLEHER et al. (1967), encontraram que 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.

VERDE et al. (1972a) analisaram registros de produção de leite, de primeiras lactações, em rebanhos Guernsey, Holandês e Jersey, encontraram que a interação reprodutor x rebanho respondeu por pequena proporção da variância fenotípica.

LEE (1976) utilizou registros de primeiras lactações, de vacas da raça Holandesa, no Canadá, visando estimar os componentes de variância e covariância entre produção de leite e a idade da vaca no parto. A interação reprodutor x rebanho explicou somente 2% da variância total da produção de leite. Já MOHAMMAD et al. (1982a) encontrou que o componente de variância, referente a interação reprodutor x rebanho foi responsável por 10% da variação total.

TONG et al. (1977), visando averiguar a interação reprodutor x rebanho para produção de leite em rebanhos da raça Holandesa, encontraram que a interação foi responsável por 4,1% da variação total, resultado semelhante foi encontrado por BANOS e SHOOK (1990).

MOHAMMAD et al. (1982b), utilizando 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, estimaram valores genéticos aditivos de reprodutores para produção de leite. Foram observadas reduções na amplitude dos valores genéticos dos reprodutores, quando algumas das interações foram incluídas no modelo. As correlações de Spearman entre a ordem de classificação dos valores genéticos aditivos preditos por meio dos modelos sem e com 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.

MEYER (1987), utilizando registros de primeira lactação em novilhas de diferentes grupos genéticos de rebanhos da raça Holandesa, 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, observou que o modelo que continha o termo da interação reprodutor x rebanho-ano-estação apresentou maior proporção da variância fenotípica em relação ao que incluía a interação reprodutor x rebanho. A 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.

Também TEIXEIRA et al. (1992), visando 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. Concluíram que essa correlação deveria ser considerada na avaliação genética de reprodutores

BASU e CHATTARAJI (1988), encontraram maiores valores para herdabilidade e valores genéticos aditivos dos reprodutores quando o modelo de avaliação genética incluía o termo da interação reprodutor x rebanho.

CHOY e LEE (1992) estudando o efeito da interação reprodutor x rebanho, observaram que o efeito da interação 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.

MRODE et al. (1994) utilizaram registros de produção de leite referentes às primeiras cinco lactações de vacas da raça Holandesa, da raça Shorthorn, da raça Jersey, da raça Ayrshire e da raça Guernsey, 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.

DIMOV et al. (1995), ao utilizarem registros de produção de leite na primeira, na segunda e na terceira lactação, de animais da raça Holandesa, encontraram que a proporção da variância fenotípica 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.

2.5 Tendência Genética

O desempenho produtivo de um animal é atribuído a uma combinação do potencial genético e do meio ambiente. Da mesma forma, a mudança no desempenho de uma população, ao longo do tempo, possui um componente genético e outro de ambiente. A mudança por unidade de tempo, atribuída ao ambiente, é

conhecida como tendência de meio ambiente, já aquela atribuída às modificações do valor genético médio é chamada de tendência genética ou taxa de progresso genético.

EUCLIDES FILHO et al. (1997) relatam que é essencial proceder ao acompanhamento dos progressos genéticos acumulados ao longo dos anos em projetos de seleção, de forma a quantificar a mudança genética que vem se processando e também avaliar os benefícios e proceder aos ajustes, quando for conveniente.

TEIXEIRA et al. (1994) afirmam que existem várias razões para se estimarem tendências genéticas e possivelmente, dentre estas, o fato de que a tendência genética representa um vício nas avaliações de touros seja a mais importante. Além de se poder avaliar a eficiência dos programas de seleção por meio da mudança genética anual. Segundo HUDSON e KENNEDY (1985), permitem monitorar a eficácia das estratégias de melhoramento e assegurar que a pressão de seleção seja direcionada para as características de importância econômica, além de auxiliar na definição dos objetivos da seleção.

De acordo com DURÃES et al. (2001), desde a década de 50, em várias partes do mundo, vêm sendo divulgadas estimativas de ganhos genéticos ou tendências genéticas, empregando-se diferentes metodologias de estimação. Os valores encontrados, em geral, variam com a metodologia empregada.

De acordo com RENDEL e ROBERTSON (1950) são possíveis ganhos genéticos anuais, para produção de leite, superiores a 2% da média. Sendo necessária intensa e acurada seleção dos animais a serem utilizados como pais de touros e de vacas, bem como redução do intervalo de gerações. Segundo VAN TASSELL e VAN VLECK (1991), as causas de ganhos inferiores a 2% podem ser atribuída à ênfase dada em outras características, e não na produção de leite, como o tratamento preferencial, a baixa intensidade de seleção de touros pais de touros e os longos intervalos de geração para touros e vacas, selecionados como pais de touros.

As estimativas do progresso genético são de grande importância para os programas de melhoramento animal. É necessário acompanhar o progresso genético dos rebanhos a fim de orientar os produtores na melhor utilização dos recursos genéticos existentes. O estudo da tendência genética para produção de leite foi realizado visando uma apreciação da situação do melhoramento genético dos rebanhos bubalinos para esta característica.

3 MATERIAL E MÉTODOS

3.1 Material

Os dados utilizados neste trabalho são provenientes de rebanhos bubalinos do estado de São Paulo, coletados pelo Programa de Controle Leiteiro do Departamento de Zootecnia da Universidade Estadual de São Paulo – UNESP, campus de Jaboticabal. Os registros iniciais 3.920 lactações de 1.641 animais, distribuídas em 11 rebanhos, com datas de parto nos anos de 1986 a 2001, filhas de 97 touros e 531 mães.

Os dados foram editados de forma a eliminar registros de lactações incompletas e encerradas por causas anormais de secagem, lactações inferiores a 64 dias e registros após 305 dias de lactação, com a idade da búfala no parto que variou de 23 a 266 meses.

Os meses de parto das búfalas foram agrupados em duas épocas de parto, 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

e ano foram agrupados em subclasses, sendo exigidos, no mínimo, quatro observações por subclasse de rebanho-ano.

Para que fosse possível investigar o efeito da interação reprodutor x rebanho ou reprodutor x rebanho-ano sobre a produção de leite, foi exigido que cada reprodutor tivesse, no mínimo, 2 filhas em mais de um rebanho.

Feitas às eliminações necessárias, o arquivo de dados constituiu de 1.340 lactações, oriundas de 456 búfalas, filhas de 17 reprodutores, as quais pariram no período de 1987 a 2001, distribuídas em 6 rebanhos. A duração da lactação se manteve de 64 a 305 dias, havendo mudança na idade ao parto que variou de 23 a 242 meses. As distribuições das lactações por ano e por época de parto das búfalas encontram-se nas Tabelas 1 e 2. As Tabelas de 3 a 8 que apresentam frequências de reprodutores e rebanhos são mostradas visando uma melhor compreensão dos dados. Pode-se observar que a conectabilidade dos dados é feita através dos touros do rebanho 2.

Tabela 1. Distribuição das lactações das búfalas por ano de parto.

<i>Número de Observações por Ano</i>				
Ano	Frequência	Porcentagem	Frequência Acumulada	Porcentagem Acumulada
1987	39	2,91	39	2,91
1988	38	2,84	77	5,75
1989	44	3,28	121	9,03
1990	77	5,75	198	14,78
1991	66	4,93	264	19,70
1992	59	4,40	323	24,10
1993	96	7,17	419	31,27
1994	90	6,12	509	37,99
1995	137	10,22	646	48,21
1996	107	7,99	753	56,19
1997	102	7,61	855	63,81
1998	117	8,73	972	72,54
1999	140	10,45	1.112	82,99
2000	134	10,00	1.246	92,99
2001	94	7,01	1.340	100,00

Tabela 2. Distribuição das lactações das búfalas por época de parto.

<i>Número de Observações por Época</i>				
Época	Frequência	Porcentagem	Frequência Acumulada	Porcentagem Acumulada
1	823	61,42	823	61,42
2	517	38,58	1.340	100,00

Tabela 3. Distribuição do número de filhas por reprodutor.

<i>Número de Filhas por Reprodutor</i>				
Reprodutor	Frequência	Porcentagem	Frequência Acumulada	Porcentagem Acumulada
10001	3	0,69	3	0,69
10045	4	0,92	7	1,61
10046	3	0,69	10	2,29
10127	27	6,19	37	8,49
10166	54	12,39	91	20,87
10222	20	4,59	111	25,46
10273	23	5,28	134	30,73
10361	39	8,94	13	39,68
10704	14	3,21	187	42,89
10808	21	4,82	208	47,71
10958	68	15,60	276	63,30
10982	66	15,14	342	78,44
11115	53	12,16	395	90,60
11650	13	2,98	408	93,58
11992	20	4,59	428	98,17
12063	5	1,15	433	99,31
12196	3	0,69	436	100,00

Tabela 4. Distribuição do número de registros por reprodutor.

<i>Número de Observações por Reprodutor</i>				
Reprodutor	Frequência	Porcentagem	Frequência Acumulada	Porcentagem Acumulada
10001	5	0,37	5	0,37
10045	21	1,57	26	1,94
10046	13	0,97	39	2,91
10127	94	7,01	133	9,93
10166	209	15,60	342	25,52
10222	55	4,10	397	29,63
10273	88	6,57	485	36,19
10361	145	10,82	630	47,01
10704	44	3,28	674	50,30
10808	98	7,31	772	57,61
10958	173	12,91	945	70,52
10982	161	12,01	1.106	82,54
11115	135	10,07	1.241	92,61
11650	44	3,28	1.285	95,90
11992	46	3,43	1.331	99,33
12063	6	0,45	1.337	99,78
12196	3	0,22	1.340	100,00

Tabela 5. Distribuição do número de búfalos por rebanho.

<i>Número de Animais por Rebanho</i>				
Rebanho	Frequência	Porcentagem	Frequência Acumulada	Porcentagem Acumulada
1	15	3,28	15	3,28
2	377	82,49	392	85,78
3	15	3,28	407	89,06
4	15	3,28	422	92,34
9	26	5,69	448	98,03
10	9	1,97	457	100,00

Tabela 6. Distribuição do número de registros por rebanho.

<i>Número de Observações por Rebanho</i>				
Rebanho	Frequência	Porcentagem	Frequência Acumulada	Porcentagem Acumulada
1	38	2,84	38	2,84
2	1136	84,78	1174	87,61
3	22	1,64	1196	89,25
4	77	5,75	1273	95,00
9	55	4,10	1328	99,10
10	12	0,90	1340	100,00

Tabela 7. Distribuição do número de registros por rebanho-ano.

<i>Número de Observações de Rebanho-Ano</i>				
Rebanho-Ano	Frequência	Porcentagem	Frequência Acumulada	Porcentagem Acumulada
1-1996	8	0,60	8	0,60
1-1997	6	0,45	14	1,04
1-1998	6	0,45	20	1,49
1-1999	4	0,30	24	1,79
1-2000	9	0,67	33	2,46
1-2001	5	0,37	38	2,84
2-1987	39	2,91	77	5,75
2-1988	38	2,84	115	8,58
2-1989	44	3,28	159	11,87
2-1990	77	5,75	236	17,61
2-1991	66	4,93	302	22,54
2-1992	59	4,40	361	26,94
2-1993	96	7,16	457	34,10
2-1994	90	6,72	547	40,82
2-1995	118	8,81	665	49,63
2-1996	78	5,82	743	55,45
2-1997	80	5,97	823	61,42
2-1998	87	6,49	910	67,91
2-1999	105	7,84	1.015	75,75
2-2000	90	6,72	1.105	82,46
2-2001	69	5,15	1.174	87,61
3-1999	4	0,30	1.178	87,91
3-2000	8	0,60	1.186	88,51
3-2001	10	0,75	1.196	89,25
4-1995	13	0,97	1.209	90,22
4-1996	14	1,04	1.223	91,27
4-1997	9	0,67	1.232	91,94
4-1998	10	0,75	1.242	92,69
4-1999	13	0,97	1.255	93,66
4-2000	8	0,60	1.263	94,25
4-2001	10	0,75	1.273	95,00
9-1995	6	0,45	1.279	95,45
9-1996	7	0,52	1.286	95,97
9-1997	7	0,52	1.293	96,49
9-1998	14	1,04	1.307	97,54
9-1999	8	0,60	1.315	98,13
9-2000	13	0,97	1.328	99,10
10-1999	6	0,45	1.334	99,55
10-2000	6	0,45	1.340	100,00

Tabela 8. Distribuição do número de filhas por reprodutor-rebanho.

<i>Números de Filhas por Reprodutor-Rebanho</i>						
Reprodutor	Rebanho					
	1	2	3	4	9	10
10001	0	0	0	0	2	1
10045	0	3	1	0	0	0
10046	0	2	1	0	0	0
10127	0	27	0	1	0	0
10166	0	54	3	4	0	0
10222	0	19	0	1	1	0
10273	0	22	0	3	0	0
10361	0	31	0	2	8	0
10704	0	14	0	1	0	0
10808	0	20	1	3	0	0
10958	2	66	2	0	0	0
10982	2	45	1	0	11	8
11115	4	45	3	0	2	0
11650	3	10	0	0	0	0
11992	1	15	2	0	2	0
12063	3	2	0	0	0	0
12196	0	2	1	0	0	0

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 7.393 animais diferentes, 19.998 elementos não-zero na NRM e 2.066 animais endogâmicos, com coeficiente médio endogamia de 0,048.

3.2 Métodos

Para realização das análises, foram utilizadas produções de leite até 305 dias de lactação. A distribuição da média de produção de leite de acordo com a classe de idade ao parto e classe de duração da lactação está representada na Tabela 9.

Os componentes de (co)variância foram estimados por meio do método de máxima verossimilhança restrita, utilizando-se o programa MTDFREML (“*Multiple*

Trait Derivative Free Restricted Maximum Likelihood”), descrito por (BOLDMAN et al., 1995), em que foi usado o modelo animal. Este programa utiliza o algoritmo simplex para localizar o mínimo de $-2 \log_e L$, sendo L a função de verossimilhança, e os componentes de (co)variância que minimizam a função $-2 \log_e L$ são estimativas de verossimilhança. Utilizou-se como critério de convergência a variância dos valores do simplex ($-2 \log_e L$), igual a 10^{-9} .

As análises foram feitas adotando-se modelos de características simples, os quais divergiam na inclusão ou não do termo da interação reprodutor x rebanho ou interação reprodutor x rebanho-ano.

Tabela 9. Distribuição da média de produção de leite de acordo com a classe de idade ao parto e classe de duração da lactação.

Classe de Idade ao Parto (meses)	Média de Produção de Leite (kg)	Classe de Duração da Lactação (dias)	Média de Produção de Leite (kg)
< 36	1481,26	<125	972
36 a 47	1627,03	125 a 184	1201
48 a 59	1792,22	185 a 214	1508
60 a 71	1888,35	215 a 229	1600
72 a 83	2062,88	230 a 244	1713
84 a 95	2102,15	245 a 259	1716
96 a 131	2069,60	260 a 274	1840
≥ 132	1933,71	275 a 284	2021
-	-	285 a 294	2080
-	-	295 a 304	2092
-	-	305	2295

3.2.1 Modelos

3.2.1.1 Análises de característica simples que não considera o termo da interação

A análise foi realizada com o objetivo de se obter as estimativas de componentes dos (co)variância e os valores genéticos aditivos dos reprodutores, para as produções de leite até 305 dias de lactação, desprezando-se o efeito de interação reprodutor x rebanho ou reprodutor x rebanho-ano, de acordo como o seguinte modelo:

$$\underset{\sim}{\mathbf{y}} = \underset{\sim}{\mathbf{X}}\underset{\sim}{\mathbf{b}} + \underset{\sim}{\mathbf{Z}}_a \underset{\sim}{\mathbf{a}} + \underset{\sim}{\mathbf{Z}}_p \underset{\sim}{\mathbf{p}} + \underset{\sim}{\mathbf{e}},$$

onde;

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

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

$\underset{\sim}{\mathbf{b}}$ é um vetor $f \times 1$, de efeitos fixos referentes às classes de rebanho-ano, época de parto e as covariáveis classe de idade da búfala ao parto e classe de duração da lactação;

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

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

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

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

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

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

$$\begin{bmatrix} \tilde{y} \\ \tilde{a} \\ \tilde{p} \\ \tilde{e} \end{bmatrix} \sim \begin{bmatrix} X \mathbf{b} \\ \mathbf{0} \\ \mathbf{0} \\ \mathbf{0} \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} Z_a G Z_a' + Z_p P Z_p' + R & Z_a G & Z_p P & R \\ & G & \mathbf{f} & \mathbf{f} \\ & P Z_p' & P & \mathbf{f} \\ & R & \mathbf{f} & R \end{bmatrix}$$

em que

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

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

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

Φ = matriz nula,

$\mathbf{0}$ = vetor nulo.

sendo

\mathbf{A} Matriz de numeradores dos coeficientes de parentesco entre os indivíduos, de ordem igual ao número de indivíduos (N);

σ_a^2 Variância genética aditiva para produção de leite;

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

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

I_n matriz identidade, de ordem n; e

σ_e^2 variância residual para produção de leite.

As equações do modelo misto são descritas como

$$\begin{bmatrix} X'X & X'Z_a & X'Z_p \\ Z_a'X & Z_a'Z_a + A^{-1} \frac{\sigma_e^2}{2a} & Z_a'Z_p \\ Z_p'X & Z_p'Z_a & Z_p'Z_p + I_N \frac{\sigma_e^2}{2p} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0 \\ \hat{a} \\ \hat{p} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X'y \\ Z_a'y \\ Z_p'y \end{bmatrix}.$$

3.2.1.2 Análises de características simples que inclui o termo da interação

A análise para obtenção dos componentes de variância para produção de leite, bem como dos valores genéticos aditivos dos animais, considerando-se a inclusão do termo de interação reprodutor x rebanho ou reprodutor x rebanho-ano, foram obtidas por meio do modelo:

$$\underset{\sim}{y} = \underset{\sim}{X} \underset{\sim}{b} + \underset{\sim}{Z}_a \underset{\sim}{a} + \underset{\sim}{Z}_p \underset{\sim}{p} + \underset{\sim}{Z}_{sxh} \underset{\sim}{s} + \underset{\sim}{e},$$

onde;

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

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

β é um vetor $f \times 1$, de efeitos fixos referentes às classes de rebanho-ano, época de parto e as covariáveis classe de idade da búfala ao parto e classe de duração da lactação;

Z_a é uma matriz $n \times N$, de incidência dos valores genéticos;

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

Z_p é uma matriz $n \times N$, de incidência dos efeitos permanentes de meio ambiente sobre os animais;

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

Z_{sxh} é uma matriz de dimensão nxh , de incidência dos efeitos da interação reprodutor x rebanho ou reprodutor x rebanho-ano;

s é um vetor $h \times 1$, de valores referentes ao efeito da interação reprodutor x rebanho ou reprodutor x rebanho-ano; e

e é um vetor de resíduos da mesma dimensão de 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 ou reprodutor x rebanho-ano.

As pressuposições acerca da distribuição dos vetores y , a , p e e podem ser descritas como

$$\begin{bmatrix} y \\ \sim \\ a \\ \sim \\ p \\ \sim \\ s \\ \sim \\ e \\ \sim \end{bmatrix} \sim \begin{bmatrix} X \\ \sim \\ \mathbf{0} \\ \sim \\ \mathbf{0} \\ \sim \\ \mathbf{0} \\ \sim \\ \mathbf{0} \\ \sim \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} Z_a G Z_a' + Z_p P Z_p' + Z_{sxh} S Z_{sxh}' + R & Z_a G & Z_p P & Z_{sxh} S & R \\ & G & \mathbf{f} & \mathbf{f} & \mathbf{f} \\ & P Z_p' & P & \mathbf{f} & \mathbf{f} \\ & S Z_{sxh}' & \mathbf{f} & S & \mathbf{f} \\ & R & \mathbf{f} & \mathbf{f} & R \end{bmatrix}$$

em que

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

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

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

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

Φ = matriz nula,

$\mathbf{0}$ = vetor nulo.

sendo

\mathbf{A} Matriz de numeradores dos coeficientes de parentesco entre os indivíduos, de ordem igual ao número total de indivíduos (N);

σ_a^2 Variância genética aditiva para produção de leite;

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

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

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

σ_{sxh}^2 Variância referente à interação reprodutor x rebanho ou reprodutor x rebanho-ano, na produção de leite;

- I_n Matriz identidade, de ordem n; e
- σ_e^2 Variância residual para produção de leite.

As equações do modelo misto são descritas como

$$\begin{bmatrix} X'X & X'Z_a & X'Z_p & X'Z_{sxh} \\ Z_a'X & Z_a'Z_a + A^{-1} \frac{\mathbf{s}_e^2}{\mathbf{s}_a^2} & Z_a'Z_p & Z_a'Z_{sxh} \\ Z_p'X & Z_p'Z_a & Z_p'Z_p + I_N \frac{\mathbf{s}_e^2}{\mathbf{s}_p^2} & Z_p'Z_{sxh} \\ Z_{sxh}'X & Z_{sxh}'Z_a & Z_{sxh}'Z_p & Z_{sxh}'Z_{sxh} + I_N \frac{\mathbf{s}_e^2}{\mathbf{s}_{sxh}^2} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mathbf{b}^0 \\ \hat{\mathbf{a}} \\ \hat{\mathbf{p}} \\ \hat{\mathbf{s}} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X'y \\ Z_a'y \\ Z_p'y \\ Z_{sxh}'y \end{bmatrix}.$$

3.2.2 Efeito da interação reprodutor x rebanho ou reprodutor x rebanho-ano sobre a acurácia dos valores genéticos dos reprodutores

Com o objetivo de verificar o efeito da inclusão do termo referente à interação reprodutor x rebanho ou interação reprodutor x rebanho-ano, sobre as predições dos valores genéticos e sobre a confiabilidade dessas predições, foram estimadas as acurácias (Rti) dos valores genéticos aditivos dos reprodutores, para os modelos, de acordo com a expressão:

$$Rti = \sqrt{1 - \frac{PEV}{\hat{\sigma}_a^2}},$$

sendo

PEV = variância do erro de predição.

3.2.3 Teste da razão de verossimilhança

Para determinar a importância da inclusão do efeito do termo da interação no modelo de avaliação genética dos animais, foi realizado o teste da razão de verossimilhança de modelos seqüencialmente reduzidos (RAO, 1973).

Considerando-se que o efeito da interação terá influência expressiva na produção de leite, quando ocorrer 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 ou reprodutor x rebanho-ano, em comparação com outro modelo reduzido j , que excluirá o termo de interação, em que a 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 5%.

A regra decisória empregada foi:

se $LR_{ij} > c_{20,05(1)}$, o teste era significativo e o modelo completo fornecerá maior valor da função de máxima verossimilhança em relação ao modelo reduzido;

se $LR_{ij} < c_{20,05(1)}$, o teste era não-significativo e o modelo completo não fornecerá maior valor da função de máxima verossimilhança em relação ao modelo reduzido.

3.2.4 Correlação entre os valores genéticos aditivos

Os valores genéticos aditivos preditos dos reprodutores na produção de leite até 305 dias de lactação, incluindo-se ou não no modelo o termo de interação reprodutor x rebanho ou interação reprodutor x rebanho-ano, foram organizados em arquivos, objetivando verificar possíveis alterações no ordenamento das predições dos valores genéticos aditivos dos reprodutores, quando o termo da interação foi incluído no modelo por meio da obtenção da correlação de Spearman e de Pearson.

3.2.5 Estudo da tendência genética

A tendência genética foi obtida pelo cálculo da regressão linear simples das médias dos valores genéticos preditos para produção de leite das búfalas em relação ao ano de parto. Os valores genéticos utilizados foram obtidos no modelo sem o termo da interação.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1 Efeito da interação reprodutor x rebanho sobre as estimativas dos componentes de variância

A média observada para a produção de leite até 305 dias de lactação referente a 1.340 lactações provenientes de 436 búfalas, no período de 1987 a 2001, foi de 1.851,53 kg, com desvio-padrão igual a 660,01 kg e coeficiente de variação de 35,65%. Os componentes de variância estimados pelo modelo sem e com o termo da interação reprodutor x rebanho ou da interação reprodutor x rebanho-ano podem ser observados na Tabela 10.

A estimativa do componente de variância genético aditivo para a produção de leite permaneceu praticamente inalterada quando o modelo foi ajustado para o efeito de interação reprodutor x rebanho, apresentou uma redução de 0,62%. Porém, quando o termo da interação reprodutor x rebanho-ano foi incluído no modelo, o efeito parece ser mais expressivo com uma redução de 2,42%.

A redução no componente de variância do efeito permanente de meio foi de 0,098%, para a produção de leite, quando o termo de interação reprodutor x rebanho foi incluído na análise, porém quando o termo da interação reprodutor x rebanho-ano foi considerado houve um aumento 0,10% neste componente. Para os

componentes de (co)variância residuais esta redução foi de 1,92% para o modelo que considera a interação reprodutor x rebanho e de 4% para o modelo com a interação reprodutor x rebanho-ano em relação ao modelo sem o termo da interação.

Tabela 10. Componentes de variância genética aditiva ($\hat{\mathbf{S}}_a^2$), ambiente permanente ($\hat{\mathbf{S}}_{C^1}^2$), interação reprodutor x rebanho ($\hat{\mathbf{S}}_{C^2}^2$), interação reprodutor x rebanho-ano ($\hat{\mathbf{S}}_{C^3}^2$) e residual ($\hat{\mathbf{S}}_e^2$) para a produção de leite até 305 dias de lactação.

Modelo	Componentes de Variância				
	$\hat{\mathbf{S}}_a^2$	$\hat{\mathbf{S}}_{C^1}^2$	$\hat{\mathbf{S}}_{C^2}^2$	$\hat{\mathbf{S}}_{C^3}^2$	$\hat{\mathbf{S}}_e^2$
S/I	66.601,81	37.942,52	-	-	105.497,66
C/I RxR	66.187,01	37.905,22	0,04	-	103.467,86
C/I RxR-A	64.989,44	37.983,33	-	5.724,35	101.275,57

S/I = sem interação; C/I RxR = com interação reprodutor x rebanho; C/I RxR-A = com interação reprodutor x rebanho-ano

Estes resultados divergem daqueles encontrados por MEYER (1987), BANOS & SHOOK (1990) e ARAÚJO (2000), cujas reduções foram maiores para o componente de variância do reprodutor. Já para o componente de variância residual os resultados foram superiores ao de MEYER (1987) e BANOS & SHOOK (1990), porém inferiores aos de ARAÚJO (2000).

Os valores de herdabilidades e proporções da variância fenotípica em relação aos efeitos permanente de meio, efeito da interação reprodutor x rebanho, da interação reprodutor x rebanho-ano e residual, estimados para os modelos sem e com interação, para a característica estão na Tabela 11.

As estimativas de herdabilidade obtidas para a característica produção de leite não variaram quando o modelo foi ajustado para o efeito de interação reprodutor x rebanho. Uma pequena alteração foi observada quando foi considerada

a interação reprodutor x rebanho-ano, fato este devido a maior redução no componente de variância genética aditiva em relação ao componente de variância residual.

As estimativas de herdabilidade são superiores as encontradas por ARAÚJO (2000) que foi de 0,28 e a de COSTA et al. (2000) que foi de 0,25, em estudos envolvendo animais da raça Holandesa no Brasil. Porém são semelhantes ao resultado obtidos por TONHATI (2000) que foi de 0,32, em rebanhos bubalinos.

Tabela 11. Estimativas de herdabilidade (h^2) e proporções da variância fenotípica em relação aos efeitos permanente de meio (C^1), efeito da interação reprodutor x rebanho (C^2), efeito da interação reprodutor x rebanho-ano (C^3) e residual (e) estimados para os modelos sem e com interação, para produção de leite.

Modelo	Produção de Leite				
	h^2	C^1	C^2	C^3	e
S/I	0,32	0,18	-	-	0,50
C/I RxR	0,32	0,18	0,26E-07	-	0,50
C/I RxR-A	0,31	0,18	-	0,02	0,48

S/I = sem interação; C/I RxR = com interação reprodutor x rebanho; C/I RxR-A = com interação reprodutor x rebanho-ano

A alteração na proporção da variância fenotípica devida ao efeito permanente de meio foi nula, provavelmente, porque os componentes de variância se mantiveram muito próximos, entre os modelos sem interação e com interação.

Resultados superiores foram encontrados por MOHAMMAD et al. (1982a), MEYER (1987) e ARAÚJO (2000), para o componente de variância da interação em relação a variância fenotípica da produção de leite, quando estes componentes foram estimados utilizando registros de lactação de vacas Holandesas, ajustados aos 305 dias e à idade adulta.

De acordo com KELLEHER et al. (1967), sempre que a interação reprodutor x rebanho-ano-estação de parto for diferente de zero, vai causar algum erro na avaliação de touros, porém a magnitude deste erro só será significativa quando o componente de interação for responsável por 10% ou mais da variância total. De acordo com esta afirmação, observa-se que o efeito da interação reprodutor x rebanho ou reprodutor x rebanho-ano não exerceu influência significativa sobre as estimativas de componentes de variância obtidas neste estudo.

Mesmo com as estimativas de componentes de (co)variância e herdabilidade terem sido muito pouco alteradas e a proporção da variância fenotípica devido a interação reprodutor x rebanho-ano ter sido pequena, quando foi realizado o teste da razão de verossimilhança, que testa a superioridade entre modelos seqüencialmente reduzidos, obteve-se resultado significativo, quando o termo referente ao efeito de interação reprodutor x rebanho-ano foi considerado no modelo, com aumento do logaritmo da função de verossimilhança ($\log_e L$).

Os valores de $\log_e L$ foram iguais a $-16947,5719$ e $-16942,5007$, respectivamente, para o modelo sem e com interação reprodutor x rebanho-ano, não diferindo para o modelo sem interação e com interação reprodutor x rebanho, os quais resultaram na estatística do teste razão de verossimilhança (LR) igual a 5,07, sendo maior que o valor de qui-quadrado tabelado, com 1 grau de liberdade e a 5% de significância (5,02) e inferior ao valor de qui-quadrado tabelado, a 1% de significância (6,63). Portanto, o teste foi significativo quando se considera 5% de significância, indicando que há superioridade do modelo que considera a interação reprodutor x rebanho-ano sobre os outros dois modelos.

MEYER (1987) encontrou maiores valores para a função de verossimilhança, quando a interação reprodutor x rebanho e interação reprodutor x rebanho-ano-estação de parto foi incluída no modelo.

Também ARAÚJO (2000) encontrou valores significativamente maiores para a função de verossimilhança quando o modelo incluía a interação reprodutor x rebanho.

4.2 Efeito do termo da interação sobre os valores genéticos preditos dos reprodutores

Os valores genéticos preditos para produção de leite até 305 dias, referentes a 1.340 lactações de 436 búfalas, filhas de 17 reprodutores, obtidos dos modelos sem e com interação reprodutor x rebanho ou interação reprodutor x rebanho-ano, foram utilizados no cálculo da correlação entre os valores genéticos preditos dos reprodutores, pela correlação de Pearson e a correlação de ordem de Spearman.

As médias dos valores genéticos preditos para os reprodutores, os desvios-padrão, valores máximos, valores mínimos e amplitudes obtidos para a característica produção de leite, sob os modelos sem e com interação reprodutor x rebanho ou interação reprodutor x rebanho-ano podem ser observados na Tabela 12. As correlações de Pearson e Spearman entre os valores genéticos preditos para a produção de leite, utilizando ambos modelos, sem e com interação reprodutor x rebanho ou interação reprodutor x rebanho-ano encontram-se nas Tabelas 13 e 14.

A amplitude entre os valores genéticos preditos para os reprodutores, praticamente não foi alterada com a inclusão do termo referente a interação reprodutor x rebanho, apresentando uma diferenciação apreciável quando houve a inclusão da interação reprodutor x rebanho-ano. Esta menor amplitude apresentada quando o termo da interação reprodutor x rebanho-ano é incluído no modelo é atribuída a menor variação entre os reprodutores, aumentando a correlação ambiental.

Tabela 12. Médias dos valores genéticos preditos para os reprodutores, desvios-padrão, valores máximos, valores mínimos e amplitudes obtidos para a característica produção de leite, utilizando-se os modelos sem e com interação reprodutor rebanho ou interação reprodutor rebanho-ano

Valores Genéticos Preditos	Modelos		
	Sem interação	Com interação Reprodutor x Rebanho	Com Interação Reprodutor x Rebanho-ano
Média (kg)	70,80	70,80	66,71
Desvio-padrão (kg)	256,81	256,83	252,12
Mínimo (kg)	-249,19	-249,21	-244,68
Máximo (kg)	703,32	703,37	684,89
Amplitude (kg)	952,51	952,58	893,57

Tabela 13. Correlações de Pearson entre os valores genéticos preditos dos reprodutores para a produção de leite, utilizando os modelos, sem e com interação reprodutor x rebanho ou interação reprodutor x rebanho-ano.

	PBVLCI ²	PBVLCII ³
PBVLSI ¹	1	0,9994
PBVLCI ²		1

¹PBVLSI = Valor genético predito para a produção de leite utilizando o modelo sem interação; ²PBVLCI = Valor genético predito para a produção de leite utilizando o modelo com interação reprodutor x rebanho; ³PBVLCII = Valor genético predito para a produção de leite utilizando o modelo com interação reprodutor x rebanho-ano.

Tabela 14. Correlações de Spearman entre os valores genéticos preditos dos reprodutores para a produção de leite, utilizando os modelos, sem e com interação reprodutor x rebanho ou interação reprodutor x rebanho-ano.

	PBVLCI²	PBVLCII³
PBVLSI¹	1	0,9951
PBVLCI²		1

¹PBVLSI = Valor genético predito para a produção de leite utilizando o modelo sem interação; ²PBVLCI = Valor genético predito para a produção de leite utilizando o modelo com interação reprodutor x rebanho; ³PBVLCII = Valor genético predito para a produção de leite utilizando o modelo com interação reprodutor x rebanho-ano.

A correlação de Pearson foi igual a unidade entre os modelos sem interação e com interação reprodutor x rebanho e ligeiramente abaixo da unidade para a interação reprodutor x rebanho-ano, indicando que não se espera mudança significativa na magnitude dos valores genéticos preditos quando o modelo é ou não ajustado para o efeito de interação reprodutor x rebanho ou reprodutor x rebanho-ano.

O ordenamento dos reprodutores, baseado na predição dos valores genéticos, não foi alterado quando se admitiu no modelo a interação reprodutor x rebanho ou reprodutor x rebanho-ano. Resultado este, confirmado pelas estimativas de correlação de Spearman que foi igual à unidade para o termo sem interação e com interação reprodutor x rebanho e de 0,9951 para o termo sem interação e com interação reprodutor x rebanho-ano entre os valores genéticos preditos.

Pôde-se verificar também, um comportamento semelhante para a correlação de Pearson, nos modelos sem e com interação reprodutor x rebanho ou reprodutor x rebanho-ano, onde os valores foram praticamente iguais a unidade.

MOHAMMAD et al. (1982b) relataram redução na amplitude entre os valores genéticos quando o efeito de interação foi incluído no modelo e observaram

que as correlações de Pearson e de Spearman, para ambas interações foram altas, 0,99, quando obtiveram os valores genéticos preditos dos reprodutores utilizando registros de produção de leite na primeira lactação de vacas Holandesas, ajustados aos 305 dias e à idade adulta, através de três modelos, os quais incluíam ou não a interação reprodutor x rebanho, ou incluía a interação reprodutor x peso ideal da novilha. Concluíram que ignorar o efeito de interação, na obtenção dos valores genéticos preditos, não causaria maiores alterações na classificação dos reprodutores.

BASU e CAHTTARAJI (1988) estudando registros de produção de leite na primeira lactação de filhas provenientes do cruzamento entre as raças Holandesas e Sahiwal, verificaram que os valores genéticos preditos dos touros aumentaram quando a interação reprodutor x rebanho foi incluída no modelo. Estes autores concluíram que ignorar o efeito da interação na avaliação de touros, baseada na produção de filhas mestiças, pode resultar em mudança na ordem classificação.

De acordo com COSTA (1999), ignorar a interação reprodutor x rebanho pode inflacionar as estimativas de variância genética aditiva, causando superestimação da acurácia das avaliações de touros, mesmo se a reclassificação de touros não for afetada consideravelmente e que o impacto deste vício torna-se mais severo nas provas de touros cujas filhas estão localizadas em um ou muito poucos rebanhos.

Resultado semelhante foi encontrado por ARAÚJO (2000), que registrou uma ligeira superestimação da maioria dos valores genéticos preditos dos reprodutores para produção de leite quando a interação reprodutor x rebanho foi ignorada, mesmo não havendo alteração importante no ordenamento dos valores genéticos preditos quando este efeito era incluído no modelo.

CANAVESI et al. (1995) relataram que quando se utiliza o efeito do termo da interação no modelo, quando este não afeta os dados, causa redução na acurácia dos valores genéticos preditos dos reprodutores.

Os resultados encontrados neste trabalho mostram que os valores genéticos preditos para produção de leite são ligeiramente superiores para os modelos sem e com interação reprodutor x rebanho em relação ao modelo que considera a interação reprodutor x rebanho-ano. Já a acurácia dos valores genéticos, preditos com base na produção de leite, não foi alterado com a inclusão do efeito da interação reprodutor x rebanho, sendo pouco alterada quando se adotou no modelo o termo da interação reprodutor x rebanho-ano (Tabela 15). Para a maioria dos reprodutores, ocorreu redução de 1% e somente um caso com redução de 2%, no valor da acurácia, para o modelo que inclui a interação reprodutor x rebanho-ano. Este resultado é atribuído, provavelmente, a amplitude entre os valores genéticos preditos para produção de leite que aumentou muito pouco quando o efeito de interação foi ignorado, concomitantemente, a estimativa da variância do erro de predição também apresentou uma pequena variação, resultando em estimativas de acurácia semelhantes para os modelos analisados.

Tabela 15. Valores genéticos preditos (EBV) com as respectivas acurácias (Rti) e ordenamento dos 17 reprodutores.

Reprodutor	Modelo sem interação		Modelo com Interação Reprodutor x Rebanho		Modelo com Interação Reprodutor x Rebanho-Ano	
	EBV	Rti	EBV	Rti	EBV	Rti
11650	(01)703,32	0,81	(01)703,37	0,81	(01)684,89	0,80
10046	(02)451,44	0,55	(02)451,49	0,55	(02)443,27	0,55
11992	(03)421,71	0,82	(03)421,73	0,82	(03)397,79	0,81
10982	(04)320,87	0,89	(04)320,87	0,89	(04)324,87	0,88
10045	(05)126,94	0,65	(05)126,96	0,65	(05)128,60	0,65
11115	(06)54,80	0,89	(06)54,79	0,89	(06)53,88	0,87
12196	(07)54,03	0,65	(07)54,04	0,65	(07)45,81	0,64
10808	(08)10,67	0,84	(08)10,66	0,84	(08)13,98	0,83
12063	(09)-22,66	0,60	(09)-22,65	0,60	(09)-34,96	0,59
10001	(10)-51,09	0,45	(10)-51,10	0,45	(11)-49,81	0,45
10361	(11)-54,10	0,84	(11)-54,10	0,84	(10)-49,36	0,84
10273	(12)-58,39	0,83	(12)-58,38	0,83	(13)-75,55	0,82
10958	(13)-80,13	0,90	(13)-80,14	0,90	(12)-66,81	0,89
10166	(14)-127,84	0,89	(14)-127,86	0,89	(14)-127,96	0,88
10127	(15)-129,37	0,82	(15)-129,38	0,82	(15)-131,62	0,81
10222	(16)-167,36	0,81	(16)-167,37	0,81	(16)-178,20	0,80
10704	(17)-249,19	0,79	(17)-249,21	0,79	(17)-244,68	0,78

Os coeficientes de correlação de Pearson e de Spearman entre os valores genéticos dos 436 animais, preditos pelos modelos sem e com o termo da interação, considerando 5, 10, 25, 40, 50 e 100% dos 436 animais com os maiores valores genéticos para produção de leite até 305 dias no modelo sem interação variaram de 0,9986 a 0,9991 para correlação de Pearson e de 0,9870 a 0,9985 para a correlação de Spearman. Foi observado que mesmo considerando somente 5% dos animais, ambas correlações são muito altas, indicando que o termo da interação reprodutor x rebanho ou interação reprodutor x rebanho-ano não alterou nem a magnitude dos valores genéticos preditos, nem a ordem de classificação dos reprodutores.

Quando o efeito da interação reprodutor x rebanho-ano foi incluído no modelo, as estimativas de correlações de Pearson entre os valores genéticos preditos para os animais e de Spearman entre as classificações dos animais, para produção de leite até os 305 dias de lactação, apresentaram pequenas variações de acordo com o número de animais considerados, sendo 0,9989, 0,9987, 0,9986, 0,9987, 0,9987 e 0,9991 para a correlação de Pearson, para 5, 10, 25, 40, 50 e 100% dos animais, respectivamente e 0,9922, 0,9870, 0,9944, 0,9965, 0,9967 e 0,9985 para a correlação de Spearman, para 5, 10, 25, 40, 50 e 100% dos animais, respectivamente. As correlações foram iguais ou muito próximas à unidade para os modelos sem a interação e com o termo da interação reprodutor x rebanho.

Estes resultados indicaram que a interação reprodutor x rebanho ou interação reprodutor x rebanho-ano não afetaram a estimativa dos valores genéticos dos animais e que a classificação dos animais também não foram alteradas, quando o modelo foi ajustado para estes efeitos, mesmo quando se considerou um número menor de reprodutores.

4.3 Tendência genética

A estimativa de tendência genética anual para produção de leite no período de 1987 a 1993 foi de -4,32 kg, com um desvio padrão de 4,00 kg, já para os anos entre 1993 a 2001 a estimativa foi de 24,86 kg, com desvio padrão de 5,88 kg. Quando foi considerado o período total, ou seja, de 1987 até 2001 a estimativa foi de $19,01 \pm 2,89$ kg. Estas estimativas foram calculadas com base nos 436 animais. Observa-se que nos primeiros anos os resultados foram negativos, tornando-se positivos a partir de 1994. Os dados negativos encontrados nos primeiros anos são atribuídos, possivelmente, às lactações iniciais serem na grande maioria de um rebanho, onde no período de 1993 este rebanho sofreu intensa seleção culminando no aumento do progresso genético. Estes resultados podem ser visualizados nas Figura 1.

DURÃES et al. (2001), encontraram valores semelhantes para produção de leite em rebanhos de bovinos holandeses do Estado de Minas Gerais. A estimativa de tendência genética foi de 18,4 kg/ano. Com ganhos genéticos negativos na década de 80 e substancialmente maiores na década de 90. Também SASAKI et al. (1993), encontraram ganho genético estimado de 15,5 kg para rebanhos bovinos.

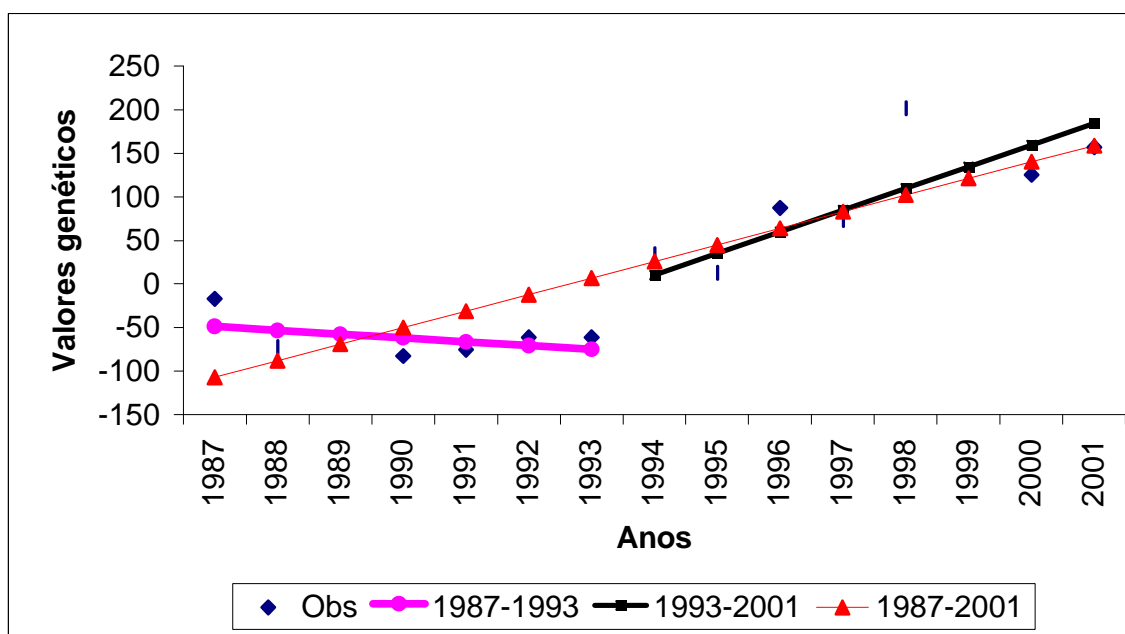
TEIXEIRA et al. (1994), apresentam ganhos genéticos anuais variando de 94 a 128 kg para rebanhos de bovinos holandeses no Estado do Paraná. Estes valores são bem superiores aos encontrados na literatura. Porém as estimativas de tendências genéticas podem variar de acordo com a metodologia empregada, métodos de seleção, nível tecnológico, sistema de produção, nível genético do rebanho sob seleção.

Figura 1. Estimativa da tendência genética para produção de leite em rebanhos bubalinos no Estado de São Paulo.

$$y(1987-2001) = -37893,0000 + 19,01653 X$$

$$y(1987-1993) = 8541,7046 - 4,32343 X$$

$$y(1993-2001) = -49562,0000 + 24,86072 X$$



5 RESUMO E CONCLUSÕES

Registros de 1.340 lactações de 456 búfalas, filhas de 17 reprodutores, distribuídas em 6 rebanhos, com parições compreendidas entre o período de 1987 a 2001, foram utilizadas para averiguar o efeito da interação reprodutor x rebanho ou reprodutor x rebanho-ano sobre as estimativas dos componentes de variância para produção de leite até 305 dias, sobre a avaliação genética dos reprodutores e sobre a tendência genética neste período. Os componentes de variância foram estimados através da máxima verossimilhança restrita (REML). O teste da razão de verossimilhança foi utilizado para se avaliar a importância da inclusão do termo da interação no modelo.

A estimativa do componente de (co)variância genética aditiva foi praticamente inalterada quando o modelo foi ajustado para o efeito da interação. A estimativa de componente de variância permanente de meio reduziu em 0,098%, quando o termo da interação reprodutor x rebanho foi considerado e aumentou 0,10% quando foi incluído o termo da interação reprodutor x rebanho-ano. Para os componentes de (co)variância residuais as reduções foram de 1,92% e 4% para os modelos com a interação reprodutor x rebanho e reprodutor x rebanho-ano, respectivamente.

Os valores de herdabilidade obtidos para a produção de leite foram 0,32 para os modelos sem e com o termo da interação reprodutor x rebanho e de 0,31 para o modelo com a interação reprodutor x rebanho-ano.

A alteração da proporção da variância fenotípica devido ao efeito permanente de meio foi nula, provavelmente porque os componentes de variância se mantiveram muito próximos.

O teste da razão de verossimilhança foi significativo ($P < 0,05$) para o modelo com a interação reprodutor x rebanho-ano, por aumentar significativamente a função de verossimilhança.

A média dos valores genéticos preditos praticamente não se alterou entre os modelos sem interação e com interação reprodutor x rebanho, com redução para o modelo que continha o termo da interação reprodutor x rebanho-ano. Do mesmo modo se comportou a amplitude entre os valores genéticos, onde a redução da amplitude para o modelo que incluiu o termo da interação reprodutor x rebanho-ano é atribuída a menor variação entre os reprodutores, aumentando a correlação ambiental.

As correlações de Pearson e de ordem de Spearman entre os valores genéticos preditos dos reprodutores foram iguais a unidade para os modelos sem e com interação reprodutor x rebanho e ligeiramente abaixo da unidade para o modelo que continha a interação reprodutor x rebanho-ano.

A acurácia dos valores genéticos preditos não foi alterada com a inclusão do efeito da interação reprodutor x rebanho, sendo pouco afetada quando se adotou o termo referente a interação reprodutor x rebanho-ano, com redução na maioria dos casos de apenas 1%.

Avaliação semelhante foi realizada para 5, 10, 25, 40, 50 e 100% dos animais com resultados próximos aos encontrados para as avaliações dos reprodutores.

A estimativa de tendência genética anual para produção de leite no período de 1987 a 1993 foi de $-4,32 \pm 4,00$ kg, já para os anos entre 1993 a 2001 a estimativa

foi de $24,86 \pm 5,88$ kg. Já entre os anos de 1987 a 2001 a estimativa foi de $19,01 \pm 2,89$ kg. Os resultados encontrados no período de 1987 até 1993 foram negativos com aumento a partir de 1994, provavelmente devido a maior pressão de seleção que foi realizado neste período, conseqüentemente aumentando o diferencial de seleção e o ganho genético.

Pode-se concluir que a inclusão da interação reprodutor x rebanho no modelo de avaliação genética não afetou as estimativas de componentes de variância, a magnitude dos valores genéticos preditos e a ordem de classificação dos reprodutores para a produção de leite até 305 dias. O modelo com a interação reprodutor x rebanho-ano alterou as avaliações, porém de forma leve, podendo futuramente ser incluída nas análises. A tendência genética mostra que esta ocorrendo progresso genético para a produção de leite até 305 dias nos últimos anos, indicando que a seleção está sendo feita de forma eficiente. Sugere-se a avaliação de outras características para uma análise conjunta do progresso obtido.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ARAÚJO, C.V. **Efeito da interação reprodutor x rebanho sobre a produção de leite na raça Holandesa.** VIÇOSA, 2000. 80p. Dissertação (Mestrado), Universidade Federal de Viçosa.
- 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., 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.
- BOWMAN, J.C. Genotype x environment interactions. **Ann. Génét. Sél. Anim.**, Paris, **4.** p. 117-123, 1972.
- 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, 1995.

- 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. 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.
- COSTA, C.N., BLAKE, R.W., POLLAK, E.J. et al. Genetic analysis of Holstein cattle populations in Brazil and United States. **Journal Dairy Science**, v.83, n.12, p.2963-2974, 2000.
- COSTA, S.P.; TONHATI, H.; BARUSELLI, P.S. Programa de melhoramento genético de bubalinos da Fazenda Campo Belo. 1999. 39p.
- CRUZ, C. D., REGAZZI, A. J. **Modelos biométricos aplicados ao melhoramento genético**. Viçosa: Universidade Federal de Viçosa, 1994. 390p.
- 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.
- DURÃES, M.C., FREITAS, A.F., VALENTE, J., et al. Tendência genética para a produção de leite e de gordura em rebanhos da raça Holandesa no estado de Minas Gerais. **R. Brasileira Zootec.**, v.30, n.01, p. 66-70, 2001.
- EUCLIDES FILHO, K.; SILVA, L.O.C.; ALVES, R.G.O.; NOBRE, P.R.C. Tendências genéticas na raça Indubrasil. In: XXXIV REUNIÃO ANUAL DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, 1997. Juiz de Fora – MG. **Anais...** Juiz de Fora – MG: Sociedade Brasileira de Zootecnia, 1997, p. 171-172.
- FALCONER, D.S. The problem of environment and selection. **The American Naturalist.**, v.86, n.830, p.293-298, 1952.

- HUDSON, G.F.S., KENNEDY, B.W. Genetic evaluation of swine for growth rate and backfat thickness. **J. Anim. Sci.**, v.61, n.1, p. 83-91, 1985.
- 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
- 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.
- MUÑOZ, M. F. C. **Interação genótipo x ambiente na produção de leite e avaliação genética de bovinos da raça Holandesa em diferentes regiões da Colômbia.** Jaboticabal, 1999. 89p. Dissertação (Mestrado), Universidade Estadual Paulista, Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias.
- 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.
- OLSON, K.E., JENSEN, E.L. Estimation of genetic trend in Wisconsin Holsteins. In: ANNUAL MEETING OF THE AMERICAN DAIRY SCIENCE ASSOCIATION, 71, 1976, Raleigh. **71 annual...** Raleigh: North Caroline

- State University, 1976. (mimeo).
- PACKER, I. U. Interação genótipo-ambiente em animais. In: SEMINÁRIO DE BIOTECNOLOGIA AGRÍCOLA, 3 , 1985, Piracicaba. **Anais ...** Piracicaba: FEALQ, 1985. p. 201-221.
- RAO, C. R. **Linear statistical inference and its applications**. 2. ed., New York: John Wiley e Sons, 1973. 552 p.
- REIS, J.C., LOBO, R.B. **Interação genótipo-ambiente nos animais domésticos**. Ribeirão Preto, J.C.R./R.B.L., 1991. 194 p.
- RENDEL, J.M., ROBERTSON, A. Estimation of genetic gain in milk yield selection in a closed herd of dairy cattle. **J. Genetics**, v. 50, n. 1, p. 1-8, 1950.
- SASAKI, O., TOGASHI, K., YOKOUCHI, K. et al. **Analysis of annual genetic gain in milk yield in a dairy herd**. Researcher bulletin of the Hokkaido Agricultural Experiment Station. 158. p. 21-30, 1993.
- STANTON, T. L., BLAKE, R. W., QUAAS, R. L., VAN VLECK, L. D., CARABAÑO, M. J. Genotype by environment interaction for Holstein milk yield in Colombia, México and Porto Rico. **Journal of Dairy Science**, v.74, n.5, p.1700-1714, 1991.
- STATISTICAL ANALYSIS 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.
- TEIXEIRA, N. M., FREITAS, A. F., RIBAS, N. P., et al. Tendências genéticas em rebanhos da raça Holandesa no Estado do Paraná. I. Produção de leite. **Revista da Sociedade Brasileira de Zootecnia**, v.23, n.6, p.983-991, 1994.
- TONHATI, H. Melhoramento genético de bubalinos para carne e leite. IN:OLIVEIRA, G.J.C. de; ALMEIDA, A. M.L. de; SOUZA FILHO, U.A.S. **O búfalo no Brasil**. Cruz das almas: UFBA - Escola de Agronomia, 1997. P.101-113.
- TONHATI, H.; MUÑOZ, M.F.C.; OLIVEIRA, J. A.; DUARTE, J.M.C.; FURTADO, T.P.; TSEIMAZIDES, S.P.; Parâmetros genéticos para produção de leite, gordura e proteína em bubalinos. **Revi. Bas. Zootec.**, v.29, n.6, p.2051-

2056, 2000 (supl. 1).

TOUCHBERRY, R. W., ROTTENSTEN, K., ANDERSEN, H. A comparison of dairy sire progeny tests made at special Danish testing stations 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.

VAN TASSELL, 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.

VAN TASSELL, C. P., VAN VLECK, L.D. Estimates of genetic selection differentials and generation intervals for four paths of selection. **J. dairy Sci.**, v.74, n. 3, p. 1078-1086, 1991.

VAN VLECK, L.D. Selection when trait have different genetic and phenotypic variances in different environment. **J. Dairy Sci.**, v.70, p.337-344, 1987.

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, 1972a, 19 p.

VERDE, O. G., WILCOX, C. J., MARTIN, F. G., REAVES, C. W. Genetic trends in milk production in Florida Dairy Herd Improvement Association Herds. **J.Dairy Sci.** , Champaign, v.55, n.7, p. 1010 – 1012, july 1972b.