

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARÁ
NUCLEO DE CIÊNCIAS AGRÁRIAS E DESENVOLVIMENTO RURAL
EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA -
AMAZÔNIA ORIENTAL
UNIVERSIDADE FEDERAL RURAL DA AMAZÔNIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM CIÊNCIA ANIMAL**

Carolina Carvalho Brcko

**ESTIMATIVAS DE PARÂMETROS GENÉTICOS PARA
PRODUÇÃO DE LEITE E IDADE AO PRIMEIRO PARTO
EM VACAS DA RAÇA PARDO-SUÍÇA UTILIZANDO
AMOSTRADOR DE GIBBS.**

BELÉM
2008

Carolina Carvalho Brcko

**ESTIMATIVAS DE PARÂMETROS GENÉTICOS PARA
PRODUÇÃO DE LEITE E IDADE AO PRIMEIRO PARTO
EM VACAS DA RAÇA PARDO-SUIÇA UTILIZANDO
AMOSTRADOR DE GIBBS.**

Dissertação apresentada para obtenção do grau de Mestre em Ciência Animal. Programa de Pós-Graduação em Ciência Animal. Núcleo de Ciências Agrárias e Desenvolvimento Rural. Universidade Federal do Pará. Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária – Amazônia Oriental. Universidade Federal Rural da Amazônia.

Área de concentração: Produção Animal.

Orientador: Dr. Cláudio Vieira de Araujo

BELÉM
2008

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação (CIP) –

Biblioteca Núcleo de Ciências Agrárias e Desenvolvimento Rural / UFPA, Belém-PA

Brcko, Carolina Carvalho

Estimativas de parâmetros genéticos para produção de leite e idade ao primeiro parto em vacas da raça pardo-suíça utilizando amostrador de gibbs / Carolina Carvalho Brcko; orientador, Cláudio Vieira de Araujo. - 2008.

Dissertação (mestrado) – Universidade Federal do Pará, Núcleo de Ciências Agrárias e Desenvolvimento Rural, Programa de Pós-Graduação em Ciência Animal, Belém, 2008.

1. Bovino de leite. 2. Leite - Produção. 3. Teoria bayesiana de decisão estatística. 4. Produção animal. 5. Genética animal. I. Título.

CDD – 22.ed. 636.2

Carolina Carvalho Brcko

**ESTIMATIVAS DE PARÂMETROS GENÉTICOS PARA
PRODUÇÃO DE LEITE E IDADE AO PRIMEIRO PARTO
EM VACAS DA RAÇA PARDO-SUIÇA UTILIZANDO
AMOSTRADOR DE GIBBS.**

Dissertação apresentada para obtenção do grau de Mestre em Ciência Animal. Programa de Pós-Graduação em Ciência Animal. Núcleo de Ciências Agrárias e Desenvolvimento Rural. Universidade Federal do Pará. Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária – Amazônia Oriental. Universidade Federal Rural da Amazônia.
Área de concentração: Produção Animal.

Orientador: Dr. Cláudio Vieira de Araujo

Data de aprovação. Belém-PA: 03/07/2008

Banca Examinadora:

Nome: Prof. Dr. Cláudio Vieira de Araujo

Nome: Prof^a. Dr^a. Simone Inoé Araujo

Nome: Prof^a. Dr^a. Cíntia Righetti Marcondes

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO.....	01
2	REVISÃO DE LITERATURA.....	03
2.1	PRODUÇÃO DE LEITE.....	03
2.1.1	Produção Média.....	03
2.1.2	Herdabilidade.....	06
2.2	IDADE AO PRIMEIRO PARTO.....	08
2.2.1	Idade Média.....	08
2.2.2	Herdabilidade.....	10
2.3	TENDÊNCIA GENÉTICA.....	12
2.4	PROCESSO DE AVALIAÇÃO GENÉTICA ANIMAL ...	13
2.4.1	Teoria dos modelos mistos.....	13
2.5	INFERÊNCIA BAYESIANA.....	15
2.5.1	Amostrador de Gibbs (Gibbs Sampling).....	18
3	MATERIAL E MÉTODOS.....	20
4	RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	23
4.1	TENDÊNCIAS GENÉTICA E FENOTÍPICA.....	28
5	CONCLUSÕES.....	31

RESUMO

Registros de 2.981 lactações de vacas da raça Pardo-Suíça, distribuídas em 62 rebanhos, com parições nos anos de 1980 a 2002, foram utilizados para verificar a influência de fatores genéticos e não genéticos, sobre a produção de leite e idade ao primeiro parto. O modelo empregado incluiu os efeitos fixos de rebanho, ano e estação de parto, além dos efeitos aleatórios de animal e ambiente temporário. Para a produção de leite, além dos efeitos fixos descritos anteriormente, incluíram-se também os efeitos linear da duração da lactação e linear e quadrático da idade da vaca ao parto, como co-variáveis. Na estimação dos componentes de (co) variâncias foi utilizada a inferência Bayesiana por meio de amostrador de Gibbs, com tamanho de cadeia de 1.500.000 rounds e período de queima 500.000 rounds. A frequência de amostragem foi de 500 rounds. As médias estimadas para produção de leite e idade ao primeiro parto foram iguais a $5347,47 \pm 1849,13$ kg e $29,65 \pm 4,51$ meses, respectivamente. Os efeitos de rebanho, ano de parto e duração da lactação, influenciaram significativamente a produção de leite ($P < 0,01$). A idade ao primeiro parto foi influenciada pelos efeitos de rebanho, ano de parto ($P < 0,01$), além do efeito de estação de parto ($P < 0,05$). As estimativas de herdabilidade obtidas para a produção de leite e idade ao primeiro parto foram iguais a 0,23 e 0,18, respectivamente. A correlação genética entre as duas foi igual a -0,31. A tendência genética e fenotípica, em função do reprodutor, para produção de leite foi de 1,09 kg e 115,34 kg de leite, respectivamente, para cada ano de produção. Para idade ao primeiro parto, os valores genéticos dos reprodutores tornaram-se negativos a partir de 1988, com redução aproximada de 0,05 meses a cada ano e fenotipicamente verificou-se uma redução de 32 para 28 meses de idade ao primeiro. Filhas de touros com alto valor genético para produção de leite tendem a apresentar crescimento mais acelerado ou maturidade fisiológica a uma idade mais precoce, diminuindo a idade ao primeiro parto.

Palavras Chaves: Pardo-Suíça, parâmetros genéticos, Produção, amostrador de Gibbs.

ABSTRACT

Data from 2,981 lactations of Brown Swiss cows, from 62 herds, calving from 1980 to 2002, were used to check the influence of genetic and not genetic factors, on milk yield and age at first calving. An animal model used included the fixed effect of herds, age-season of calving and grade of cows, random effect of animal and temporary environment. For milk yield, in addition to the fixed effects described above, is also included the linear effect of lactation length and linear and quadratic effects of the age at first calving, as co-variables. Bayesian inference was used to estimate the components of (co) variance through of Gibbs sampling, the size of chain of 1,500,000 rounds and burn in 500,000 rounds. The frequency of sampling was 500 rounds. The estimated average for milk yield and age at first calving were 5347.47 ± 1849.13 kg and $29,65 \pm 4,51$ months respectively. The effects of herd, year of calving and lactation length, significantly influenced the production of milk ($P < 0.01$). The age at first calving was influenced by the effects of herd, year of calving ($P < 0.01$), beyond the end of season of calving ($P < 0.05$). The heritability estimates obtained for the milk yield and age at first calving were e 0.23 and 0.18, respectively. The genetic correlation was -0.31. The genetic and phenotypic trend for milk yield was 1.09 kg and 115.34 kg of milk, respectively, for each year of production. For age at first calving, the values of genetic breeding have become negative from 1988, with reduction of approximately 0.05 months of each year and there was a reduction of 32 to 28 months of age at first calving. Daughters of sires with a high genetic value for milk tend to have faster growth or physiological maturity at a very early age, reducing the age at first calving.

Key words: Brown Swiss cows, Genetics parameters, Production, Gibbs sampling

Estimativas de parâmetros genéticos para produção de leite e idade ao primeiro parto em vacas da raça Pardo-Suíça utilizando amostrador de Gibbs.

1 INTRODUÇÃO

A reprodução e produção de leite são eventos fisiológicos relacionados entre si e componentes importantes da maximização de lucros da atividade leiteira.

Pela complexidade de eventos que regem a fertilidade, a seleção para mesma não é uma tarefa simples. As características usualmente utilizadas para medir a fertilidade do rebanho apresentam baixa herdabilidade.

Do ponto de vista econômico, a reprodução é a mais importante característica do sistema de produção. Do ponto de vista genético, é o aspecto mais restritivo dentro dos programas de melhoramento, porque impõe limites à intensidade de seleção e, conseqüentemente, reduz os ganhos genéticos.

Dentre as medidas de fertilidade de um rebanho, a idade ao primeiro parto, é a que apresenta maior valor de herdabilidade. A idade ao primeiro parto é resultado da taxa de crescimento pós-desmama, precocidade, maturidade sexual e presença de primeiro cio fértil. A melhor forma de diminuir os custos com animais de reposição é diminuir a idade ao primeiro parto. GARDNER et al. (1988) afirmaram que a manutenção de adequado ganho de peso em novilhas de reposição, resulta numa idade ao primeiro parto menor, o que reduz os custos de alimentação e ainda propicia retorno mais rápido do investimento.

Freqüentemente, a produção de leite é a principal característica considerada nos programas de seleção de bovinos leiteiros. No entanto, o antagonismo entre produção de leite e eficiência reprodutiva tem sido abordado por vários autores, em que fica constatada a queda da eficiência reprodutiva à medida que ocorre o aumento da produção de leite (BAGNATO e OLTENACU, 1994).

O antagonismo genético entre produção de leite e eficiência reprodutiva pode ser explicado pelo fato de que vacas com alto valor genético teriam sua eficiência reprodutiva comprometida pelo efeito do estresse alimentar, uma vez que sob alta demanda de nutrientes para a produção de leite, a fêmea teria retardada a expressão da manifestação de cio, prolongando o período de serviço da mesma.

Estimativas acuradas dos componentes de variância têm sido importantes na produção animal, uma vez que as diferenças entre o valor verdadeiro e o valor estimado aumentam o

erro de predição dos efeitos aleatórios, como, por exemplo, os valores genéticos. No entanto, para a obtenção dessas estimativas acuradas dos componentes de variância, é essencial identificar um método estatístico adequado e que melhor reflita o comportamento biológico das características em estudo. Neste contexto, vários procedimentos de estimação dos componentes de variância já foram propostos para aplicação no melhoramento animal.

A teoria de modelos mistos tem sido um padrão para a avaliação de animais. Embora sendo de consenso a vantagem de seu uso no melhoramento animal, a abordagem clássica de modelos mistos requer o conhecimento prévio dos componentes de (co) variâncias que serão utilizados na predição dos valores genéticos.

No melhoramento genético animal a pressuposição para distribuição normal dos efeitos aleatórios genéticos e não-genéticos é adotada nos métodos de estimação de componentes de (co) variâncias, fato este que em grandes amostras é fácil de verificar (teorema do limite central). Mas em amostras pequenas, a distribuição pode não se aproximar da normal, ou pode se tratar de uma normal contaminada, tornando a análise muito sensível à presença de observações discrepantes. Esse aspecto pode ser contornado pela inferência Bayesiana, que consiste em uma abordagem em que os parâmetros populacionais são considerados como variáveis aleatórias. Além disso, a inferência Bayesiana apresenta a grande vantagem adicional de permitir a incorporação de informações passadas (“*a priori*”), caso existam, enriquecendo o processo de inferência. No caso de grandes amostras, essa vantagem tem pouco reflexo no resultado final, uma vez que a função de verossimilhança passa a ter maior importância que a densidade “*a priori*”.

O objetivo deste estudo foi estimar parâmetros genéticos para a produção de leite e idade ao primeiro parto em vacas da raça Pardo-Suíça, criadas no Brasil, utilizando inferência Bayesiana por meio do amostrador de Gibbs.

2. REVISÃO DE LITERATURA

2.1 PRODUÇÃO DE LEITE

2.1.1 Produção média

O conhecimento do potencial produtivo de animais destinados à produção leiteira e dos fatores que interferem na expressão deste potencial são primordiais para que sejam delineados os objetivos finais daquela exploração pecuária e, ainda, quais atitudes deverão ser tomadas para a plena produção dos animais selecionados para determinado sistema de produção (RENNÓ, 2000).

No Brasil, os sistemas de produção de leite baseiam-se, em sua maioria, em animais da raça Holandesa e de seus cruzamentos com outras raças, principalmente as de origem zebuína, como o Gir Leiteiro e o Guzerá. Entretanto, nos últimos anos, outras raças de origem européia utilizadas para a produção de leite têm aumentado sua população, tanto de animais puros de origem como de seus cruzamentos. Dentre estas, a raça Pardo-Suíça tem atendido às exigências produtivas de variados tipos de sistemas de produção, demonstrando grande crescimento, especialmente durante a última década (RENNÓ, 2001).

VERCESI FILHO et al. (2007), trabalhando com uma população de fêmeas Mestiço Leiteiro Brasileiro (MLB), encontraram uma produção média de leite de $1.668,83 \pm 690,40$ kg.

FALCÃO et al. (2006) estudaram 172.051 registros de lactações de 100.178 vacas, cujas parições ocorreram entre os anos de 1980 e 1993, distribuídas em 1.626 rebanhos. As informações foram geradas dentro do programa oficial de controle leiteiro da raça Holandesa, conduzido por Associações e núcleos de criadores de Minas Gerais, São Paulo, Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul e as médias observadas para produção de leite ajustadas para 305 dias de lactação (PL305), com seus respectivos desvios-padrão, foram 4.696 ± 1.543 , 5.035 ± 1.590 , 6.291 ± 1.508 , 4.832 ± 1.502 e 4.781 ± 1.551 kg, respectivamente.

BUENO et al. (2005), trabalhando com 8.566 lactações de animais da raça Pardo-Suíça, provenientes de 4.318 vacas, as quais pariram nos anos de 1980 a 2000, em 138 rebanhos, encontraram uma produção média de leite de $5.959,86 \pm 1.733,21$ kg.

Estudando a produção de leite em animais da raça Gir leiteiro, VERNEQUE et al. (2005), encontraram uma produção média de leite até 305 dias de lactação, ao primeiro parto, de 2.113 ± 901 kg. A produção média de leite de 40.549 lactações, ajustada à idade adulta, foi de 2.719 ± 1.177 kg,

ARAÚJO et al (2003), também trabalhando com vacas da raça Pardo-Suíça, relataram produções médias de leite que variaram de 1985 a 1998, de 4.172,54 kg a 7.222,93 kg, demonstrando um aumento na produção de leite, no período avaliado de 3.050,39 kg, ou seja, 217,9 kg de leite, em média, por ano. Os autores concluíram, confrontando os valores das tendências genéticas, que o aumento nos valores para as produções médias reflete, além do efeito favorável da seleção genética, o melhoramento de fatores não genéticos.

RENNÓ (2003), analisando registros da raça Pardo-Suíça, observou produção de leite média na primeira lactação de 7.214,65 kg. CHI et al. (1994) e ALMEIDA et al. (1995) utilizando registros de vacas da raça Holandesa, verificaram médias de produção de leite de 5.596 e 5.897 kg de leite, em 305 dias de lactação, respectivamente.

A média de produção de leite obtida por VASCONCELLOS et al (2003), trabalhando com diferentes grupos genéticos obtidos por cruzamentos não direcionados entre as raças Holandesa (H), Pitangueiras (P), Gir (G) e animais sem raça definida (SRD) foi igual a $1.473,00 \pm 395,91$ kg/lactação,

Avaliando 3.605 lactações em 305 dias, de 2.082 vacas Gir leiteiro, com partos ocorridos de 1987 a 1999, LEDIC et al. (2002), obtiveram média na produção de leite de $2.746,17 \pm 1.299,90$ kg.

Trabalhando com 6.842 lactações de 3.274 vacas da raça Pardo-Suíça, com partições entre 1980 a 1999, ARAÚJO et al. (2002), encontraram uma produção média de $5.941,43 \pm 1.661,66$ kg.

RENNÓ et al. (2002), analisando 11.189 lactações de 5.382 vacas da raça Pardo-Suíça, no período de 1980 a 1999, encontraram produções médias de leite de $5.791,50 \pm 1.211,58$ kg e concluíram que os animais da raça Pardo-Suíça apresentam elevado desempenho produtivo nos rebanhos brasileiros. As médias de produção de leite encontradas neste estudo foram superiores às encontradas em outros trabalhos realizados com animais da raça Pardo-Suíça no Brasil.

Analisando a eficiência produtiva de 1877 vacas provenientes de quatro grupos genéticos Holandês X Zebu (1/2HZ, 5/8H, 3/4H, 7/8H), GROSSI e FREITAS (2002) encontraram uma média da produção total de leite de 4.180,8 kg, com desvio padrão de 1.824 kg, enquanto que, para cada grupo genético, os valores foram os seguintes: 3.434,9 kg; 4.569,5 kg; 4.533,1 kg; e 5.470,0 kg, respectivamente, para os grupos 1/2HZ, 3/4H, 5/8H e 7/8H. Os autores concluíram que o grupo 7/8 H foi superior aos demais com relação à produção, devido ao fato de que esses animais apresentavam maior proporção de genes da raça Holandesa.

Avaliando as produções de leite até 305 dias de 25.688 vacas holandesas com partos entre 1988 e 1999, TEIXEIRA et al. (2002), encontraram uma média de 6.953,84 kg de leite. Os autores observaram aumento significativo da média dos desvios-padrão de 1988 até 1997, fato ocorrido provavelmente devido ao aumento na produção no decorrer do período.

DURÃES et al. (2001), utilizaram 18.482 registros de produção de vacas de 359 rebanhos obtidos do controle leiteiro realizado pelos técnicos da Associação de Criadores de Gado Holandês de Minas Gerais, das vacas Holandesas de primeira lactação, dividido em dois grupos, o primeiro, formado por dados coletados de 1986 a 1991 e o segundo, coletados de 1992 a 1996. As médias das produções de leite variaram, no período de 1986 a 1996, de 5.083 ± 50 a 6.876 ± 51 kg. Observou-se que houve aumento da média de produção de leite ano após ano, durante o período estudado. O aumento da média de produção de leite observado foi de 1.793 kg em 11 anos, ou seja, aumento médio de 163 kg por ano.

Trabalhando com 1.751 registros de produção de leite coletados durante o período de 1980 a 1989, em 819 vacas puras da raça Pardo-Suíça, SILVA et al. (2000), encontraram uma média de $4.332,08 \pm 37,05$ kg.

FREITAS et al. (2001), analisaram 9.527 lactações de vacas puras de origem (PO) da raça Holandesa, iniciadas entre 1988 e 1997. Eles estabeleceram dois conjuntos de dados: um com as vacas de primeira lactação (Conjunto I) e outro com as vacas de primeira até a terceira lactação. As médias para produções de leite, até 305 dias de lactação, foram 5.870 ± 1.662 kg, para o conjunto I. Para o conjunto II, essas médias, foram 5.521 ± 1.523 kg, na primeira lactação; 6.421 ± 1.789 kg na segunda lactação e 7.045 ± 1.903 kg, na terceira lactação.

ALMEIDA et al. (1999), trabalhando com 2.512 lactações de vacas Pardo-Suíça no Estado do Paraná, e COELHO (1990), com 864 lactações em um rebanho no Estado de São Paulo, encontraram médias de produção de 5.428 ± 2.081 kg.

BALIEIRO, (1997) estudou, no período de 1977 a 1995, 1.013 lactações de 328 vacas, mestiças e puras, filhas de 49 reprodutores das raças Holandesa e Gir. A média da produção de leite ajustada para 305 dias foi de $4.101,50 \pm 100,89$ kg. A média da produção de leite obtida neste estudo foi superior às obtidas em outros rebanhos mestiços Europeu-Zebu, relatadas por POLASTRE (1985) e TEODORO (1991), de 2.829 kg e 2.878 kg, respectivamente.

2.1.2 Herdabilidade

A herdabilidade (h^2) mede a influência da variação genética aditiva em relação à variação total de uma característica em uma população. É uma propriedade não somente da característica, mas também da população. As correlações genéticas entre as características produtivas nos indicam se há antagonismo entre os genes responsáveis pelas mesmas, auxiliando na escolha dos reprodutores de acordo com objetivos a serem alcançados. Por isso, para definir planos de melhoramento genético, as estimativas da herdabilidade e das correlações genéticas para características de produção são fundamentais (BOLIGON et al., 2005).

O conhecimento da herdabilidade das características envolvidas no processo de produção de leite e a associação genética entre elas são importantes e se justificam pela possibilidade de serem utilizadas na seleção (VAL et al, 2004).

Analisando o valor médio de herdabilidade verificado em literatura, pode-se considerar que nas populações existe suficiente variação genética entre os indivíduos para aplicação dos métodos de seleção. No entanto, observa-se também que, em função das diferentes populações, épocas e regiões, os valores do coeficiente de herdabilidade para a produção de leite são bastante variados (BOLIGON et al., 2005).

Com o objetivo de estimar parâmetros genéticos para as produções de leite no dia do controle e para a produção até 305 dias de lactação, VARGAS et al. (2006), analisaram dados de 39.578 controles leiteiros de 3.766 primeiras lactações de vacas da raça Holandesa e encontraram valores de herdabilidade de 0,27 para a produção total, variando de 0,11 a 0,31 para o dia de controle. Os autores sugeriram que a adoção de critérios de seleção usando a produção em apenas um controle leiteiro não proporciona grandes ganhos genéticos para a produção total.

Na pesquisa realizada por FALCÃO et al. (2006) com animais da raça Holandesa, sobre a heterogeneidade de variância entre estados, encontraram médias seguidas de desvios padrão da herdabilidade para produção de leite em MG, SP, PR, SC e RS de $0,289 \pm 0,022$; $0,236 \pm 0,015$; $0,282 \pm 0,013$; $0,383 \pm 0,026$ e $0,366 \pm 0,027$. Segundo autores, os maiores valores encontrados nos Estados de SC e RS ocorreram devido à maior variabilidade genética existentes nestes locais.

Com o objetivo de estimar parâmetros genéticos em função da produção de leite das primeiras lactações de vacas da raça Jersey, DIONELLO et al. (2006), encontraram valores para herdabilidade de 0,42. Os autores concluíram que a estimativa obtida pode ter sido

influenciada pelo valor da estimativa da variância de ambiente permanente, que foi muito inferior às encontradas na literatura.

As estimativas de herdabilidade e os respectivos erros-padrão obtidos por BOLIGON et al. (2005), em registros de produção à primeira lactação de 5.007 vacas da raça Holandesa nascidas entre os anos de 1984 e 1998, foram $0,30 \pm 0,008$. Estas estimativas são superiores aos valores relatados para a raça Holandesa por FERREIRA & FERNANDES (2000), MARION (2000) e FREITAS et al. (2001), que variaram de 0,18 a 0,28. O coeficiente de herdabilidade estimado para esta característica foi considerado por BOLIGON et al. (2005) como moderado, indicando que uma parcela relativamente grande da variação observada nas características analisadas é decorrente de diferenças nos genes de efeito aditivo, sugerindo ser possível alcançar progresso genético na população por meio de seleção.

COSTA et al. (2000) utilizaram registros de produção de leite e gordura, para estudar a heterogeneidade de variâncias entre locais, os quais foram classificados em dois grupos (baixo e alto) com base no desvio-padrão fenotípico da produção de leite por rebanho-ano. Os componentes de variâncias de reprodutor e de resíduo para produção de leite e gordura nos ambientes de baixo desvio-padrão foram menores que nos ambientes de alto desvio-padrão fenotípico.

Trabalhando com a mesma raça, TORRES et al. (1999) e WEBER et al. (2005) relataram valores inferiores (0,22). Por outro lado, MATOS et al. (1997) estimaram coeficientes de herdabilidade para produção de leite superior (0,35), para a raça Holandesa no Rio Grande do Sul.

Nos Estados Unidos, ALBUQUERQUE et al. (1996) e GADINI et al. (1997) mostraram valores de herdabilidade de 0,34 e 0,19, respectivamente, para produção de leite na primeira lactação, demonstrando a existência de variação para a característica. No Brasil, MACHADO et al. (1999), estudando dados de produção de leite na primeira lactação, de vários rebanhos da raça Holandesa, criados predominantemente na Região Sudeste do País, obtiveram estimativas de herdabilidade de 0,22 a 0,35, dependendo do modelo de análise efetuada.

Utilizando lactações de vacas da raça Holandesa no Brasil, com o objetivo de verificar o efeito da heterogeneidade de variância na avaliação genética de vacas e touros, TORRES (1998) estratificou a produção total de leite, ajustada à idade adulta, em classes de desvio-padrão fenotípico: baixo (< 1.427 kg), médio (entre 1.427 kg e 1.625 kg) e alto (> 1.625 kg). As médias de produção de leite e os componentes de variância genética, residual e fenotípica aumentaram com o aumento do desvio-padrão médio da classe. A classe de médio desvio-

padrão fenotípico da produção de leite obteve maior estimativa de herdabilidade e as correlações genéticas entre as três classes de desvio-padrão foram acima de 0,92.

No Brasil, as estimativas de herdabilidade para produção de leite têm apresentado variações consideráveis; ALMEIDA et al. (1995) estimaram valores de 0,23 para produção de leite e MATOS et al. (1997), de 0,19. No Japão, SUZUKI e VAN VLECK (1994), ao analisarem dados das três primeiras lactações de vacas da raça Holandesa, encontraram os mesmos valores de herdabilidade de 0,30.

COSTA (1999) utilizando registros de produção de leite e gordura de primeiras lactações de vacas da raça Holandesa, os quais foram classificados em dois grupos, alto e baixo desvio padrão fenotípico, encontrou estimativas para os coeficientes de herdabilidade, para as produções de leite e gordura, maiores (0,30 e 0,20, respectivamente) nos rebanhos de baixo desvio padrão, em relação aos de alto desvio-padrão (0,23 e 0,20, respectivamente). As correlações genéticas para produção de leite e gordura entre os dois grupos de ambientes foram próximas a 1,0. O autor concluiu que as avaliações genéticas no Brasil devem considerar a heterogeneidade de variâncias para aumentar a precisão das avaliações e a eficiência de seleção para a produção de leite e gordura na raça Holandesa.

2.2 IDADE AO PRIMEIRO PARTO

2.2.1 Idade Média

Dentre as características associadas à eficiência reprodutiva, a idade ao primeiro parto é uma das de mais fácil mensuração (MELLO, 2004). Ela é reflexo da idade à puberdade, que por sua vez está ligada à velocidade de crescimento da fêmea (PEREIRA et al., 1991).

É indicativo de precocidade sexual e, portanto, de elevada importância econômica, uma vez que marca o início da vida produtiva de uma fêmea leiteira e influencia os custos de reposição das matrizes (FACÓ et al., 2005).

Sabe-se que essa característica é bastante influenciada pelo ambiente que o produtor oferece ao seu rebanho e depende, principalmente, da alimentação e manejo oferecidos aos animais nos primeiros meses de vida, possibilitando desenvolvimento satisfatório nas diversas etapas do seu crescimento. Outros fatores também atuam nesse processo como a verificação correta do cio e habilidade do inseminador, entre outros (GROSSI et al., 2002).

BERTIPAGLIA et al. (2007), estudando animais da raça Holandesa encontraram uma estimativa média da idade ao primeiro parto de $792 \pm 2,67$ dias. A estimativa da herdabilidade direta obtida para a idade ao primeiro parto ($0,23 \pm 0,079$) sugere que esta característica apresentou variação genética aditiva suficiente para responder à seleção.

Trabalhando com uma população de fêmeas Mestiço Leiteiro Brasileiro (MLB), VERCESI FILHO et al. (2007), também estudaram a idade ao primeiro parto e encontraram uma média de $39,22 \pm 5,15$ meses.

VERNEQUE et al. (2005), analisando a idade média ao primeiro parto em animais da raça Gir leiteiro encontraram um valor de $43,6 \pm 7,3$ meses, considerada pelos autores como tardia.

Estudando o desempenho reprodutivo de 10.494 primíparas da raça Holandesa, variedade HPB (Preta e Branca), controlados entre 1991 e 2000, WOLFF et al. (2004), encontraram uma média seguida de desvio-padrão de $27,05 \pm 3,93$ meses.

BALIEIRO et al. (2003), trabalharam com dados de 21 rebanhos e 4.780 registros de animais da raça Gir. A média ajustada da idade ao primeiro parto e o respectivo erro-padrão encontrada foi $45,52 \pm 0,09$ meses.

As novilhas estudadas por ROCHA e CARVALHEIRA (2002), no período de 1980 a 1989, pariram mais tarde ($32,0 \pm 6,0$ meses) do que é considerado desejável (24 ± 4 meses) para sistemas de produção semelhantes. Os autores verificaram, no entanto, um notável decréscimo no primeiro parto de 1989 a 1996 com a média baixando de $39,4 \pm 5,5$ para $28,6 \pm 1,3$ meses.

GROSSI e FREITAS (2002) analisando a eficiência reprodutiva de 1877 vacas provenientes de quatro grupos genéticos Holandês x Zebu (1/2HZ, 5/8H, 3/4H, 7/8H) encontraram uma média para a idade a primeira cria de 32 meses, com desvio padrão de 5 meses, valor que, segundo os autores, pode ser considerado satisfatório, situando-se próximo ao desejável para as condições brasileiras.

Estudando a eficiência reprodutiva e produtiva de vacas da raça Holandês, LEITE et al. (2001), encontraram idade média ao primeiro parto aos 37,1 meses (amplitude de 12,3 a 80,1 meses) e o primeiro cio aos 24,9 meses (amplitude de 13,8 a 70,6 meses), deduzindo-se que a concepção tenha ocorrido em torno dos 27,8 meses de idade.

BECERRIL et al. (1993), na Flórida, Estados Unidos, também trabalhando com animais holandeses, obtiveram resultado semelhante (799 ± 89 dias). GROSSHANS et al. (1997) observaram idade ao primeiro parto de 731 ± 23 dias para a raça holandesa na Nova Zelândia.

HEINRICHS e VASQUEZ-ANON (1993) verificaram que ao longo dos anos avaliados (1985 a 1990), as vacas diminuíram a média de idade ao primeiro parto, e os níveis de produção aumentaram em cerca de 100 kg por ano. Além disso, animais que apresentaram idades ao primeiro parto, dentro de cada ano, menores, apresentaram níveis de produção semelhantes ou mesmo maiores do que vacas com idades ao primeiro parto superiores. Diminuição da idade da vaca ao primeiro parto não influenciando a produção de leite na primeira lactação foi verificada por GILL e ALLAIRE, 1976; GARDNER et al., 1988 e LIN et al. 1988.

LEDIC (1993) encontrou média para a idade ao primeiro parto de $44,80 \pm 0,50$ meses, em animais da raça Gir. Para animais da raça Holandesa, Jersey e seus mestiços, NEIVA et al. (1992) analisaram registros de idades ao primeiro parto provenientes de novilhas Holandesas e Pardo-Suíças, nascidas entre 1976 e 1985, onde as estimativas da média (\pm erro-padrão) da idade ao primeiro parto foram $32,57 \pm 0,32$ dias.

A idade ao primeiro parto encontrada por NOBRE (1983) foi de 33,9; 44,9; e 39,0 meses para animais 1/2 e 3/4 Holandês x Zebu (HZ) e Holandeses puros por cruza (HPC), respectivamente, sendo essa idade influenciada pelo grau de sangue. Contrariamente, CAMPOS (1987) não observou influência da estação de nascimento ou grau de sangue, e verificou uma média de 41,1 meses.

2.2.2 Herdabilidade

De modo geral, as herdabilidades de magnitude moderada a alta, estimadas para as características relacionadas à produção de leite e para a idade ao primeiro parto, indicam a existência de variação genética aditiva suficiente para permitir ganhos genéticos por meio da seleção (FACÓ et al., 2008).

Trabalhando com 1.408 registros de idade ao primeiro parto de vacas mestiças Holandês \times Gir e avaliando a herdabilidade para as características de produção de leite até os 305 dias de lactação e idade ao primeiro parto, FACÓ et al. (2008), encontraram estimativas de $0,21 \pm 0,04$ e $0,33 \pm 0,09$ respectivamente. As estimativas de herdabilidade variaram em magnitude, sendo mais elevada para a idade ao primeiro parto e moderada para as produções de leite em 305 dias.

Analisando registros de uma população de fêmeas Mestiço Leiteiro Brasileiro, VERCESI FILHO et al. (2007), encontraram valor para herdabilidade de 0,48. Os autores

concluíram que o elevado valor de herdabilidade, aliado à relevância econômica, justifica a inclusão da idade ao primeiro parto nos critérios de seleção para gado leiteiro nos trópicos.

VAL et al. (2004), avaliando o desempenho produtivo e reprodutivo de 1.272 novilhas da raça Holandesa, nascidas no período de 1990 a 1998, encontraram uma estimativa de herdabilidade de 0,35. Os autores concluíram que a idade ao primeiro parto pode auxiliar na seleção indireta para outras características de crescimento e de reprodução, visto ser ela a primeira etapa a cumprir, quando se deseja melhorar a eficiência reprodutiva dos rebanhos.

LÔBO et al. (2000), em revisão sobre estimativas de parâmetros genéticos para bovinos de corte e leite em determinadas regiões tropicais, relataram herdabilidade de $0,33 \pm 0,15$ para a característica de idade ao primeiro parto.

WENCESLAU et al. (2000) utilizaram 573 registros zootécnicos de vacas primíparas da raça Gir Leiteiro para estimar os componentes de (co) variância das características de conformação, produção de leite até 305 dias de lactação e idade ao primeiro parto. A estimativa de herdabilidade de idade ao primeiro parto de 0,56, observada neste estudo, indicaria que há variação genético-aditiva suficiente para obtenção de resposta à seleção para menor idade ao primeiro parto.

BALIEIRO et al. (1999), com o objetivo de estimar os parâmetros e as tendências fenotípica, genética e ambiental para intervalo de partos e idade ao primeiro parto na raça Gir, encontraram herdabilidade de 0,17 para o último parâmetro. Esse valor é um dos menores registrados na literatura para animais da raça Gir, devido possivelmente à metodologia utilizada. Nessa raça foram observados valores entre 0,29 (LEDIC, 1993) e 0,87 (SOUZA et al., 1991), em trabalhos que utilizavam "modelo reprodutor".

No Brasil, CARDOSO (1985) obteve estimativa de herdabilidade igual a 0,57 para idade ao primeiro parto em animais da raça Holandesa. FREITAS et al. (2000), em estudo com a mesma raça em Minas Gerais, obtiveram média para idade ao primeiro parto de $27,5 \pm 5$ meses e valor de herdabilidade de $0,27 \pm 0,05$.

Trabalhando com rebanhos Gir, MELLO (1994) e SOUZA et al. (1995), também encontraram valores elevados de herdabilidade para esta característica em seus estudos. Na raça Guzerá, MIRANDA et al. (1986) e WINKLER (1993) encontraram estimativas de 0,47 e 0,34, respectivamente.

2.3 TENDÊNCIA GENÉTICA

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

A estimativa de tendência genética, quando avaliada periodicamente, permite verificar a eficiência dos programas de melhoramento genético animal. Seu conhecimento pode auxiliar às decisões em relação ao futuro e na verificação da eficácia da escolha dos reprodutores por parte do criador. Uma das formas de se realizar este acompanhamento é por meio da determinação do progresso genético observado em características sob seleção na população (BOLIGON et al., 2005).

Estimativas de tendências genéticas são, geralmente, obtidas pela regressão dos valores genéticos dos animais, em função do ano de nascimento ou ano de parto das fêmeas, onde as duas estimativas refletem respostas diferentes. No primeiro caso, obtém-se uma resposta da contribuição dos reprodutores, quando estes foram utilizados nos rebanhos pela primeira vez, refletindo quais animais estariam contribuindo mais para o programa de seleção. No segundo caso, obtém-se resposta do comportamento do valor genético médio dos animais utilizados a cada ano para produzir nova geração de animais, refletindo o comportamento do programa de seleção nos últimos anos (ARAÚJO, 2003)

MUSANI & MAYER (1997), por meio de registros de lactações de vacas Jersey, estimaram a tendência genética para a produção de leite em 0,8 kg/ano. Concluíram que, em decorrência da alta variação genética para a produção, a tendência genética foi baixa, refletindo em ineficiência da seleção.

Tendências genéticas para as produções de leite e gordura, em animais da raça Holandesa, foram estimadas por DURÃES et al. (2001) no Brasil, por meio de 18.482 registros separados em dois períodos de tempo. Os valores estimados de tendência genética foram 18,4 e 0,6 kg/ano para produção de leite e gordura, respectivamente. Os autores concluíram que os resultados foram menores em relação aos teoricamente possíveis de serem alcançados, apesar da constatação de aumento das médias de produções no decorrer dos anos, provavelmente em decorrência de melhorias no manejo e nutrição dos animais.

VERNEQUE et al. (2005), utilizando registros de produção de leite em animais Gir, encontraram estimativa de tendência genética igual a $13,88 \pm 0,92$ kg/ano, concluindo que o incentivo e ampliação de programas de teste de progênie poderiam resultar em maior

disponibilidade de touros provados, o que resultaria em melhores opções para incremento do potencial genético da raça no Brasil. Também em animais da raça Gir, LEDIC (2002) encontrou tendência genética igual a 2,27 kg/ano de leite.

Segundo SASAKI et al. (1993), utilizando a metodologia dos modelos mistos e a máxima verossimilhança restrita (REML), o aumento anual da produção de leite foi de 303,7 kg para as vacas multíparas e de 126,5 kg para as primíparas da raça Holandesa. A tendência estimada para o ganho genético anual para a produção de leite foi de 15,5 kg, no período de 1974 a 1989.

Estudando dados de produção de leite em rebanhos da raça Holandesa nos Estados Unidos, POWELL & WIGGANS (1991) verificaram ganho correspondente a 87 kg/ano de leite sobre a média de produção por ano. VAN TASSEL & VAN VLECK (1991) afirmaram que, devido a baixos diferenciais de seleção e altos intervalos de gerações, o ganho genético anual observado foi abaixo da expectativa, para os rebanhos americanos especializados na atividade leiteira. Ganhos genéticos anuais iguais a 24 e 33 kg para produção de leite e de 0,64 e 0,85 kg para a produção de gordura foram obtidos por COSTA (1999), em animais da raça Holandesa, no Brasil.

SILVA et al. (1998) verificaram, para animais do ecótipo Mantiqueira no Brasil, ganhos genéticos anuais negativos de -14,27 e -0,10, e de 3,36 e 0,10 para as produções de leite e gordura, para os reprodutores e vacas, respectivamente.

2.4 PROCESSO DE AVALIAÇÃO GENÉTICA ANIMAL

2.4.1 Teoria de modelos mistos

A metodologia de modelos mistos foi derivada por Charles. R. Henderson em 1948, combinando as teorias dos mínimos quadrados com as do índice de seleção para a estimação das habilidades gerais, específicas e maternas em suínos. Esta metodologia, sob os diferentes modelos existentes, produz preditores denominados de valores genéticos.

Em um determinado conjunto de n observações referentes à q características, o desempenho de cada indivíduo pode ser explicado pelo seguinte modelo:

$$y = X\beta + Zu + e$$

sendo:

y = vetor $nq \times 1$ de observações; X = matriz de incidência $nq \times pq$ dos pq níveis de efeitos fixos (conhecida); β = vetor $pq \times 1$ de efeitos fixos (desconhecido); Z = matriz de incidência $nq \times nq$ dos efeitos aleatórios (contendo zero e uns); u = vetor $nq \times 1$ dos efeitos aleatórios (desconhecido); e = vetor $nq \times 1$ dos erros aleatórios.

Sob este modelo, pressupõe-se que a Variância de u é igual a G , onde G é uma matriz de variâncias e covariâncias dos efeitos em u ; sendo $G=A \otimes G_0$, em que A é a matriz $n \times n$ que indica o grau de parentesco entre os indivíduos avaliados, \otimes denota produto direto e G_0 é a matriz $q \times q$ de (co) variâncias genéticas entre as características avaliadas. A Variância de e é igual a R , em que $R=I \otimes R_0$, onde I é uma matriz identidade $n \times n$ e R_0 é uma matriz de (co) variâncias residuais entre as q características.

A esperança de y é definida como $E(y) = X\beta$, e a variância de y sob este modelo é igual a $Var(y) = V = ZGZ' + R \Rightarrow y \sim N(X\beta, V)$; onde o símbolo V denota a matriz de dispersão.

A derivação das equações acima pode ser feita a partir da minimização do quadrado médio do erro ou pela maximização da função densidade de probabilidade da distribuição conjunta de y e u :

$$f(y, u) = \frac{e^{-1/2[(y - X\beta - Zu)'R^{-1}(y - X\beta - Zu) + u'G^{-1}u]}}{(2\pi)^{1/2(n+q)}|R|^{1/2}|G|^{1/2}}$$

Assim, as equações normais para este modelo podem ser escritas como:

$$\begin{bmatrix} X'R^{-1}X & X'R^{-1}Z \\ Z'R^{-1}X & Z'R^{-1}Z + G^{-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{\beta} \\ \hat{u} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X'R^{-1}Y \\ Z'R^{-1}Y \end{bmatrix}$$

Tais equações podem, também, ser representadas como $C \hat{S} = t$, sendo:

$$C = \begin{bmatrix} X'R^{-1}X & X'R^{-1}Z \\ Z'R^{-1}X & Z'R^{-1}Z + G^{-1} \end{bmatrix} = \text{matriz de coeficientes (left hand side)}; \hat{S} = \begin{bmatrix} \hat{\beta} \\ \hat{u} \end{bmatrix} = \text{vetor}$$

das soluções e $t = \begin{bmatrix} X'R^{-1}Y \\ Z'R^{-1}Y \end{bmatrix} = \text{vetor das somas parciais de } y \text{ (right hand side)}$.

Por meio da resolução de tais equações, as soluções para os efeitos fixos, são denominados de **BLUE** (Best Linear Unbiased Estimates), além de soluções para os efeitos aleatórios, que são o objetivo principal da análise e são denominados de **BLUP** (Best Linear

Unbiased Predictions). A obtenção desses preditores com menor variância do erro de predição dentre todos os preditores lineares não-viciados, faz com que a correlação entre os valores verdadeiros e os preditos seja maximizada e, sob a suposição de distribuição normal das observações, também é maximizada a probabilidade de se classificar corretamente os indivíduos pelos seus valores genéticos, aumentando a acurácia das predições.

As equações para o modelo animal proporcionam soluções diretas para todos os animais incluídos na matriz de parentesco, mesmo que estes não possuam registros de produção, e tem as mesmas propriedades do BLUP. No entanto, para a resolução desse sistema, é preciso que se conheçam os componentes de \mathbf{G} ou, então, que sejam estimados e substituídos nas equações do modelo misto, obtendo aproximações para os melhores estimadores e preditores lineares de β e de \mathbf{u} . As propriedades dos estimadores e preditores resultantes a partir desse procedimento não são bem definidos, à exceção de serem não-viesados (KACKAR e HARVILLE, 1984), sendo conceituado por alguns autores como BLUP, sendo um “empírico-BLUP”.

Os componentes de variância podem ser estimados por diferentes métodos, mas tem havido uma preferência, no melhoramento animal, pelo método da máxima verossimilhança restrita (REML). O método REML foi sugerido por THOMPSON (1969) e posteriormente desenvolvido por PATTERSON e THOMPSON (1971). Este método consiste em maximizar a parte da função densidade de probabilidade normal multivariada associada com os efeitos aleatórios, após ajustar para as estimativas de efeitos fixos, no modelo linear.

Algoritmos muito utilizados para estimação dos componentes de variância por meio de REML é o algoritmo da Esperança e Maximização (EM) e o algoritmo Livre das Derivadas (DFREML). O primeiro é robusto, porém mais lento para convergência, enquanto que o segundo método, proposto por SMITH e GRASER (1986) e por GRASER et al. (1987), é um método mais simples computacionalmente em relação ao EM, porém requer um número muito maior de avaliações da função de verossimilhança. Este método consiste em procurar uma superfície S dimensional (S = conjunto de valores contendo razões de (co) variância em relação à variância residual) e encontrar o conjunto de razões de (co) variância para o qual o logaritmo natural da função de verossimilhança é maximizado.

2.5 INFERÊNCIA BAYESIANA

A teoria de modelos mistos tem sido um padrão para a avaliação genética de animais. Embora notória no melhoramento animal, a abordagem clássica de modelos mistos apresenta

algumas limitações, como a elevada demanda computacional e a construção adequada de intervalos de confiança para os valores reprodutivos de cada animal, o que permitiria uma comparação mais fidedigna entre animais. Esse segundo aspecto pode ser contornado pela inferência Bayesiana, que consiste em uma abordagem estatística que trata os parâmetros populacionais como variáveis aleatórias e que, permite obter intervalos de confiança (chamados de “intervalos de credibilidade”) (NOGUEIRA & SÁFADI, 2001).

O verdadeiro valor de θ é desconhecido e a idéia é tentar reduzir este desconhecimento. Além disso, a intensidade da incerteza a respeito de θ pode assumir diferentes graus. Do ponto de vista Bayesiano, estes diferentes graus de incerteza são representados por meio de modelos probabilísticos para θ . Neste contexto, é natural que diferentes pesquisadores possam ter diferentes graus de incerteza sobre θ (especificando modelos distintos). Sendo assim, não existe nenhuma distinção entre quantidades observáveis e os parâmetros de um modelo estatístico, todos são considerados quantidades aleatórias.

Se θ é um vetor de parâmetros e y é um vetor de observações de um determinado experimento, então a função densidade de probabilidade conjunta de θ e y ($f(\theta, y)$) pode ser definida como:

$$f(\theta, y) = f(\theta)f(y/\theta) = f(y) f(\theta/y)$$

Reorganizando as expressões, tem-se:

$$f(\theta, y) = f(\theta, y)/f(y)$$

$$f(\theta, y) = f(\theta)f(y/\theta)/f(y);$$

onde a última expressão representa o teorema de Bayes. Como $f(y)$ não é uma função de θ , tem-se uma forma usual do teorema de Bayes (GIANOLA e FERNANDO, 1986);

$$f(\theta/ y) \propto f(\theta)f(y/\theta)$$

em que \propto é o operador que indica proporcionalidade à, ou seja, existe uma constante c , tal que $f(\theta/ y) \propto c f(\theta)f(y/\theta)$.

Definidos os termos da expressão, tem-se que: $f(\theta)$ é a função densidade de probabilidade (variáveis contínuas) “**a priori**” de θ , que reflete a relativa incerteza sobre os possíveis valores de θ , antes do vetor y ter sido observado. O termo $f(y/\theta)$ é a função densidade de probabilidade de y condicional a θ , que representa a **verossimilhança**, ou seja, a quantidade de informação contida em y para o conhecimento de θ .

E o termo $f(\theta/ y)$ é a função densidade de probabilidade “**a posteriori**”, que reúne em si, o estado de incerteza sobre θ , dado o conhecimento prévio sobre os parâmetros e a informação contida no vetor de observações.

A informação *a priori*, uma das principais características da teoria Bayesiana, varia desde crenças pessoais do pesquisador até a informação contida em dados, obtidos por meios científicos, como por exemplo, a informação proveniente de ensaios anteriores ou considerações teóricas inerentes à área de estudo.

Quando o conhecimento prévio sobre a frequência de ocorrência de um dado fenômeno estudado é vago, ou praticamente inexistente, a densidade *a priori* é denominada de não informativa, ou plana (*flat*), e possui uma distribuição uniforme, r representada como; $f(\theta) \propto \text{constante}$.

GIANOLA e FERNANDO (1986) citaram que uma função *a priori* plana não é apropriada, pois sua integral não converge sobre todos os possíveis valores de θ . Embora controversas, a maioria dos argumentos da inferência frequentista, podem ser derivados pelo teorema de Bayes, usando uma *priori* não informativa.

Distribuições impróprias podem se tornar próprias se forem adotados limites inferiores e superiores para a função. Desta forma, a posterior será definida dentro dessa amplitude. Por outro lado, de posse do conhecimento prévio amplo ou preciso, sobre o fenômeno estudado, *a priori* passa a ser denominada de informativa ou aguda (*Sharp*). Neste caso, a maioria da densidade desta função, está à vizinhança de sua moda.

A função de verossimilhança $f(y/\theta)$ reflete a quantidade de informação contida no vetor de observações y , para o conhecimento de θ . Assim valores individuais desta função, são obtidos a partir das distribuições de probabilidade de y , para vários valores de θ .

Quando se analisa um conjunto de dados de grande volume, a informação *a priori* tende a ser subjugada pela função de verossimilhança no estabelecimento da “posteriori”. Neste caso, as estimativas a respeito dos parâmetros em θ , são próximas àquelas obtidas por meio de métodos frequentistas. A distribuição *a posteriori* de θ contém todas as informações necessárias para se fazer inferências a respeito de θ , de forma que para qualquer inferência a respeito de θ é necessário integrar a função $f(\theta / y)$, o que na maioria das vezes é muito difícil de ser feito na prática, inviabilizando por muito tempo a aplicação da inferência Bayesiana. Recentemente, a utilização de métodos iterativos, tal como o método do amostrador de Gibbs, permite fazer inferência a respeito de $f(\theta/y)$ sem a necessidade de integração. A maioria das aplicações do amostrador de Gibbs tem sido na estatística Bayesiana, porém este não é um processo necessariamente Bayesiano.

2. 5. 1 - Amostrador de Gibbs (Gibbs Sampling).

As inferências a respeito de parâmetros de interesse utilizando o enfoque Bayesiano são feitas com base nas distribuições marginais *a posteriori* dos parâmetros de interesse, considerando-se a incerteza sobre os demais parâmetros do modelo (WANG et al., 1994). Inicialmente é necessária a obtenção da densidade conjunta *a posteriori* de todos os parâmetros desconhecidos. A partir dessa função conjunta, a distribuição marginal *a posteriori* de um parâmetro (como o valor genético de um animal ou o componente de variância genética) é obtida por processos sucessivos de integração em relação aos demais parâmetros “nuisance”, que são os efeitos “fixos” (na abordagem frequentista) e todos os efeitos aleatórios, exceto aquele de interesse.

Tal integração por meios analíticos ou numéricos é difícil e até às vezes impraticável, principalmente quando as distribuições *a posteriori* são complexas, as aproximações analíticas são quase sempre impossíveis, e, portanto, a atenção tem sido voltada para o uso dos procedimentos numéricos, com grande aplicação de métodos de simulação dos métodos Monte Carlo da Cadeia de Markov (MCMC).

O amostrador de Gibbs é um método da família dos MCMC, de forma que a cadeia de Gibbs segue as mesmas propriedades das cadeias de Markov. CASELLA e GEORGE (1992) definem o amostrador de Gibbs como um procedimento numérico para obter amostras da distribuição conjunta ou marginal de todos os parâmetros do modelo através de repetidas amostragens de todas as distribuições condicionais completas formando uma cadeia de Markov.

De acordo com VAN TASSEL et al. (1995), o uso da amostragem de Gibbs apresenta várias vantagens com relação aos métodos usuais: (i) não requer soluções para as equações de modelo misto; (ii) permite a análise de conjunto de dados maiores do que quando se usa REML com técnicas de matrizes esparsas; (iii) propicia estimativas diretas e acuradas dos componentes de variância, valores genéticos e intervalos de confiança para essas estimativas e, (iv) pode ser usado sem problemas em microcomputadores e estações de trabalho.

A amostragem de Gibbs é um método de integração numérica que permite a realização de inferências sobre as densidades conjuntas ou marginais, mesmo que essas densidades não possam ser avaliadas diretamente (VAN TASSEL et al., 1995). O uso de técnicas, como a da amostragem de Gibbs, evita cálculos difíceis, substituindo-os por seqüências de cálculos mais fáceis. Essa metodologia tem causado grande impacto em problemas práticos, inclusive no melhoramento animal.

MATERIAL E MÉTODOS

Foram utilizados 2.981 registros referentes às produções de leite e idade da vaca ao parto, na primeira lactação de vacas da raça Pardo-Suíça, distribuídas em 62 rebanhos. Os registros são provenientes do serviço de controle leiteiro da Associação Brasileira de Criadores de Gado Pardo Suíço, com os partos ocorridos entre os anos de 1980 a 2002., e foram agrupados em quatro épocas, segundo o mês de parto: janeiro a março, abril a junho, julho a setembro e outubro a dezembro.

Foi gerado, também, um arquivo de “pedigree”, utilizado em todas as análises, contendo a identificação de animal, pai e mãe, resultando em 17.664 indivíduos diferentes identificados na matriz de parentesco.

A análise utilizada para obtenção de componentes de (co) variância, levando-se em conta a distribuição conjunta das características, empregou o seguinte modelo:

$$y = X\beta + Z_a a + e$$

Sendo:

$$y = \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \end{bmatrix}, \quad X = \begin{bmatrix} X_1 & 0 \\ 0 & X_2 \end{bmatrix}, \quad \beta = \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \end{bmatrix}, \quad Z_a = \begin{bmatrix} Z_{a1} & 0 \\ 0 & Z_{a2} \end{bmatrix}, \quad a = \begin{bmatrix} a_1 \\ a_2 \end{bmatrix}, \quad e = \begin{bmatrix} e_1 \\ e_2 \end{bmatrix}$$

Onde y_1 = produção de leite na primeira lactação e y_2 = Idade da vaca ao primeiro parto, onde:

y_i vetor $n_i \times 1$, de n_i observações da produção i , i = produção de leite ou idade ao primeiro parto;

X_i matriz $n_i \times f$, de incidência de níveis dos efeitos fixos;

β_i Vetor $f \times 1$, de efeitos fixos;

Z_{ai} matriz diagonal $n_i \times N_i$, de incidência dos valores genéticos;

a_i Vetor $N_i \times 1$, de valores genéticos de cada animal;

e_i Vetor de resíduos da mesma dimensão de y_i .

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

$$\begin{bmatrix} y \\ a \\ e \end{bmatrix} \sim \left\{ \begin{bmatrix} X\beta \\ \phi \\ \phi \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} Z_a G Z_a' + Z_p P Z_p' + R & Z_a G & R \\ & G & \phi \\ & R & \phi & R \end{bmatrix} \right\},$$

tem-se que $\mathbf{G} = \mathbf{A} \otimes \mathbf{G}_0$ 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).

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

em que σ_{aii}^2 variância genética aditiva da característica i , e σ_{aij} , covariância genética aditiva

entre as características i e j ; \mathbf{I}_n é a matriz identidade, de ordem n e $\mathbf{R}_0 = \begin{bmatrix} \sigma_{e11}^2 & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \sigma_{e22}^2 \end{bmatrix}$, onde

σ_{eii}^2 , a variância residual da característica i .

Densidade “priori” plana foi assumida para os elementos de β , por refletir a falta de conhecimento sobre os parâmetros de locação de efeitos “fixos”. Para os valores genéticos, foram assumidas distribuições à “priori” normais multivariadas. Para os componentes de (co) variâncias, foram assumidas distribuições priori Wishart invertida. Se \mathbf{W} é uma variável aleatória com distribuição de Wishart Invertida, sua função densidade de probabilidade é definida como:

$$f(\mathbf{T} | \mathbf{T}_0, \nu) \propto |\mathbf{T}|^{-1/2(\nu+m+1)} \times \exp[\text{Tr}(-1/2\mathbf{T}_0^{-1} \mathbf{T}^{-1})]$$

Com \mathbf{T}_0 sendo a matriz de parâmetro de escala de ordem $q \times q$, positiva definida, ν o parâmetro de escala, associado ao grau de confiança e que possibilita o formato da distribuição dos componentes.

A análise usou a inferência Bayesiana, por meio de amostrador de Gibbs, utilizando o aplicativo MTGSAM (VAN TASSEL e VAN VLECK, 1996).

Foram utilizados 100 rounds no máximo, no processo de interação de Gauss-Seidel, para iniciar a cadeia, com critério de convergência para a variância do simplex de 10^{-3} . Foi estipulado um tamanho de cadeia de 1.500.000 de rounds, com período de aquecimento (Burn In) de 500.000 e frequência de amostragem de 500 rounds.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

As médias e desvios-padrão para a produção de leite (PL) e idade ao primeiro parto (IPP) de vacas da raça Pardo-Suíça foram iguais a $5.373,47 \pm 1.849,13$ kg e $29,65 \pm 4,51$ meses, respectivamente. RENNÓ (2003), com a mesma raça, observou produção de leite média na primeira lactação de $4.909,17 \pm 950,28$ kg. CHI et al. (1994) e ALMEIDA et al. (1995) utilizando registros de vacas da raça Holandesa, verificaram médias de produção de leite de 5596 e 5897 kg de leite, em 305 dias de lactação, respectivamente.

Trabalhando também com animais da raça Pardo-Suíça, BUENO et al. (2005) e SILVA et al. (2000), encontraram uma produção média de leite de 5.959,86 e 4.332,08 kg, respectivamente, para a primeira lactação.

O aumento da produção de leite com decréscimo da idade ao primeiro parto dos animais ao longo dos anos revela melhorias na qualidade dos animais e no manejo geral dos rebanhos (Figura 1).

O efeito de rebanho influenciou significativamente a produção de leite e idade ao primeiro parto ($P < 0,01$), indicando haver diferenças quanto ao nível de produção, localidade e manejo entre rebanhos. A idade ao primeiro parto foi influenciada significativamente pelo efeito de época de parto. Esse fato se deve, provavelmente, pela sazonalidade na oferta de nutrientes pelas pastagens, coincidindo com menores idades ao parto, após o período chuvoso, onde as fêmeas apresentam melhores escores corporais e conseqüentemente, aumento da eficiência reprodutiva.

Estes resultados estão de acordo com RIBAS et al. (1996) e PIMPÃO et al. (1997), trabalhando com vacas da raça Holandesa, com 281 e 36 rebanhos respectivamente, e ainda com o estudo de ALMEIDA et al. (1999), que, trabalhando com vacas Pardo-Suíças em 38 rebanhos, observaram efeito desta variável sobre a produção de leite, de gordura e da percentagem de gordura.

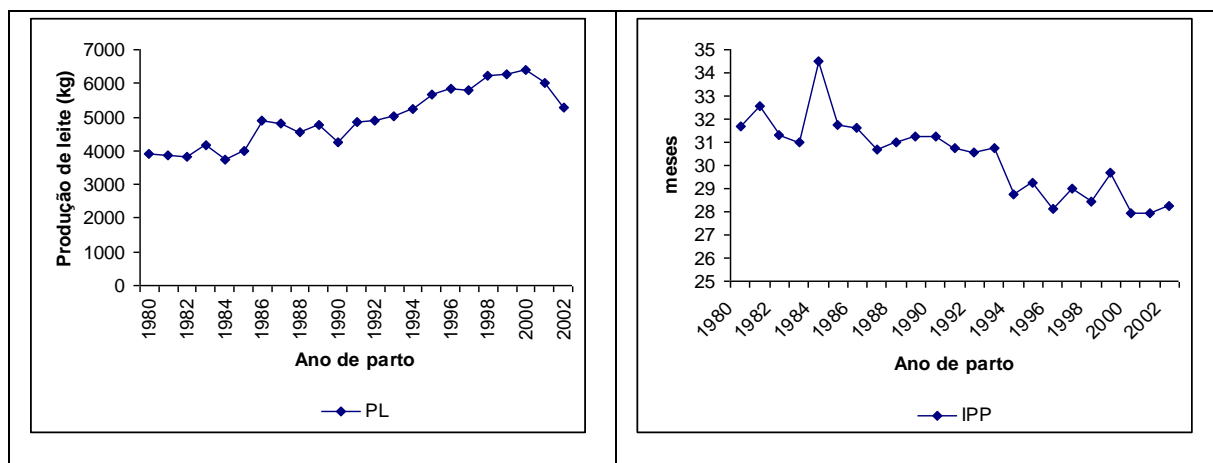


Figura 1 - Médias de produção de leite (kg) e idade ao primeiro parto (meses) ao longo dos anos avaliados para vacas da raça Pardo-Suíça no Brasil

Componentes de (co) variâncias para a produção de leite e idade ao primeiro parto obtidos podem ser observados na Tabela 1. Verifica-se que as estimativas de componentes de (co) variâncias apresentaram baixa amplitude para o intervalo de credibilidade, indicando que o tamanho da cadeia de Gibbs foi suficiente para gerar as médias posteriores.

Tabela 1 - Estimativa de médias posteriores Desvio-padrão (DP) e intervalo de credibilidade para os componentes de (co) variâncias para produção de leite e idade ao primeiro parto em vacas da raça Pardo-Suíça do Brasil.

Componentes de (co) variâncias	Média posterior	D.P.	Intervalo de credibilidade	
			Limite inferior	Limite superior
$\sigma_a^2 pl$	279588,46	50927,70	278009,75	281167,18
$\sigma_a pl, ivp$	-306,32	139,53	-310,64	-301,99
$\sigma_a^2 ivp$	3,40	0,76	3,38	3,42
$\sigma_e^2 pl$	979790,91	45111,28	978392,50	981189,32
$\sigma_e pl, ivp$	695,68	124,80	691,82	699,55
$\sigma_e^2 ivp$	14,64	0,68	14,62	14,66

$\sigma_a^2 pl$; $\sigma_a^2 ivp$ e $\sigma_a pl, ivp$ médias posteriores para variância genética aditiva para produção de leite, idade ao primeiro parto e covariância genética entre ambas, respectivamente. $\sigma_e^2 pl$, $\sigma_e pl, ivp$ e $\sigma_e^2 ivp$ médias posteriores para variância residual para produção de leite, idade ao primeiro parto e covariância residual entre ambas, respectivamente.

As estimativas de herdabilidade (Tabela 2) para a produção de leite e idade ao primeiro parto indicam a existência de variabilidade genética possível de ser utilizada em um programa de seleção genética. Verifica-se que a correlação entre as duas características foi negativa, sugerindo que parte dos genes de ação aditiva que atua em aumentar a precocidade sexual, causa aumento na produção de leite na primeira lactação. Contudo, para lactações

posteriores, espera-se que o aumento da produção de leite promova um aumento na idade à concepção, como consequência do estresse causado pelas altas produções de leite, provocando balanço energético negativo no início da lactação, diminuindo a fertilidade das vacas. LÔBO et al. (2000) encontraram correlação genética média de $-0,47$ entre a idade ao primeiro parto (IPP) e a produção à primeira lactação.

Tabela 2 - Estimativa de parâmetros genéticos (herdabilidade e correlação genética) para produção de leite e idade ao primeiro parto em vacas da raça Pardo-Suíça do Brasil.

Parâmetros Genéticos	Herdabilidade		Correlação Genética aditiva
	PL	IPP	
Média	0,22	0,18	-0,31
Desvio-padrão	0,03	0,04	0,13
Mínimo	0,09	0,07	-0,72
Máximo	0,38	0,36	0,25
Limite inferior	0,2204	0,1868	-0,32
Limite superior	0,2227	0,1892	-0,31

TORRES et al. (1999) e WEBER et al. (2005) encontraram coeficiente semelhante de herdabilidade para produção de leite (0,22). Por outro lado, MATOS et al. (1997) estimaram coeficiente superior (0,35).

Observando o histograma e distribuição para médias posteriores de herdabilidade para a produção de leite (Figuras 2 e 3) e idade ao primeiro parto (Figuras 4 e 5), respectivamente, verifica-se que o tamanho de cadeia utilizado foi suficiente para ambas as características, confirmando o resultado obtido pelo intervalo de credibilidade.

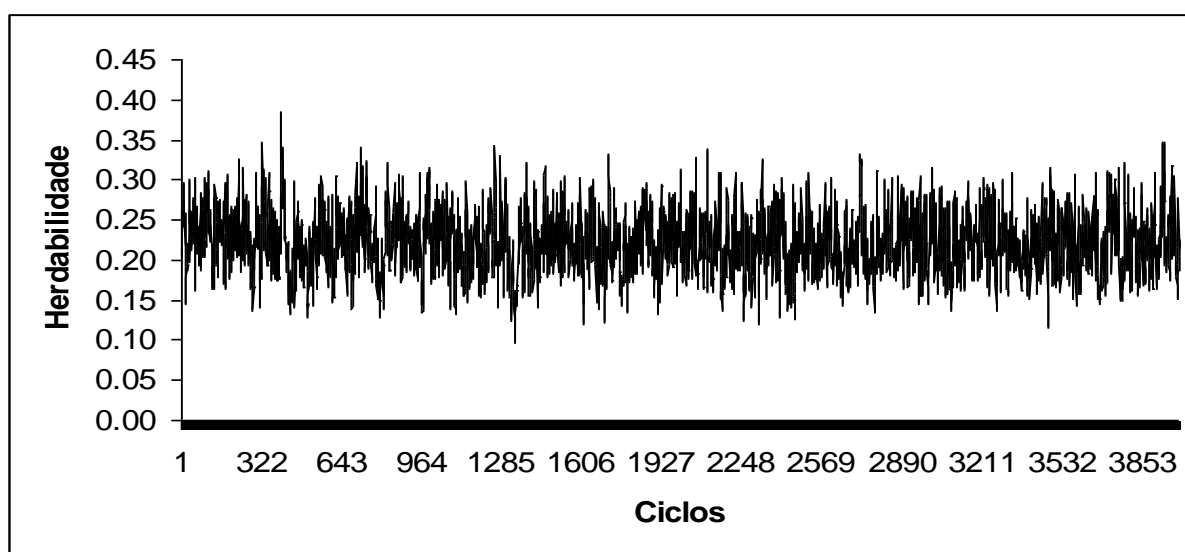


Figura 2 - Histograma de médias posteriores de herdabilidade de produção de leite (kg) para vacas da raça Pardo-Suíça do Brasil

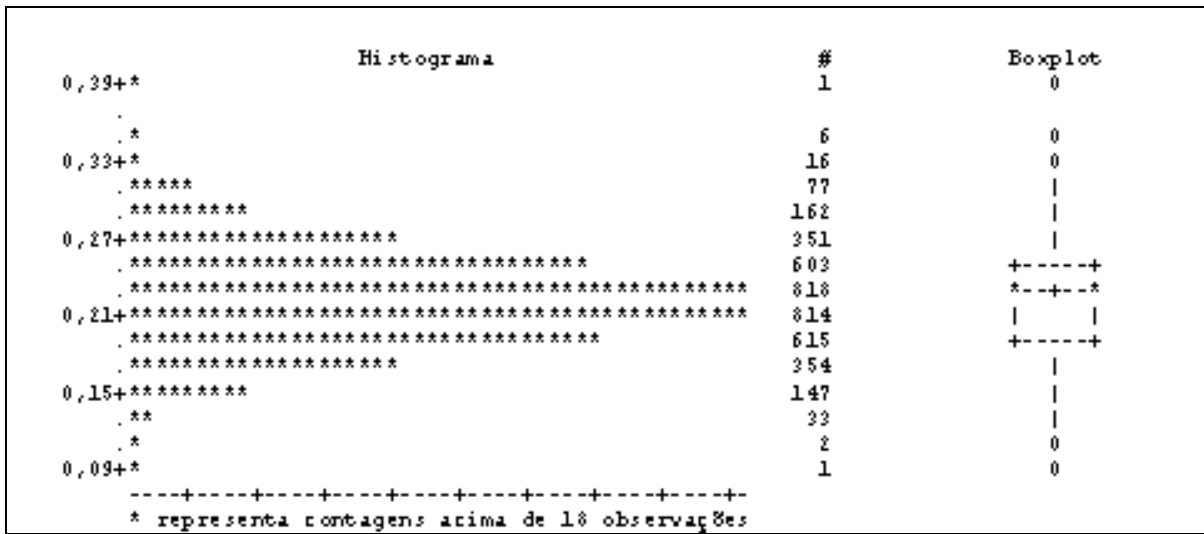


Figura 3 - Distribuição e box-plot de médias posteriores de herdabilidade de produção de leite (kg) para vacas da raça Pardo-Suíça do Brasil

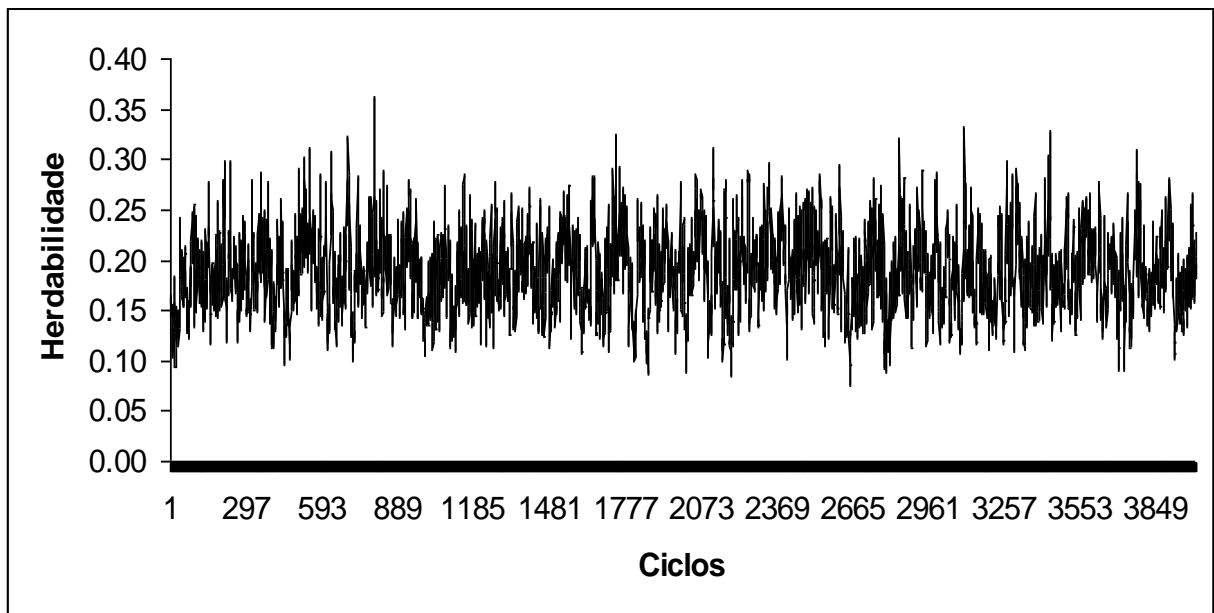


Figura 4 - Histograma de médias posteriores de herdabilidade de idade ao primeiro parto (kg) para vacas da raça Pardo-Suíça do Brasil

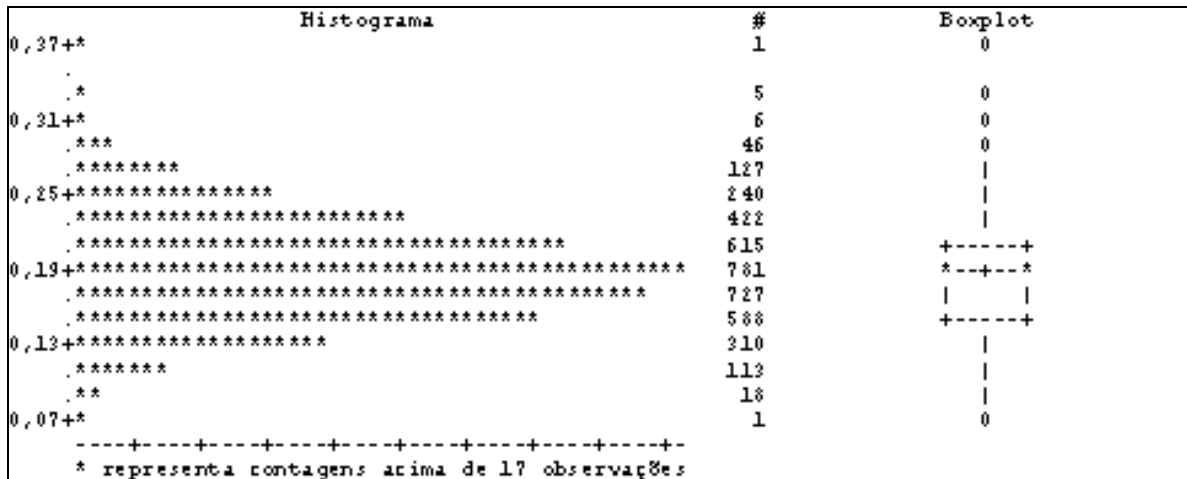


Figura 5 - Distribuição e box-plot de médias posteriores de herdabilidade de idade da vaca ao parto em vacas da raça Pardo-Suíça do Brasil

A correlação genética entre a produção de leite e idade ao primeiro parto indica que a maioria dos genes que atua sobre a primeira característica também tem efeito, em sentido oposto, sobre a segunda, sugerindo que filhas de touros com alto valor genético para produção de leite tendem a transmitir, em parte, precocidade sexual em suas proles em idades. Assim, pode-se concluir que a seleção para produção de leite contribui, mesmo que em menor magnitude, em novilhas parindo mais cedo, o que está de acordo com os resultados apresentados por SEYKORA e McDANIEL (1983) e RAHEJA et al. (1989). Valores negativos para correlação genética igual a -0,29 entre as duas características foram encontrados por BALIEIRO (1997). No entanto os resultados opostos foram constatados por ABUBAKAR et al. (1987) e REGE (1991).

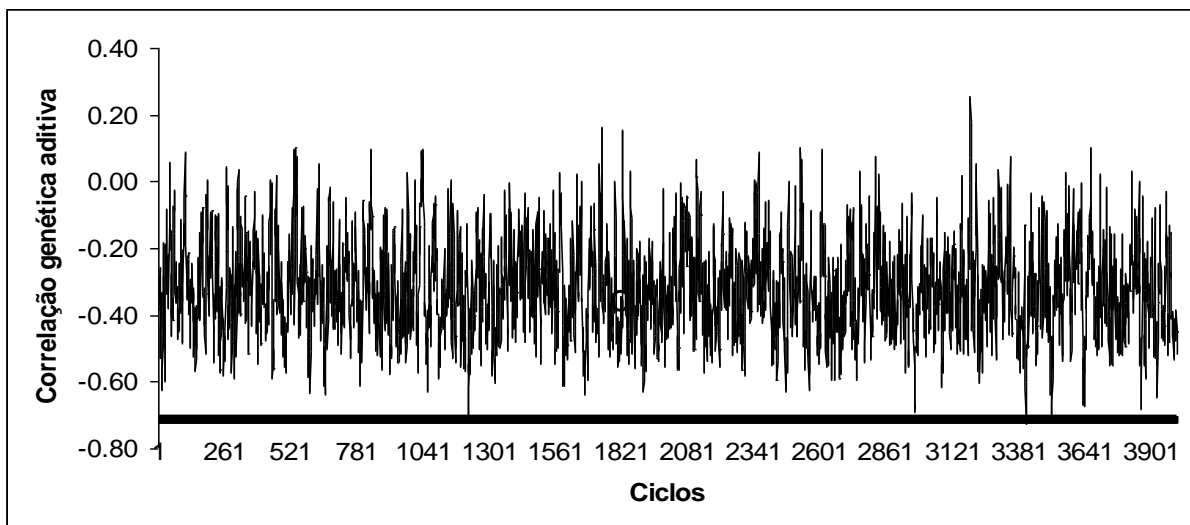


Figura 6 - Histograma de médias posteriores de correlação genética entre produção de leite (kg) e idade ao primeiro parto (kg) para vacas da raça Pardo-Suíça do Brasil

Com base nas estimativas de componentes de (co) variâncias, calculou-se a eficiência da resposta da seleção indireta da idade da vaca ao parto, em resposta à seleção direta para produção de leite, em relação à resposta direta para as produções no nível de baixa produção, como:

$$\frac{RC_{Y,X}}{R_Y^2} = r_{aX,Y} \frac{i_x h_x}{i_y h_y}$$

em que $RC_{Y,X}$ é a razão da resposta correlacionada da idade da vaca ao parto (y) em resposta à seleção direta para a produção de leite; R_Y^2 é a resposta da seleção direta para idade da vaca ao parto; r_{AXY} é a correlação genética entre as produções; i_x ; i_y ; h_x e h_y são as intensidades de seleção e raízes das estimativas de herdabilidade para produção de leite e idade da vaca ao primeiro parto, respectivamente. Admitindo a mesma intensidade de seleção, a razão é igual a -0,38, indicando que a seleção para precocidade das fêmeas de forma direta, seria mais eficiente.

4.1 TENDÊNCIAS GENÉTICA E FENOTÍPICA

Regredindo a média dos valores genéticos dos reprodutores em função do ano em que suas primeiras proles produziram nos rebanhos, verificou-se um acréscimo de 1,09 kg de leite para cada ano de produção, com a tendência genética se tornando positiva no início do período avaliado (Figura 7). Esse valor foi superior ao relatado por MUSANI & MAYER (1997), porém inferior ao de LEDIC (2002).

Avaliando a tendência fenotípica para a produção de leite, verifica-se que a mesma praticamente duplicou do início para o final do período avaliado (Figura 8). O acréscimo da produção anual, descrito por SASAKI et al. (1993) foi de 126,5 kg. Já ARAÚJO et al. (2003), relataram ganho 217,9 kg de leite, em média, por ano.

Para idade ao primeiro parto, os valores genéticos dos reprodutores tornaram-se negativos a partir de 1988 (figura 9), com redução aproximada de 0,05 meses a cada ano. Avaliando a tendência fenotípica para idade ao primeiro parto (Figura 10) verifica-se uma redução de 32 para 28 meses de idade ao primeiro.

Baixos valores observados pela tendência genética em ambas as características, podem ser reflexos em falhas na escolha de reprodutores, cujo critério de seleção poderia estar enfatizando mais o tipo racial dos animais do que o verdadeiro valor genotípico.

Tanto para a produção de leite quanto para idade ao primeiro parto, verifica-se que, no período avaliado, apesar da presença de variabilidade genética aditiva em ambas as características, a mesma não foi explorada em um programa de seleção que abrangesse todos os rebanhos e que empregasse a seleção simultânea para ambos os critérios de seleção. A tendência fenotípica indica que houve uma preocupação com o manejo dos animais de uma forma geral, proporcionando ganhos consideráveis para ambas as características.

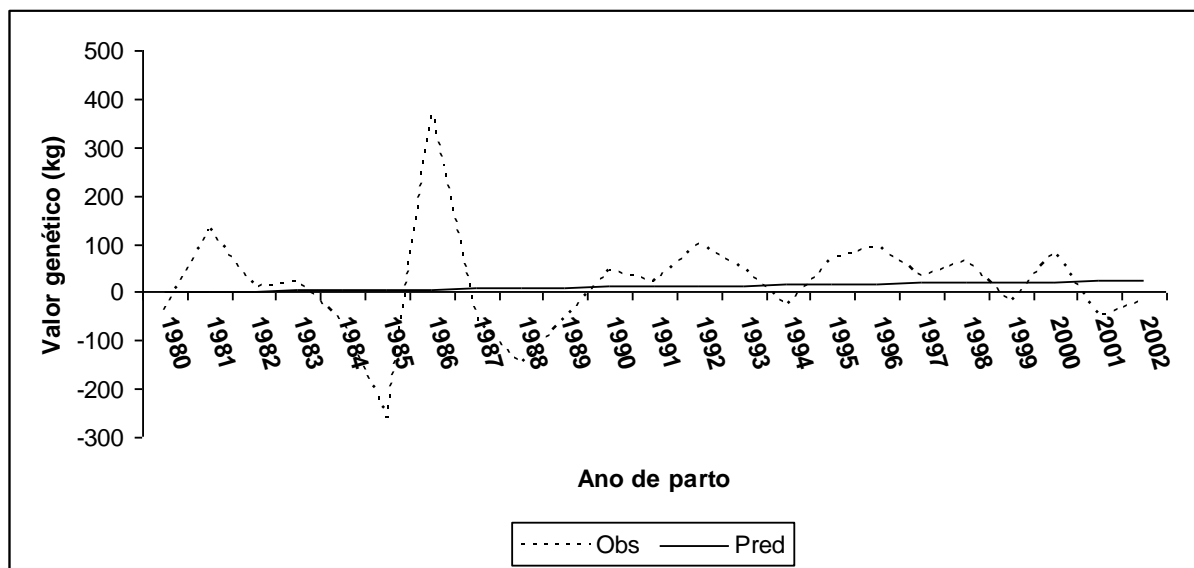


Figura 7 – Tendência genética para produção de leite para os reprodutores em função do ano de parto - $\hat{y} = -2157,83 + 1,09X$

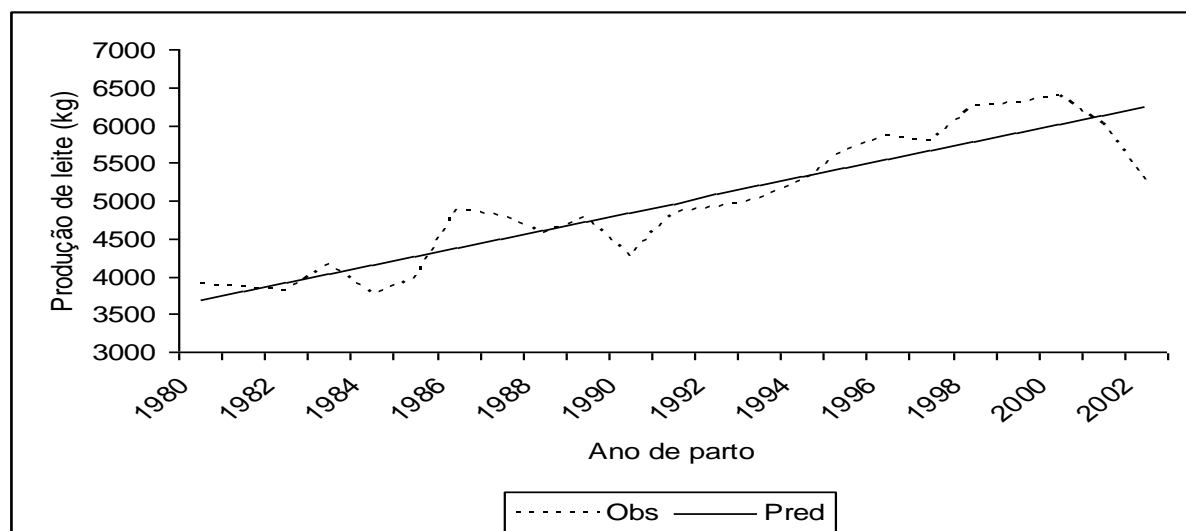


Figura 8 – Tendência fenotípica para produção de leite em função do ano de parto. $\hat{y} = -224675 + 115,3391X$

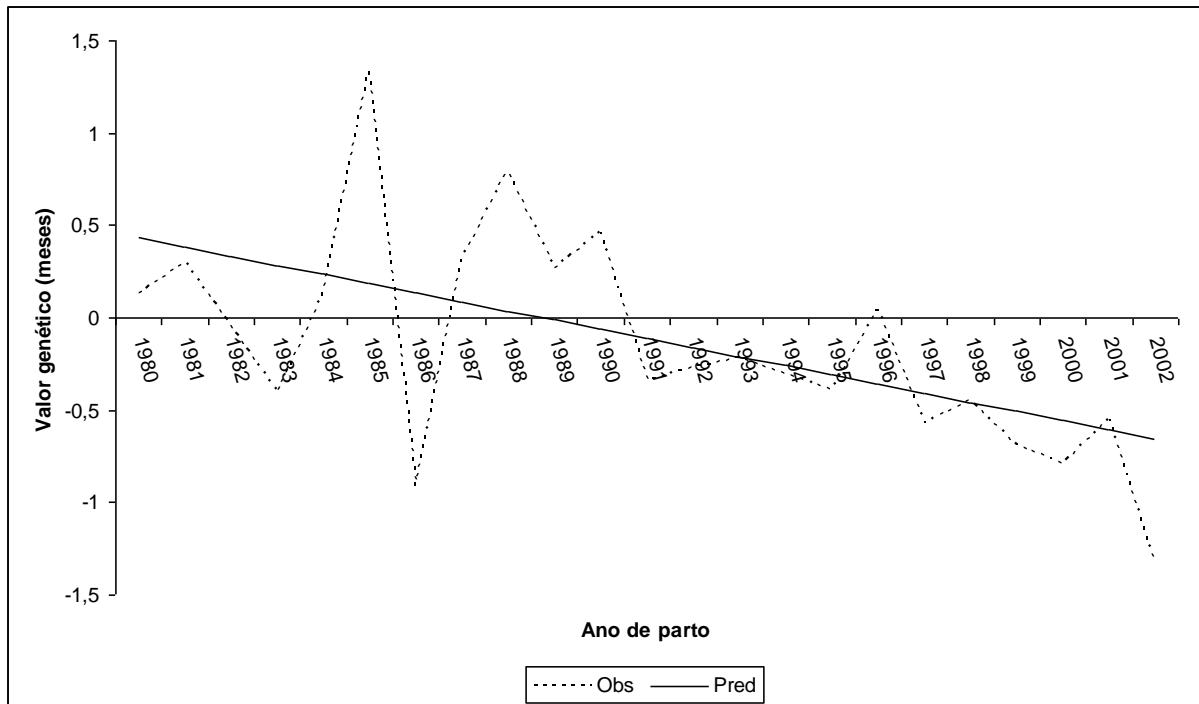


Figura 9 – Tendência genética para idade ao primeiro parto para os reprodutores em função do ano de parto. $\hat{y} = 98,4439 - 0,0495X$

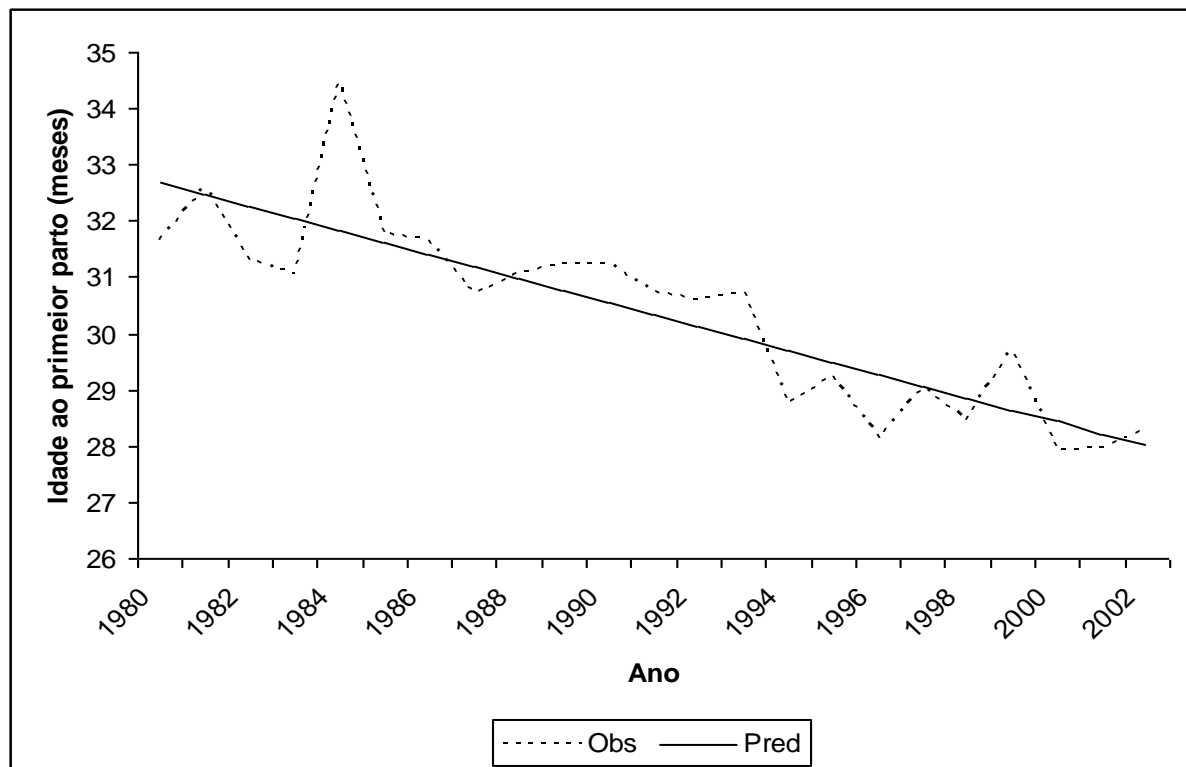


Figura 10 – Tendência fenotípica para idade ao primeiro parto para as matrizes em função do ano de parto. $\hat{y} = 453,9693 - 0,2127X$

5. CONCLUSÃO

Melhorias no manejo e no padrão genético dos animais aumentaram a produção de leite e a precocidade nos animais da raça Pardo-Suíça distribuídos nos diferentes rebanhos no Brasil.

A presença de variabilidade genética indica que ambas as características podem ser utilizadas como critério de seleção, por meio da seleção simultânea, promovendo a melhoria da eficiência do sistema de produção como um todo, como consequência de ganhos diretos sobre a produção de leite e idade da vaca ao parto.

6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

1. ABUBAKAR, B. Y.; Mc DANIEL, R. E.; VAN VLECK, L. D.; CABELLO, E. Phenotypic and genetic parameters for Holsteins in Mexico. **Trop. Agricult.**, v. 64, n. 1, p.23-26. 1987.
2. ALBUQUERQUE, L. G.; KEOWN, J. F.; VAN VLECK, L. D. Genetic parameters of milk, fat and protein yields in the first tree lactations using an animal model and restricted maximum likelihood. **Braz. J. Genet.**, v.19, p.79-86, 1996.
3. ALMEIDA, R.; RIBAS, N. P.; MARCONDES, E. A. Estudo de alguns fatores do meio ambiente sobre as produções de leite, gordura e proteína em vacas da raça Pardo-Suíça no Estado do Paraná. In: REUNIÃO ANUAL DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, 36, Porto Alegre. **Anais...** Porto Alegre: Sociedade Brasileira de Zootecnia, 1999. p.159. 1999.
4. ALMEIDA, R.; RIBAS, N. P., MONARDES, H. G. Estudo das características produtivas em rebanhos Holandeses em primeira cria na região Batavo, Paraná. In: REUNIÃO ANUAL DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, 32, Brasília. **Anais...** Brasília: SBZ, 1995, p.692. 1995.
5. ARAÚJO, C. V.; TORRES, R. A.; RENNO, F. P. et al. Heterogeneidade de Variância na Avaliação Genética de Reprodutores da Raça Pardo-Suíça no Brasil. **R. Bras. Zootec.** vol. 31, no. 3. 2002.
6. ARAÚJO, C. V.; TORRES, R. A.; RENNÓ, F. P.; PEREIRA, J. C.; PEREIRA, C. S.; ARAÚJO, S. I.; TORRES FILHO, R. A.; SILVA, H. C.; RENNÓ, L. N.; KAISER, F. R. R. Tendência Genética para Características Produtivas em Bovinos da Raça Pardo-Suíça. **R. Bras. Zootec.**, v.32, n.6, 2003.
7. BAGNATO, A.; OLTENACU, P. A. Phenotypic evaluation of fertility traits and their association with milk production of Italian Friesian Cattle. **J. Dairy Sci.**, 77(3):874-882. 1994.
8. BALIEIRO, E. S. PEREIRA, J. C. C.; VERNEQUE, R. S.; BALIEIRO, J. C. C.; VALENTE, J. Estimates of heritability and genetic relationship between some reproductive traits and milk yield in Gyr cattle. **Arq. Bras. Med. Vet. Zootec.** Belo Horizonte, v. 55, n. 1, 2003.
9. BALIEIRO, E. S.; PEREIRA, J. C. C.; VERNEQUE, R. S.; PEREIRA, C. S.; BERGMANN, J. A. G. Estimativas de parâmetros genéticos e de tendência fenotípica, genética e de ambiente de algumas características reprodutivas na raça Gir. **Arq. Bras. Med. Vet. Zootec.** v.51 n.4 Belo Horizonte ago. 1999.
10. BALIEIRO, J. C. C. **Aspectos genéticos e fenotípicos em características produtivas e reprodutivas do rebanho leiteiro da Universidade Federal de Viçosa.** Viçosa, MG: UFV, 1997. 109p. Dissertação (Mestrado em Zootecnia) – Universidade Federal de Viçosa, 1997.

11. BECERRIL, C. M.; WILCOX, C. J.; LAWLOR, T. J. et al. Effects of percentage of white coat color on Holstein cow production and reproduction in a subtropical environment. **Journal of Dairy Science**, v.74, n.8, p.2286-2291, 1993.
12. BERTIPAGLIA, E. C. A.; SILVA, R. G.; CARDOSO, V.; MAIA, A. S. C. Estimativas de parâmetros genéticos e fenotípicos de características do pelame e de desempenho reprodutivo de vacas holandesas em clima tropical. **R. Bras. Zootec.**, v.36, n.2, p.350-359, 2007.
13. BOLIGON, A. A.; RORATO, P. R. N.; FERREIRA, G. B. B.; WEBER, T.; KIPPERT, C. J.; ANDREAZZA, J. Herdabilidade e tendência genética para as produções de leite e de Gordura em Rebanhos da Raça Holandesa no Estado do Rio Grande do Sul. **R. Bras. Zootec.**, v.34, n.5, p.1512-1518, 2005.
14. BUENO, R. S.; TORRES, R. A.; RENNO, F. P. *et al.* Efeito da interação reprodutor x rebanho sobre os valores genéticos de reprodutores para produção de leite e gordura na raça Pardo-Suíça. **R. Bras. Zootec.**, vol. 34, no. 4 pp. 1156-1164. 2005.
15. CAMPOS, J. M. S. **Aspectos reprodutivos e produtivos em um sistema de produção de leite, na microrregião de Viçosa, Estado de Minas Gerais.** Viçosa, MG: Universidade Federal de Viçosa, 1987. 109p. Dissertação (Mestrado em Zootecnia) - Universidade Federal de Viçosa, 1987.
16. CASELLA, G. & GEORGE, E. I. Explaining the Gibbs Sampler. **The American Statistician**, v. 46, n.3, p. 167-174. 1992.
17. CARDOSO, V. L. **Efeitos de fatores genéticos e de ambientes sobre o desempenho reprodutivo de vacas da raça Holandesa.** 64f. Dissertação (Mestrado) - Faculdade de Medicina, Universidade de São Paulo, Ribeirão Preto, SP. 1985.
18. CHI, K. D., RIBAS, N. P., MONARDES, H. G. Efeitos de meio ambiente sobre as características produtivas de vacas da raça Holandesa em primeira lactação na região de Carambei, Paraná. In: REUNIÃO ANUAL DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, 31, 1994, Maringá. **Anais...** Maringá: SBZ, p.218. 1994.
19. COELHO, M. M. **Fatores de meio e genéticos em características produtivas e reprodutivas nas raças Holandesa e Pardo-Suíça.** Lavras, MG: Universidade Federal de Lavras, 1990. 118p. Dissertação (Mestrado em Zootecnia) – Universidade Federal de Lavras, 1990.
20. COSTA, C. N.; BLAKE, R. W.; POLLAK, E. J.; Genetic analysis of Holstein cattle populations in Brazil and United States. **Journal Dairy Science**, v.83, n.12, p.2963-2974. 2000.
21. COSTA, C. N. An investigation into heterogeneity of variance for milk and fat yield of Holstein cows in Brazilian hard environments. **Genetics and molecular biology**, 22 (3) : 375-381. 1999.

22. DIONELLO, N. J. L.; SILVA, C. A. S.; COSTA, C. N.; COBUCI, J. A. Estimação de parâmetros genéticos utilizando-se a produção de leite no dia do controle em primeiras lactações de vacas da raça Jersey. **R. Bras. Zootec.**, v.35, n.4, p.1646-1652, 2006 (supl.).
23. DURÃES, M. C.; FREITAS, A. F.; VALENTE, J. TEIXEIRA, N. M.; BARRA, R. B. Tendência Genética para a Produção de Leite e de Gordura em Rebanhos da Raça Holandesa no Estado de Minas Gerais. **Rev. Bras. Zootec.**, 30 (1) : 66-70, 2001.
24. FACÓ, O.; LOBO, R. N. B.; FILHO, R. M.; MARTINS, G. A.; OLIVEIRA, S. M. P.; AZEVEDO, D. M. M. R. Efeitos genéticos aditivos e não-aditivos para características produtivas e reprodutivas em vacas mestiças Holandês × Gir. **R. Bras. Zootec.**, v.37, n.1, p.48-53, 2008.
25. FACÓ, O.; LOBO, R. N. B.; FILHO, R. M.; LIMA, F. A. M. Idade ao Primeiro Parto e Intervalo de Partos de Cinco Grupos Genéticos Holandês x Gir no Brasil. **R. Bras. Zootec.**, v.34, n.6, p.1920-1926, 2005.
26. FALCÃO, A. J.; MARTINS, E. N.; COSTA, C. N. SAKAGUTIS, E. S.; MAZUCHELI, J. Heterocedasticidade entre estados para produção de leite em vacas da raça Holandesa, usando métodos bayesianos via amostrador de Gibbs. **R. Bras. Zootec.**, v.35, n.2, p.405-414, 2006.
27. FERREIRA, G. B.; FERNANDES, H. D. Parâmetros genéticos para características produtivas em bovinos da raça Holandesa no Estado de Goiás. **R. Bras. Zootec.** Viçosa, v. 29, n. 2. 2000.
28. FREITAS, A. F.; DURÃES, M. G.; TEIXEIRA, N. M. Parâmetros genéticos para produções de leite e gordura nas três primeiras lactações de vacas Holandesas. **Rev. Bras. Zootec.** Viçosa, v. 30, n. 3, 2001.
29. FREITAS, A. F.; DURÃES, M. G.; TEIXEIRA, N. M. Parâmetros genéticos da produção de leite de animais da raça Holandesa mantidos em sistema intensivo de produção tipo free stall. **Rev. Bras. Zootec.**, v.29, supl.1, p.2008-2012, 2000.
30. GADINI, C. H.; KEOWN, J. F.; VAN VLECK, L. D. Parâmetros genéticos da produção de leite, gordura e proteína e escore de células somáticas aos 305 dias de lactação. In: REUNIÃO ANUAL DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, Juiz de Fora, MG. **Anais...** SBZ. p.47-49. 1997.
31. GARDNER, R. W., SMITH, L. W., PARK, R.L. Feeding and management of dairy heifers for optimal lifetime productivity. **J. Dairy Sci.**, 71:996. 1988.
32. GIANOLA, D. & FERNANDO, R. L. Bayesian Methods in Animal Breeding Theory. **Journal Animal Science**, v. 63, p. 217-244. 1986.
33. GILL, G. S.; ALLAIRE, F. R. Relationship of age of first calving, days open, days dry, and herd life to a profit function for dairy cattle. **J. Dairy Sci.**, 59:1131. 1976.

34. GRASER, H. U.; SMITH, S. P.; TIER, B. A. Derivate free approach for estimating variance component in animal models by restricted maximum likelihood. . **Journal Animal Science**, v. 64, p.1362-1370. 1987.
35. GROSSHANS, T.; XU, Z. Z.; BURTON, L. J. et al. Performance and genetic parameters for fertility of seasonal dairy cows in New Zealand. **Livestock Production Science**, v.51, n.1, p.41-51, 1997.
36. GROSSI, S. F.; FREITAS, M. A. R. Eficiência reprodutiva e produtiva em rebanhos leiteiros comerciais monitorados por sistema informatizado. **R. Bras. Zootec.** v. 31 n.3 supl.0 Viçosa maio/jun. 2002.
37. HEINRICHS, A. J., VAZQUEZ-ANON, M. Changes in first lactation dairy herd improvement records. **J. Dairy Sci.**, 76:671-675. 1993.
38. HENDERSON, C. R. **Application of linear models in animal breeding**. Ithaca: University of Guelph, 462 p. 1984.
39. KACKAR, R. N. & HARVILLE, D. A. Approximations for standard errors of estimators of fixed and random effects in mixed linear models. **Journal of the American Statistical Association**, v.79, p.853-862. 1984.
40. LEDIC, I. L. et al. Estimativa de parâmetros genéticos, fenotípicos e ambientes para as produções de leite no dia do controle e em 305 dias de lactação de vacas da raça Gir. **R. Bras. Zootec.** Viçosa, v. 31, n. 5, 2002.
41. LEDIC, I. L. Idade ao primeiro parto de vacas Gir exploradas para leite. **Rev. Soc. Bras. Zoot.** Viçosa, v.23 p.272-282, 1993.
42. LEITE, T. E.; MORAES, J. C. F.; PIMENTEL, C. A. Eficiência produtiva e reprodutiva em vacas leiteiras. **Cienc. Rural**, Santa Maria, v. 31, n. 3, 2001.
43. LIN, C. Y., Mc ALLISTER, A. J., BATRA, T. R. et al. Effects of early and late breeding of heifers on multiple lactation performance of dairy cows. **J. Dairy Sci.**, 71:2735. 1988.
44. LÔBO, R. N. B.; MADALENA, F.E.; VIEIRA, A. R. Average estimates of genetic parameters for beef and dairy cattle in tropical regions. **Animal Breeding Abstracts**, v.68, n.6, p.433-462, 2000.
45. MACHADO, S. G.; FREITAS, M. A. R.; GADINI, C. H. Genetic parameters of test-day milk yields of Holstein cows. **Genetics and Molecular Biology**, v.22, n.3, p.383-386, 1999.
46. MARION, A. E. **Estudo da variação nas estimativas de componentes de variância e coeficientes de herdabilidade para as características de produção da raça Holandesa no Rio Grande do Sul**. Santa Maria: Universidade Federal de Santa Maria: Universidade Federal de Santa Maria, 2000. 89p. Dissertação (Mestrado) - Universidade Federal de Santa Maria, 2000.

47. MATOS, R. S.; RORATO, P. R. N.; FERREIRA, G. B. et al. Estudos dos efeitos genéticos e de meio ambiente sobre a produção de leite e gordura da raça Holandês no Estado do Rio Grande do Sul. **Revista Ciência Rural**, v.27, n.3, p.465-471, 1997.
48. MELLO, A. A. **Resposta à seleção em características de importância econômica em um rebanho da raça Gir**. Belo Horizonte, MG: UFMG, 1994. 97p. Tese (Mestrado em Melhoramento Animal) - Universidade Federal de Minas Gerais, 1994.
49. MELLO, S. P. **Análise genético-quantitativa da eficiência produtiva de um rebanho bovino da raça Canchim**. São Carlos: UFSCar, 66p. Tese (Doutorado). 2004.
50. MIRANDA, J. J. F., PEREIRA, C. S., PEREIRA, J. C. C. et al. Fatores ambientes e genéticos relacionados com a idade à primeira cria e intervalo entre partos no rebanho Guzerá da fazenda Canoas. In: REUNIÃO ANUAL DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, 23, 1986, Campo Grande. **Anais...** Campo Grande: SBZ, p.261. 1986.
51. MUSANI, S. K.; MAYER, M. Genetic and environmental trends in a large commercial Jersey herd in the Central Rift Valley, Kenya. **Tropical Animal Health and Production**, v.29, n.2, p.108-116, 1997.
52. NEIVA, R. S.; OLIVEIRA, A. I. G.; COELHO, M. M. et al. Fatores de Meio e Genéticos em Características Produtivas e Reprodutivas nas Raças Holandesa e Pardo-Suíça. III - Idade ao Primeiro Parto. **Rev. Bras. de Zoot.** 1992-4 623. 1992.
53. NOBRE, P. R. C. **Fatores genéticos e de meio em características produtivas e reprodutivas do rebanho leiteiro da Universidade Federal de Viçosa, Estado de Minas Gerais**. Viçosa, MG: Universidade Federal de Viçosa, 1983. 128p. Dissertação (Mestrado em Zootecnia) - Universidade Federal de Viçosa, 1983.
54. NOGUEIRA, D. A.; SÁFADI, T. Desenvolvimento Bayesiano no Melhoramento Animal. In: X Congresso de Pós - Graduação da UFLA, Lavras. **Anais**, p. E010. 2001.
55. PATTERSON, H. D. e THOMPSON, R. Recovery of interblock information when block sizes unequal. **Biometrika**, v.58, p.545-554. 1971.
56. PEREIRA, J. C. C.; AYALA, J. M. N.; OLIVEIRA, H. N. Efeitos genéticos e não genéticos sobre a idade ao primeiro parto e o intervalo entre partos de duas populações da raça Nelore. **Arquivo Brasileiro de Medicina Veterinária e Zootecnia**, v.43, n.1, p.93-102, 1991.
57. PIMPÃO, C. T.; RIBAS, N. P.; MONARDES, H. G. et al. Estudo dos efeitos de meio ambiente sobre as características produtivas de vacas da raça holandesa da região de Arapoti, estado do Paraná. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.27, n.3, p.494-500, 1997.
58. POLASTRE, R. **Fatores genéticos e de ambiente do desempenho de vacas mestiças Holandês-Zebu**. Viçosa, MG. 128p. Tese (Doutorado em Zootecnia) – Universidade Federal de Viçosa, 1985.
59. POWELL, R. L.; WIGGANS, G. R. Animal model evaluations for Mexican Holsteins. **Journal of Dairy Science**, v.74, n.4, p.1420-1427, 1991.

60. REGE, J. E. O. Genetic analysis of reproductive and productive performance of Friesian cattle in Kenya: I. Genetic and phenotypic parameters. **J. Anim. Breed. Genet.** v.108, p.412-423, 1991.
61. RAHEJA, K.L., BURNSIDE, E.B., SCHAEFFER, L.R. Heifer fertility and its relationship with cow fertility and production traits in Holstein dairy cattle. **J. Dairy Sci.** v. 72, n. 10, p. 2665-2669, 1989.
62. RENNÓ, F. P. A raça Pardo-Suíça. In: MINAS LEITE, 2, 2000, Juiz de Fora. **Anais...** Juiz de Fora: EMBRAPA, p.53. 2000.
63. RENNÓ, F. P. **Aspectos produtivos da raça Pardo-Suíça no Brasil.** Viçosa: UFV, 2001. 100p. Dissertação (Mestrado em Zootecnia) Universidade Federal de Viçosa, 2001.
64. RENNÓ, F. P.; PEREIRA, J. C.; ARAÚJO, C. V.; TORRES, R. A.; RODRIGUES, M. T.; RENNÓ, L. N.; OLIVEIRA, R. F. M.; KAISER, F. R. Aspectos produtivos da raça Pardo-Suíça no Brasil. Fatores de ajustamento, produção de leite e gordura e parâmetros genéticos. **R. Bras. Zootec.**, v.31, n.5, p.2043-2054, 2002.
65. RENNÓ, F. P.; ARAÚJO, C. V.; PEREIRA, J. C. et al. Correlações genéticas e fenotípicas entre características de conformação e produção de leite em bovinos da raça Pardo-Suíça no Brasil. **R. Bras. Zootec.** vol. 32, no. 6, pp. 1419-1430. 2003.
66. RIBAS, N. P.; MONARDES, H.; MOLENTO, C. F. M. et al. Estudo dos efeitos de meio ambiente sobre características produtivas de vacas da raça holandesa no estado do Paraná. In: REUNIÃO ANUAL DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, 33, 1996, Fortaleza. **Anais...** Fortaleza: Sociedade Brasileira de Zootecnia, p.9-11. 1996.
67. ROCHA, A.; CARVALHEIRA, J. Parâmetros reprodutivos e eficiência de inseminadores em explorações de bovinos de leite, em Portugal [Reproductive parameters and efficiency of inseminators in dairy farms, in Portugal]. Congresso de Ciências Veterinárias [Proceedings of the Veterinary Sciences Congress, 2002] **Anais...**, SPCV, Oeiras, 10-12 Out. pp. 129-138. 2002.
68. SASAKI, O.; TOGASHI, K.; YOKOUCHI, K. et al. Analysis of annual genetic gain in milk yield in a dairy herd. **Research bulletin of the Hokkaido Agricultural Experiment Station.** 158. p.21-30.1993.
69. SEARLE, A. G. Private Communication. **Mouse News Letter**, v.34, n.28, 1966.
70. SEYKORA, A. J., Mc DANIEL, B. T. Heritabilities and correlations of lactation yields and fertility for Holsteins. **J. Dairy Sci.** v.66, n.7, p.1486-1493, 1983.
71. SILVA, A. R. P.; OLIVEIRA, A. I. G.; GALVÃO, R. J. D.; MARTINEZ, M. L. FREITAS, A. F.; NEIVA, R. S. Avaliação do desempenho produtivo de rebanhos da raça Pardo-Suíça no estado de São Paulo. **Ciênc. Agrotec.** Lavras, v.24, n.2, p.458-467, abr./jun., 2000.

72. SILVA, M. V. G. B., BERGMANN, J. A. G., MARTINEZ, M. L. et al. Associação genética, fenotípica e de ambiente entre medidas de eficiência reprodutiva e produção de leite na raça Holandesa. **Rev. bras. zootec.**, 27 (6): 1115-1122. 1998.
73. SMITH, S. P. & GRASER, H-U. Estimating variance components in a class of mixed models by restricted maximum likelihood. **Journal Dairy Science**, v.69, p.1156-1165. 1986.
74. SOUZA, E. M., MILAGRES, J. C., CASTRO, A. C. G. et al. Estudo dos fatores genéticos e de meio sobre a idade ao primeiro parto de vacas da raça Gir. In: REUNIÃO ANUAL DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, 28, João Pessoa, 1991. **Anais...** João Pessoa: SBZ. p.582. 1991.
75. SOUZA, E. M., MILAGRES, J. C., SILVA, M. A. et al. Influências genéticas e de meio ambiente sobre a idade ao primeiro parto em rebanhos de Gir leiteiro. **R. Soc. Bras.Zootec.**, 24 (6): 926-935. 1995.
76. SUZUKI, M., VAN VLECK, L. D. Heritability and repeatability for milk production traits of Japanese Holsteins from animal model. **J. Dairy Sci.**, 77:583-588. 1994.
77. TEIXEIRA, N. M.; FERREIRA, W. J.; TORRES, R. A. et al. Tendência genética para produção de leite na raça Holandesa no estado de Minas Gerais. In: REUNIÃO ANUAL DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, 40, 2002, Santa Maria. **Anais...** Santa Maria: Sociedade Brasileira de Zootecnia/Gnosis, CD-ROM. Melhoramento Animal. 2002.
78. TEODORO, R. L. **Estudo comparativo do desempenho de vacas mestiças Holandês: Gir e vacas do cruzamento tríplice Jersey ou Suíço x Holandês: Gir.** Viçosa, MG, 156p. Dissertação (Doutorado em Genética e Melhoramento) - Universidade Federal de Viçosa, 1991.
79. TORRES, R. A. **Efeito da heterogeneidade de variância na avaliação genética de bovinos da raça Holandesa no Brasil.** Belo Horizonte, MG: UFMG, 1998. 123p. Tese (Doutorado em Ciência Animal) - Universidade Federal de Minas Gerais, 1998.
80. TORRES, R. A.; BERGMANN, J. A. G.; COSTA, C. N. et al. Ajustamento para heterogeneidade de variância para produção de leite entre rebanhos da raça Holandesa no Brasil. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.28, n.2, p.295-303, 1999.
81. VAL, J. E.; FREITAS, M. A. R.; OLIVEIRA, H. N.; CARDOSO, V. L.; MACHADO, P. F.; PANETO, J. C. C. Indicadores de desempenho em rebanho da raça Holandesa: curvas de crescimento e altura, características reprodutivas, produtivas e parâmetros genéticos. **Arq. Bras. Med. Vet. Zootec.** v.56, n.1, p.86-93, 2004.
82. VAN TASSEL, C. P.; CASELLA, G.; POLLAK, E. J. Effects of selection on estimates of variance components using Gibbs sampling and restricted maximum likelihood. **Journal of Dairy Science**, v.78, p.678-692. 1995.
83. VAN TASSEL, C. P. & VAN VLECK, L. D. Multiple-trait Gibbs sampler for animal models: flexible programs for Bayesian and likelihood-based (co) variance component inference. **Journal of Animal Science**, Champaign, v. 74, p. 2586-97. 1996.

84. VAN TASSEL, R. L.; VAN VLECK, L. D. Estimates of genetic selection differentials and generations interval for four paths of selection. **Journal of Dairy Science**, v.74, n.3, p.1078-1086, 1991.
85. VASCONCELLOS, B. F.; PÁDUA, J. T.; CERÓN MUÑOZ, M. F.; TONHATI, H. Efeitos genéticos e ambientais sobre a produção de leite, o intervalo de partos e a duração da lactação em um rebanho leiteiro com animais mestiços, no Brasil. **Rev. Univ. Rural**, Sér. Ci. Vida. Seropédica, RJ, EDUR, v. 23, n. 1, jan.- jun., p. 39-45. 2003.
86. VARGAS, A. D. F.; EL FARO, L.; CARDOSO, V. L.; MACHADO, P. F.; CASSOLI, L. D. Estimação de parâmetros genéticos para a produção de leite no dia do controle e em 305 dias para primeiras lactações de vacas da raça Holandesa. **R. Bras. Zootec.**, v.35, n.5, p.1959-1965, 2006.
87. VERCESI FILHO, A. E. et al. Parâmetros genéticos entre características de leite, de peso e a idade ao primeiro parto em gado mestiço leiteiro (*Bos taurus* x *Bos indicus*). **Arq. Bras. Med. Vet. Zootec.** Belo Horizonte, v. 59, n. 4, 2007.
88. VERNEQUE, R. S.; TEODORO, R. L.; MARTINEZ, M. L.; PEIXOTO, M. G. C. D.; SILVA, M. V. G. B.. Associação entre produção de leite, idade ao primeiro parto e intervalo de partos em rebanhos Gir leiteiro. In: REUNIÃO ANUAL DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, 42, 2005, Goiânia. **Anais...** Goiânia: Sociedade Brasileira de Zootecnia, p.159. 2005.
89. WANG, C.S.; GIANOLA, D.; SORENSEN, D.A.; JENSEN, J.; CHRISTENSEN, A.; RUTLEDGE, J.J. Response to selection for litter size in Danish Landrace pigs: a Bayesian analysis. **Theoretical and Applied Genetics**, v.88, p.220-230. 1994.
90. WEBER, T.; RORATO, P. R. N; FERREIRA, G. B. B. et. al. Coeficientes de herdabilidade e correlações genéticas para as produções de leite e de gordura, em diferentes níveis de produção, para raça holandesa no Estado do Rio Grande do Sul. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.34, n.2, p.514-519, 2005.
91. WENCESLAU, A. A.; LOPES, P. S.; TEODORO, R. L.; VERNEQUE, R. S.; EUCLYDES, R. F.; FERREIRA, W. J. SILVA, M. A. Estimação de parâmetros genéticos de medidas de conformação, produção de leite e idade ao primeiro parto em vacas da raça Gir Leiteiro. **Rev. bras. zootec.**, 29 (1): 153-158, 2000.
92. WINKLER, R. **Tamanho corporal e suas relações com algumas características reprodutivas em fêmeas bovinas adultas da raça Guzerá.** Belo Horizonte, MG: UFMG, 1993. 116p. Tese (Mestrado em Melhoramento Animal) – Universidade Federal de Minas Gerais, 1993.
93. WOLFF, M. C. C.; MONARDES, H. G.; RIBAS, N. P. Fatores ambientais sobre a idade ao primeiro parto, dias abertos e intervalo entre partos em vacas da raça holandesa na bacia leiteira de Castrolândia, estado do Paraná. **Archives of Veterinary Science**, v. 9, n. 2, p. 35-41, 2004.