

NATANAEL PEREIRA DA SILVA SANTOS

**ASPECTOS AMBIENTAIS E GENÉTICOS SOBRE CARACTERÍSTICAS
REPRODUTIVA E PRODUTIVA EM CAPRINOS LEITEIROS UTILIZANDO
INFERÊNCIA BAYESIANA**

TERESINA

2011

NATANAEL PEREIRA DA SILVA SANTOS

**ASPECTOS AMBIENTAIS E GENÉTICOS SOBRE CARACTERÍSTICAS
REPRODUTIVA E PRODUTIVA EM CAPRINOS LEITEIROS UTILIZANDO
INFERÊNCIA BAYESIANA**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Ciência Animal da Universidade Federal do Piauí (UFPI), como requisito a obtenção do grau de Mestre em Ciência Animal.

Área de Concentração: Produção Animal.

Orientador: Dr. José Lindenberg Rocha Sarmiento

Co-orientador: Dr. José Elivalto Guimarães Campelo

TERESINA

2011

S237a

Santos, Natanael Pereira da Silva

Aspectos ambientais e genéticos sobre características reprodutiva e produtiva em caprinos leiteiros utilizando inferência Bayesiana. / Natanael Pereira da Silva Santos. – 2011.

78 f. : il.

Dissertação (Mestrado em Ciência Animal) – Universidade Federal do Piauí, Teresina, 2011.

Orientador: Pr^o.Dr^o. José Lindenberg Rocha Sarmiento.

1. Melhoramento genético 2. Inferência Bayesiana 3. Amostragem de Gibbs 4. Caprino leiteiro 5. Características reprodutivas
I. Título.

CDD 636. 082 1

NATANAEL PEREIRA DA SILVA SANTOS

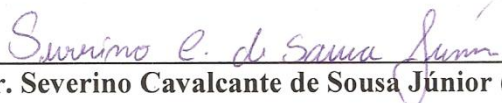
**ASPECTOS AMBIENTAIS E GENÉTICOS SOBRE CARACTERÍSTICAS
REPRODUTIVA E PRODUTIVA EM CAPRINOS LEITEIROS UTILIZANDO
INFERÊNCIA BAYESIANA**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Ciência Animal da Universidade Federal do Piauí (UFPI), como requisito a obtenção do grau de Mestre em Ciência Animal.
Área de Concentração: Produção Animal

Dissertação apresentada em Teresina-PI em 15 de fevereiro de 2011.




Prof. Dr. José Lindenberg Rocha Sarmiento (Presidente) / CPCE/UFPI



Prof. Dr. Severino Cavalcante de Sousa Júnior (Titular) / CPCE/UFPI



Prof. Dr. Marcos Jacob de Oliveira Almeida (Titular) / EMBRAPA



Prof. Dr. José Elivalto Guimarães Campelo (Titular) / DZO/CCA/UFPI

*Aos meus pais, **Luíza do Rosário dos Santos Silva** e **Pedro Pereira da Silva** pelo incentivo, oportunidade e amor.*

*À minha irmã **Nathania Santos** pelo afeto, respeito e amor.*

*À minha namorada **Lisieux Carvalho** pelo companheirismo, incentivo e amor.*

(Dedico e Ofereço)

AGRADECIMENTOS

A Deus, fonte de toda inspiração e sabedoria.

Agradeço à Universidade Federal do Piauí e ao Centro de Ciências Agrárias, em especial ao Programa de Pós-Graduação em Ciência Animal, pela oportunidade de conclusão de mais uma etapa da minha vida acadêmica.

À Fundação de Amparo a Pesquisa do Estado do Piauí (FAPEPI) pela concessão de bolsa de estudo.

Ao Prof. Dr. José Lindenberg Rocha Sarmiento pela confiança, ensinamentos, paciência e orientações.

Ao Prof. José Elivalto Guimarães Campelo pelas contribuições, auxílios, amizade e co-orientações.

Aos Professores Marcos Jacob de Oliveira Almeida e Severino Cavalcante de Sousa Júnior pelas contribuições.

Ao Prof. Edgard Cavalcante Pimenta Filho pela concessão dos dados.

À Fazenda Carnaúba, pela disponibilização dos animais para a coleta de dados.

Aos amigos melhoristas Luiz Antônio Silva Figueiredo Filho, Jean Carlos Soares, Daniel Biagiotti e Márcio Costa Souza pelo convívio agradável e apoio.

Aos amigos pós-graduandos Lília Raquel Fé, Yannêz André, Keyla Christianne, Leeandro Mousinho, Naylene Carvalho Sales, Tibério Neto, Maísa Sales, José Castelo Branco, Allan do Ó, Aurino Rego Neto, Giotto Giarone, Mário Assunção e todos os demais amigos pelo prazer da convivência nas etapas boas e ruins desse trabalho.

Aos funcionários do Centro de Ciências Agrárias pelos serviços prestados.

A todos os meus familiares, avós, tios e primos que contribuíram muito com palavras de incentivo e foram importantes para a concretização deste trabalho.

A todos os amigos e colegas que de alguma forma contribuíram, com uma palavra, gesto, apoio ou simplesmente por estarem presentes nos momentos de dificuldades.

Dada a circunstância, do cansaço exaustivo da conclusão desse trabalho, eu tenha esquecido de nomear algum colaborador, com certeza não será por falta de reconhecimento e gratidão. Por isso, deixo a todos vocês o meu **MUITO OBRIGADO**.

*Ninguém comete erro maior do que não fazer
nada porque só pode fazer pouco.*
(Edmund Burke)

Não contavam com minha astúcia
(Roberto Gómez Bolaños)

LISTA DE SIGLAS, ABREVIATURAS E SÍMBOLOS

| | |
|--------------|--|
| UFPI | Universidade Federal do Piauí |
| CCA | Centro de Ciências Agrárias |
| DZO | Departamento de Zootecnia |
| REML | Máxima Verossimilhança Restrita |
| BLUP | Melhor Preditor Linear Não-Viesado |
| IPP | Idade ao Primeiro Parto |
| IP | Intervalo de Parto |
| PL | Produção de Leite |
| χ^2 | qui-quadrado |
| MCMC | Monte Carlo via Cadeias de Markov |
| σ_a^2 | Variância dos efeitos genéticos aditivo direto |
| σ_c^2 | Variância dos efeitos de ambiente permanente (não correlacionados) |
| σ_e^2 | Variância residual |
| h^2 | Herdabilidade da característica |
| t | Repetibilidade da característica |
| $r_{x,y}$ | Correlação entre duas características (x e y) |
| IC | Intervalo de credibilidade a 95% |
| LCL | Limite de credibilidade inferior |
| UCL | Limite de credibilidade superior |
| EMC | Erro de Monte Carlo |

LISTA DE FIGURAS

| | |
|---|----|
| Figura 1 - Representação da análise de convergência da variância pela observação no gráfico do Traço..... | 33 |
| Figura 2 - Representação gráfica de distribuição com <i>priori</i> não informativa..... | 34 |
| Figura 3 - Representação gráfica de distribuição com <i>priori</i> informativa | 35 |

CAPÍTULO I

| | |
|---|----|
| Figura 1 - Distribuição a <i>posteriori</i> das estimativas de herdabilidade para prolificidade em caprinos mestiços obtidas utilizando modelo de limiar (a) e modelo linear (b)..... | 48 |
|---|----|

CAPÍTULO II

| | |
|--|----|
| Figura 1 - Processo da amostragem de Gibbs da variância genética aditiva (a), variância residual (b) da característica IPP, variância aditiva (c e f), variância de ambiente permanente (d e g) e variância residual (e e h) das características IP e PL, respectivamente, em função do número de interações da distribuição a <i>posteriori</i> | 65 |
| Figura 2 - Histogramas da distribuição a <i>posteriori</i> das estimativas de herdabilidade para Idade ao Primeiro parto (a), Intervalo de Partos (b) e Produção de leite (c) em caprinos mestiços | 66 |

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Dados categóricos ordenados e arranjos em tabela de contingência ($s \times j$) 25

CAPÍTULO I

- Tabela 1 - Sumarização da distribuição *a posteriori* em função dos valores de *burn-in*, intervalo de amostragem e tamanho da cadeia de Gibbs, obtidas utilizando-se o programa Gibanal 44
- Tabela 2 - Razão de chances para a ocorrência de partos múltiplos de fêmeas mestiças com diferentes ordens de parição 45
- Tabela 3 - Médias *a posteriori* dos componentes de variância e parâmetros genéticos da característica prolificidade em função do tamanho da cadeia de Gibbs 46
- Tabela 4 - Estimativas *a posteriori* dos componentes de variância e parâmetros genéticos para característica prolificidade de caprinos obtidas por modelos de limiar e linear 47

CAPÍTULO II

- Tabela 1 - Estatística descritiva dos dados para as análises 59
- Tabela 2 - Médias *a posteriori* dos componentes de (co)variância e parâmetros genéticos em análise unicaracterística 64
- Tabela 3 - Médias *a posteriori* para os componentes de (co)variância e parâmetros genéticos em análise multicaracterística 66

SANTOS, Natanael Pereira da Silva. **Aspectos ambientais e genéticos sobre características reprodutiva e produtiva em caprinos leiteiros utilizando inferência Bayesiana**. 2011. 78f. Dissertação (Mestrado em Ciência Animal) – Universidade Federal do Piauí, Teresina, 2011.

RESUMO

O objetivo geral deste trabalho foi estudar a estimação dos componentes de variância e parâmetros genéticos de características reprodutiva e produtiva, utilizando a estatística Bayesiana sob modelo animal em rebanho de cabras mestiças, voltadas à produção leiteira criadas no semiárido Nordeste. Esta pesquisa está estruturada em dois capítulos. O primeiro capítulo versa a estimação de componentes de variâncias parâmetros genéticos da característica prolificidade utilizando modelos linear e de limiar. As análises foram realizadas com cadeias de 500.000 ciclos. Considerou-se o *burn-in* dos 15.000 valores iniciais sendo tomados valores a cada 250 ciclos, para se obter a distribuição a *posteriori* com 1.940 amostras efetivas. As herdabilidades da característica prolificidade foram de 0,03 e 0,18 obtidas com modelo linear e de limiar, respectivamente. O uso do modelo animal de limiar, sob análise Bayesiana mostrou-se adequado, produzindo estimativas maiores dos parâmetros estimados. No segundo capítulo, foram estimados os componentes de (co)variância e parâmetros genéticos das características idade ao primeiro parto (IPP), intervalo de partos (IP) e produção de leite (PL) em análise uni e multicaracterística, utilizando a estatística Bayesiana sob modelo animal. As médias e desvios-padrão obtidos para IPP, IP e PL foram $581,68 \pm 79,44$; $322,89 \pm 132,02$ dias e $226,99 \pm 89,72$ kg, respectivamente. As análises genéticas foram realizadas com cadeias de 1.000.000 de ciclos. Considerou-se o *burn-in* dos 100.000 valores iniciais sendo tomados valores a cada 300 ciclos, para se obter a distribuição a *posteriori* com 3.000 amostras efetivas. Por meio da análise unicaracterística, observou-se valores de herdabilidade em torno de 0,14; 0,05 e 0,10 para IPP, IP e PL, respectivamente. Na mesma ordem, em análise multicaracterística, as herdabilidades foram de 0,16; 0,06 e 0,11. As estimativas de repetibilidade para as características IP e PL foram 0,10 e 0,20 respectivamente. As características estudadas mostram-se fortemente influenciadas pelo ambiente e são necessárias mais de uma medida antes da decisão de descartar o animal no rebanho. A análise multicaracterística proporcionou estimativas maiores para os componentes de variância.

Palavras-chave: amostragem de Gibbs. caprino leiteiro. componentes de variância. inferência Bayesiana. modelo de limiar

SANTOS, Natanael Pereira da Silva. **Environmental and genetic factors on reproductive and productive traits in dairy goats using Bayesian inference**. 2011. 78f. Master Thesis (Master Degree in Animal Science) – Federal University of Piauí -Teresina, 2011.

ABSTRACT

The general objective of this project is to study the estimation of variance components and genetic parameters of reproductive and productive traits, using Bayesian statistics on animal model in crossbred herd of goats for milk production and bred in the semiarid Northeastern. This research is structured in two chapters. The first chapter deals with the estimation of variance components and genetic parameters of litter size trait using linear and threshold models. Analyses were performed with chains of 500,000 cycles. The *burn-in* of the 15,000 baseline values was considered and these ones were taken every 250 cycles to obtain a *posteriori* distribution with 1,940 effective samples. The heritabilities of litter size trait were 0.03 and 0.18, obtained with linear and threshold models respectively. The use of threshold animal model under Bayesian analysis proved to be suitable, producing higher estimates of the estimated parameters. In the second chapter, the (co) variance and genetic parameters for age at first calving (AFC), calving interval (CI) and milk production (MP) in uni and multivariate analysis, using Bayesian statistics under animal model. Means and standard deviations obtained for AFC, CI, and MP were 581.68 ± 79.44 ; 322.89 ± 132.02 days, and 226.99 ± 89.72 kg respectively. Genetic analyses were performed with chains of 1,000,000 cycles. The *burn-in* of the 100,000 baseline values was considered and these ones were taken every 300 cycles to obtain a *posteriori* distribution with 3,000 effective samples. By means of trait analysis ou univariate analysis, heritability values around 0.14, 0.05, and 0.10 for AFC, CI, and MP were observed respectively. In the same order, in multivariate analysis, the heritabilities were 0.16, 0.06, and 0.11. Repeatability estimates for CI and MP traits were 0.10 and 0.20 respectively. The traits studied proved to be strongly influenced by the environment. More than one measure is required before the decision to discard the animal in the herd. The multivariate analysis provided higher estimates for the variance components.

Keyword: Gibbs sampling. dairy goat. variance components. bayesian inference. threshold model

SUMÁRIO

| | |
|--|-----------|
| 1 INTRODUÇÃO | 13 |
| 2 REVISÃO DE LITERATURA..... | 16 |
| 2.1 Características Reprodutivas | 16 |
| 2.2 Estacionalidade Reprodutiva..... | 20 |
| 2.3 Produção de Leite | 21 |
| 2.4 Característica de Limiar | 22 |
| 2.5 Problemas na análise de dados categóricos | 23 |
| 2.6 Modelo de Limiar | 24 |
| 2.7 Modelo Linear | 26 |
| 2.8 Teorema de Bayes | 29 |
| 2.9 Inferência Bayesiana | 30 |
| 3 CAPÍTULO I | 36 |
| Aspectos Ambientais e Genéticos da Prolificidade em Caprinos Utilizando Modelos Bayesianos de Limiar e Linear | |
| Resumo | 37 |
| Abstract..... | 38 |
| Introdução..... | 38 |
| Material e Métodos | 40 |
| Resultados e Discussão..... | 44 |
| Conclusões..... | 51 |
| Agradecimentos | 51 |
| Referências Bibliográficas | 51 |
| 4 CAPÍTULO II..... | 54 |
| Aspectos ambientais e genéticos de características reprodutivas e produtivas de cabras leiteiras utilizando Amostragem de Gibbs | |
| Resumo | 55 |
| Abstract..... | 56 |
| Introdução..... | 56 |
| Material e Métodos | 57 |
| Resultados e Discussão..... | 62 |

| | |
|---|-----------|
| Conclusões..... | 69 |
| Agradecimentos | 70 |
| Referências Bibliográficas | 70 |
| 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS..... | 73 |
| REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS | 74 |

1 INTRODUÇÃO

A caprinocultura se mostra importante para o Brasil, principalmente para região Nordeste, pois segundo dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2009), no Brasil existem cerca de 9.164.421 caprinos, sendo a região Nordeste detentora do maior rebanho em âmbito nacional com aproximadamente 8.303.143 cabeças, o que representa 90,6% do rebanho total. Além disso, a caprinocultura apresenta importância por ser geradora de alimentos (carne e leite) com rico valor nutricional e ser fonte de renda para as populações rurais, além de seu aspecto social relacionado à agricultura familiar.

Assim, a inclusão da caprinocultura no cenário agroindustrial faz-se necessária. Para tanto, este setor deve aumentar a utilização das tecnologias disponíveis, de forma a mudar o quadro de baixo desempenho produtivo quando comparada à exploração em outras regiões do Brasil.

A maior parte do rebanho caprino da região Nordeste é composta por animais sem padrão racial definido e por animais mestiços, oriundos do cruzamento de animais de raças especializadas (leite, carne, pele) com animais nativos da região, que são adaptados às condições locais e caracterizados principalmente por apresentarem notável rusticidade, além de pequena variabilidade genética e grande diversidade fenotípica (SILVA et al., 1993, SOARES FILHO et al., 2001).

A pequena variabilidade genética desses animais revela, não apenas, a dificuldade de identificação dos melhores fenótipos, mas também o grande potencial para utilização de metodologias modernas que visam identificar os melhores genótipos e os fatores que influenciam a expressão das características de interesse e com isso, a possibilidade de elevar a caprinocultura a uma posição de maior destaque no cenário Mundial.

Alguns estudos demonstram que o aperfeiçoamento das condições do ambiente de criação, principalmente o manejo, a nutrição e a sanidade, resultam em considerável aumento dos índices produtivos e reprodutivos dos animais (SILVA; ARAÚJO, 2000; SARMENTO et al., 2010). Vale ressaltar que nas condições de pequena variabilidade genética a simples melhoria das condições ambientais pode não ser completamente eficiente e dessa forma, mudanças na frequência gênica da população são necessárias para que a exploração seja suficientemente maximizada. Dentre as práticas, do melhoramento animal, comumente utilizadas, para a melhoria desta realidade, a seleção dos melhores animais apresenta fundamental importância.

A avaliação da mudança genética em um rebanho é importante para mensurar o grau de eficiência no processo de seleção dos animais. Por meio desta avaliação é possível verificar se há melhoramento genético no rebanho e se a taxa de ganho é satisfatória. Caso a resposta não seja favorável, é possível identificar as falhas e estabelecer métodos de seleção mais adequados.

Assim, o conhecimento sobre parâmetros genéticos e fenotípicos de uma população é imprescindível para a condução eficiente de qualquer programa de melhoramento animal a nível de rebanho. Entretanto, há escassez de estudos sobre os parâmetros genéticos para caprinos, especialmente no que se refere à idade ao primeiro parto, ao intervalo de partos, prolificidade e produção de leite (SOARES FILHO et al., 2001; SILVA et al., 2002; SARMENTO et al., 2003; PIMENTA FILHO et al., 2004; LÔBO; SILVA, 2005; SARMENTO et al., 2010).

Nos últimos anos os estudos genéticos dessas características tornaram-se ainda mais reduzidos no Brasil, em virtude, principalmente, da aplicação de metodologias modernas utilizando o modelo animal, sendo um dos maiores entraves à sua utilização, a ausência de informações seguras sobre a matriz de parentesco dos animais. Esta dificuldade é pautada na falta de informações, e também, na variabilidade de situações encontradas em muitas propriedades, como a diversidade da infra-estrutura, dos recursos humanos e financeiros envolvidos na geração e difusão de conhecimentos e tecnologias, das condições socioeconômicas no setor produtivo, das condições ambientais e das políticas governamentais de desenvolvimento (RESENDE et al., 2010).

No melhoramento genético animal a pressuposição de distribuição normal dos efeitos aleatórios genéticos e não-genéticos é adotada nos métodos de estimação de componentes de variâncias, fato este que em grandes amostras é fácil de verificar (teorema do limite central). Entretanto, em amostras pequenas, como são as análises a nível de rebanhos caprinos, a distribuição pode não se aproximar da normal, ou pode se tratar de uma distribuição normal contaminada, tornando a análise muito sensível à presença de observações discrepantes. Assim, vê-se necessidade da utilização de metodologias de avaliação, que levem em consideração o maior número informações possíveis dos animais, bem como o tipo de distribuição destas informações, para se obter resultados condizentes com a realidade.

Neste contexto, os métodos de Monte Carlo via Cadeias de Markov (MCMC), dentre os quais se destaca a Amostragem de Gibbs, podem ser utilizados como ferramenta da análise nas situações que os dados sejam limitados e restritos, e quando estes não apresentarem distribuição normal, propiciando uma inferência Bayesiana, a partir da qual são obtidas as

estimativas dos componentes de variância e parâmetros genéticos. Vale ressaltar que com este tipo de análise, se permite ainda a incorporação de informações passadas (*a priori*), caso existam, enriquecendo o processo de inferência, sendo de fácil implementação (FARIA et al., 2007).

Assim, vê-se a importância deste trabalho pela limitada existência de estudos que abordem a temática, principalmente ao estender esta abordagem para características de reprodução em caprinos testando modelos linear e de limiar, assim como metodologias modernas de avaliação genética. Dessa forma o objetivo geral deste trabalho foi avaliar os aspectos ambientais e genéticos sobre características reprodutivas e produtivas em caprinos leiteiros utilizando Inferência Bayesiana.

Esta dissertação está segmentada em capítulos para melhor acomodação dos diferentes tópicos. Inicialmente, tem-se uma revisão de literatura que engloba os temas abordados nos capítulos, aos quais servirá de referencial teórico. Segue com o Capítulo I, que estuda a aplicação de modelos linear e de limiar para a característica prolificidade, utilizando a metodologia da Inferência Bayesiana. O Capítulo II consiste em analisar os efeitos ambientais e estimar componentes de variância e covariância, bem como os parâmetros genéticos de características reprodutivas e de produção em caprinos leiteiros, utilizando Inferência Bayesiana em modelos uni e multicaracterísticas. A dissertação é finalizada com as Considerações Finais, bem como as Referências Bibliográficas utilizadas. Esta dissertação está apresentada conforme as normas do Programa de Pós-Graduação em Ciência Animal da Universidade Federal do Piauí e os Capítulos 1 e 2 estão estruturados conforme normas da revista Arquivo Brasileiro de Medicina Veterinária e Zootecnia (Anexo), onde serão submetidos a análise para publicação.

2 REVISÃO DE LITERATURA

2.1 Características Reprodutivas

As metodologias aplicadas à análise de características reprodutivas, medidas diretamente na fêmea, tiveram desenvolvimento mais lento e têm sido, até agora, pouco exploradas em termos de melhoramento animal, principalmente pelo (a):

- a) conceito ‘pré-estabelecido’ de que características reprodutivas são de baixa herdabilidade e por isto de difícil mudança genética;
- b) ineficiência na coleta de dados reprodutivos, não permitindo o estabelecimento confiável do mérito genético dos animais para tais características;
- c) natureza categórica de limiar das características mais importantes (prolificidade), demandando procedimentos analíticos especiais só desenvolvidos mais recentemente. Esses procedimentos são mais complexos que os utilizados para características representadas por variáveis contínuas, como as de desempenho ponderal.

Dentre as características reprodutivas que podem ser adotadas em programas de melhoramento, pode-se destacar a precocidade sexual em fêmeas que é determinada pela Idade ao Primeiro Parto (IPP) e a eficiência reprodutiva do rebanho que pode ser avaliada pelo Intervalo de Partos (IP), assim como pelo número de cabritos nascidos por cabra parida, ou seja, a prolificidade.

2.1.1 Idade ao Primeiro Parto (IPP)

Os fenômenos reprodutivos nos animais domésticos normalmente são regulados por mecanismos endócrinos e neuroendócrinos, através dos hormônios hipotalâmicos, das gonadotrofinas e dos esteróides liberados pelos ovários. Em geral, as cabras se tornam púberes com a apresentação de sua primeira ovulação, que ocorre geralmente entre sete e doze meses de idade, podendo vir ou não acompanhada de estro (MEDEIROS et al., 1994; MEDEIROS et al., 2006).

A vida produtiva da cabra está estreitamente ligada à idade ao primeiro parto (IPP). Sendo precoce, o animal pode contribuir para reduzir o intervalo de gerações, além de

aumentar a eficiência reprodutiva do rebanho. Entretanto, a IPP pode ser influenciada por vários fatores de origem ambiental, tais como o ano e a estação de nascimento, o tipo de nascimento que originou o animal, a idade da cabra ao parto e principalmente, as condições de fotoperíodo quando o animal atinge a maturidade sexual, para as maiores latitudes. Assim, a recomendação que prevalece na literatura, quanto ao início da vida reprodutiva da fêmea, é que o peso do animal na primeira cobertura, deve equivaler de 60 a 70% do peso de uma fêmea adulta da mesma raça no rebanho (GONÇALVES et al., 1997 ab).

Como a IPP pode refletir problemas na condição da cabra ao parto, este aspecto apresenta influencia sobre o peso da cria ao nascer (PN) e durante a fase de amamentação, refletindo em menor mortalidade ao desmame, justificada pelo fato que a matriz em bom estado nutricional, oferece ambiente uterino favorável para nutrir o feto (SILVA; ARAÚJO, 2000). A idade da mãe, ou ordem e parto, podem influenciar a IPP de suas filhas, uma vez que influencia o PN e taxa de crescimento, estando vinculada à entrada da prole na vida reprodutiva (ARAÚJO et al., 1999), conseqüentemente, relacionada à eficiência reprodutiva.

Estimativas de herdabilidades para o IPP podem variar, principalmente, em função dos aspectos ambientais e raça. Soares Filho et al. (2001) relatam estimativas para IPP em torno de 0,10 para a raça Saanen, onde esses autores afirmam que a maior influência decorreu de fatores ambientais. Já, Lôbo e Silva (2005) estimaram valores de herdabilidade para IPP em torno de 0,21 e 0,49 para a raça Saanen e Anglonubiana, respectivamente, o que possibilitou mostrar que a herdabilidade para esta característica varia entre raças.

2.1.2 Intervalo de Partos (IP)

O intervalo de partos (IP) é definido como o período compreendido entre duas parições, sendo composto pelo período de serviço, que também engloba o período de lactação, e pelo período de gestação. Como o período de gestação é praticamente constante dentro da espécie (aproximadamente 150), a quase totalidade da variação no IP é atribuída à duração do período de serviço (PEREIRA, 2008) e de lactação. Esse fato mostra-se de grande importância principalmente em rebanhos que visam a exploração de leiteira.

O IP pode está relacionado à viabilidade econômica da exploração, bem como ao ganho genético anual do rebanho, uma vez que o aumento desta característica pode diminuir o número de cabritos nascidos por ano e aumentar o intervalo de gerações. Logo, a identificação das causas que interferem sobre a característica, sejam as de ordem genética ou ambientais,

são importantes para manter o objetivo de elevar ao máximo o número de crias durante à vida reprodutiva da fêmea, explorando economicamente o potencial de determinada raça.

No Brasil, estudos com a espécie caprina demonstram que o intervalo de partos é alto em raças especializadas, devido ao efeito da estacionalidade reprodutiva nesses animais, enquanto para os caprinos nativos de regiões tropicais, onde a influência da sazonalidade é baixa, observam-se intervalos com melhores índices (GONÇALVES et al., 1997 ab). Há de se salientar que os rebanhos explorados para produção leiteira podem elevar o IP.

O intervalo de partos deve ser analisado em função dos objetivos da criação. Os sistemas de produção de carne e pele teriam maior rentabilidade com intervalos médios de 8 meses, ao passo que, em sistemas de produção de carne e leite, intervalos de aproximadamente 10 meses seriam desejáveis, pois possibilitariam períodos lactantes de 8 meses e mais 50 ou 60 dias de período seco. Entretanto, se o propósito for, fundamentalmente, leite, registra-se que a cabra tenha apenas uma parição por ano, com lactações médias de 10 meses (SIMPLÍCIO, 1992).

Fatores ambientais, tais como: ano e a estação de ocorrência dos partos, o tipo de nascimento anterior ao intervalo mensurado, a idade ou ordem de parto, podem influenciar o IP. Partos múltiplos podem ocasionar alterações no intervalo de parto posterior, estendendo-o devido ao estresse da cabra, uma vez que para gerar e manter a gestação de dois ou mais cabritos há uma maior mobilização de nutrientes para a gestação e lactação, fazendo com que seja necessário um maior período de recuperação da mãe até a próxima concepção (SARMENTO et al., 2003; LÔBO; SILVA, 2005).

A média do intervalo de partos dos rebanhos de caprinos, relatada na literatura nacional, mostra variação marcante, pois os fatores genéticos e de ambiente, influenciam o desempenho da característica. Além disso, vale destacar que a exploração, na maioria dos rebanhos varia de acordo com alta nos preços da carne/pele e do leite. Estimativas de herdabilidade para IP encontram-se entre 0,01 e 0,16 (GONÇALVES et al., 1997a; SOARES FILHO et al., 2001; LÔBO; SILVA, 2005), o que sugere a grande influência do ambiente nesta característica.

2.1.3 Prolificidade

Entende-se prolificidade como a capacidade do animal produzir muitos descendentes. Segundo Ribeiro et al. (1999), quando nasce apenas um cabrito, principalmente da segunda parição em diante, além de significar menos animais disponíveis para produção ou reprodução, pode acarretar o nascimento de animais muito pesados que podem causar

problemas de parto e normalmente são menos ágeis. Esses mesmos autores afirmam, ainda, que, prolificidade superior a três também não é desejável, pois, se de um lado aumenta o número de animais, é desgastante para a mãe e pode acarretar nascimento de crias muito leves, prejudicando a sua viabilidade. No caso de aleitamento natural é um motivo a mais para se preferir dois cabritos por parto.

A prolificidade mostra-se sob influência do nível nutricional da fêmea no momento da concepção, época, ano, raça, idade, peso da cabra no momento da cobertura e ordem de parição, pois se acredita que animais com melhor capacidade física têm a chance de conceber mais animais em uma única gestação (SILVA; ARAÚJO, 2000; MEDEIROS et al., 2004, SARMENTO et al., 2010).

Sarmento et al. (2010) verificaram que as chances de ocorrência de partos múltiplos tendem a aumentar com o aumento da idade da fêmea (ordem do parto); ou seja, à medida que a fêmea torna-se anatômica e fisiologicamente mais preparada. Estes autores relataram que maiores diferenças foram observadas em relação às chances estimadas entre o primeiro e os demais partos, o que sugere menor condição fisiológica das fêmeas na primeira cobertura. Vale destacar que os autores utilizaram no estudo, metodologia que pressupõe o tipo de distribuição dos dados da característica (distribuição binomial).

Estudando caprinos mestiços no Nordeste do Brasil por meio de metodologia que pressupõe normalidade dos dados, Silva e Araújo (2000), verificaram influência da ordem do parto sobre a prolificidade. Estes autores verificaram variação do primeiro ao quinto de 1,47 a 1,82 cabrito/parto e atribuíram essa variação ao estado fisiológico da matriz, principalmente do aparelho reprodutor.

Zhang et al. (2009) observaram prolificidade média de 1,76 trabalhando com caprinos da raça Boer. Valor similar (1,8) foi obtido por Khanum et al. (2007), trabalhando com caprinos da raça Dwarf. Entretanto, Moaeen-ud-Din et al. (2008), relataram média para prolificidade em torno de 2,14 no leste da África do Sul, com a raça Dwarf.

No tocante aos aspectos genéticos, Bagnicka et al. (2007), estudando a raça de caprinos Crioulos, estimaram herdabilidade para característica prolificidade em torno de 0,17. Vale destacar que estes autores utilizaram a metodologia REML na estimação dos componentes de variância. Trabalhando com metodologia Bayesiana por meio da amostragem de Gibbs, Zhang et al. (2009), relataram herdabilidade para a prolificidade em caprinos da raça Boer em torno de 0,12.

2.2 Estacionalidade Reprodutiva

Em mamíferos domésticos, a natureza e extensão da estação de acasalamento natural são variáveis, diferente daqueles animais de vida selvagem, que possuem uma estação mais bem definida. A luz é o mais potente fator ambiental que afeta os ciclos reprodutivos em espécies estacionais. O estímulo luminoso é recebido pela retina dos olhos, “caminha” pelo nervo óptico, enviando uma mensagem, por meio de estímulos nervosos, até a glândula pineal. Esta glândula, na ausência de luz no meio ambiente, produz a melatonina que, por sua vez, estimula o hipotálamo, a hipófise e os ovários (ou os testículos) a produzirem hormônios que irão atuar na função reprodutiva (HAFEZ, 1995).

A espécie caprina mostra-se sob influência da luminosidade. Do ponto de vista reprodutivo, o caprino é chamado de espécie de dia curto, ou de fotoperiodismo negativo, por apresentar maior manifestação de estros à medida que diminui a duração da luz do dia. A duração do fotoperíodo parece constituir o principal fator a condicionar esta estacionalidade reprodutiva em caprinos da raça Boer (GREYLING, 2000).

O período de anestro estacional (ausência de manifestação de cios) varia de intensidade e duração, em função da latitude, raça, linhagem dentro de uma mesma raça, fatores climáticos, genéticos e sociais, estado de lactação e práticas de manejo, como o nível nutricional a que o animal é submetido.

Em países temperados, a atividade cíclica ovariana das cabras é estacional, apresentando maior atividade nos meses mais frios, ou, mais precisamente, nos meses em que as noites são mais longas, como ocorre em caprinos nas regiões Sul e Sudeste do Brasil, onde têm sido observados estros principalmente do verão ao inverno, variando de fevereiro a julho, com maior incidência no mês de abril. Já em países tropicais, como no caso a maior parte do território Brasileiro, e especialmente a Região Nordeste, não é observada qualquer variação na manifestação dos estros, pois as cabras destas regiões podem expressar sua manifestação em qualquer época do ano (ESPESCHIT et al., 1990).

A estacionalidade reprodutiva pode ser vista como mecanismo de adaptação ambiental desenvolvido pelo animal, de forma que a fase reprodutiva é coordenada para que ocorra no período que antecede condições ambientais inadequadas ao desenvolvimento animal. Com isso, torna-se possível o nascimento dos animais durante a primavera, assim a cria terá a estação do verão para se desenvolver. Dessa forma, no inverno seguinte, quando as condições de baixa temperatura são desfavoráveis ao crescimento do animal, a cria já se encontrará em

estágio de desenvolvimento ou tamanho capaz de sobreviver a intempéries de baixa temperatura, em regiões temperadas.

Diante do exposto, o anestro estacional não é verificado em regiões de baixa latitude, como na região Nordeste, ocorrendo, desta forma, manifestação de estro por parte das cabras durante todo o ano nesta região, sendo chamadas de animais policíclicos contínuos.

2.3 Produção de Leite

A caprinocultura leiteira no Brasil, nas últimas três décadas, vem se consolidando como atividade rentável, despertando o interesse de muitos produtores rurais. Esta atividade está alicerçada na exploração de raças caprinas exóticas, especializadas na produção de leite e na melhoria dos plantéis, com base na importação de animais e sêmen, principalmente da França, onde existe um esquema nacional de avaliação de reprodutores (GONÇALVES et al., 2008). Dessa forma, a melhoria dos plantéis brasileiros é completamente dependente de outros países, cujos objetivos da seleção nem sempre interessam aos produtores nacionais.

Por não necessitar de muitos investimentos e/ou áreas para seu desenvolvimento, a caprinocultura leiteira vem a cada dia se consolidando como atividade rentável sendo considerada uma das opções mais indicadas para a geração de emprego e renda no campo, especialmente nos programas de fortalecimento da agricultura familiar, que tem predominância do sistema de produção semi-intensivo (CARDOSO et al., 2010).

A quantidade de criadores que adotam a prática de controle leiteiro no Brasil e, especialmente, no Nordeste, é aquém do mínimo necessário para iniciar qualquer programa de seleção (SARMENTO et al., 2003; PIMENTA FILHO et al., 2004). Ao mesmo tempo, esse baixo número reflete na quantidade de informações para realização de avaliação genética, razão pela qual são escassas as estimativas de parâmetros genéticos na literatura nacional e muito pouco se conhece sobre evolução genética dos animais no Brasil.

Grande parte das pesquisas têm sido realizadas com cabras originadas de clima temperado, como o trabalho realizado por Gonçalves et al. (2001), com cabras das raças Saanen, Alpina e Toggenburg, no qual obtiveram estimativa de herdabilidade média para produção de leite de $0,29 \pm 0,07$, e o de Soares Filho et al. (2001), que ao trabalharem com as mesmas raças na região Centro-Oeste do país, obtiveram herdabilidade de 0,06; 0,12 e 0,11, respectivamente.

2.4 Característica de Limiar

Contrastando com as características de produção, várias características biológicas de importância econômica na produção animal, como algumas reprodutivas, apresentam distribuição fenotípica descontínua. Entretanto, essas têm distribuição contínua subjacente e, aparentemente, estão fora do contexto da genética quantitativa, mas quando submetidas a análise genética, apresentam-se como se estivessem sob influência de muitos genes, como as características métricas que exibem variações contínuas. Isso significa que, mesmo sob herança poligênica, os fenótipos são classificados dentro de uma ou várias categorias (GIANOLA, 1982).

O conceito de limiar foi originalmente introduzido por Wright (1934). Posteriormente Falconer (1965) descreveu a herança das características de limiar. O princípio do modelo de limiar para características categóricas é baseado na pressuposição que a expressão fenotípica da característica está associada a uma variável contínua subjacente que não é observável. Ou seja, esse modelo assume que a expressão categórica de uma característica, por exemplo, a prolificidade, é uma reflexão de uma ‘predisposição’ do animal parir.

A escala subjacente é contínua e a escala visível ou observável é descontínua, mas as duas são conectadas pelo limiar ou ponto de descontinuidade. Isso se torna mais claro para características cuja expressão visível pode tomar, apenas, duas formas (SORENSEN; GIANOLA, 2002), por exemplo: parto simples ou múltiplo.

Assim, animais cujos valores fenotípicos na escala subjacente ultrapassam o limiar, aparecerão numa classe, enquanto os animais abaixo desse limiar aparecerão na outra classe. Dessa forma, assume-se que a expressão do fenótipo na escala subjacente é influenciada por muitos fatores genéticos e ambientais que modificam a manifestação do caráter. Vale ressaltar, que dentro de cada segmento da população, os indivíduos diferem marcadamente no potencial fenotípico e, possivelmente, no potencial genético, mas não no fenótipo. Isso cria problemas na seleção das características de limiar.

Esse problema fica fácil de ser compreendido através do exemplo reportado por Turner e Young (1969), em que os componentes genéticos e de ambiente que atuam sobre o animal podem contribuir para uma potencialidade de nascer 0,3 crias, mas somente zero ou uma cria pode ser expresso no fenótipo. Então, nenhuma cria irá nascer até que o limiar para uma cria seja atingido. Existe um limiar similar para nascer duas crias, outro para três, e assim por diante.

2.5 Problemas na análise de dados categóricos

Os procedimentos para análise de dados genéticos descontínuos estão divididos em dois grupos e a distinção entre eles depende de assumir, ou não, a distribuição contínua subjacente. O primeiro grupo inclui métodos que ignoram a natureza discreta dos dados categóricos e a análise é feita utilizando-se o procedimento linear como se os dados fossem contínuos. O segundo envolve o conceito de limiar, ou *threshold*, que assume uma distribuição normal, não observável, subjacente para a variável discreta mensurada.

A Melhor Predição Linear Não Viesada (BLUP), conforme salientado por Thompson (1979) e Hoeschele e Gianola (1988), não seria apropriada para as variáveis categóricas, pois elas violariam várias pressuposições existentes nas metodologias de modelos mistos. Os autores identificaram e discutiram alguns problemas nas análises de dados binomiais com modelo linear. Alguns dos problemas mais críticos são:

- a) as variâncias das características categóricas são heterogêneas, por que dependem do valor genotípico dos ‘candidatos’ à seleção;
- b) as soluções BLUP não levam em consideração a restrição que a soma das probabilidades de resposta tenha que ser igual a 1 entre todas as categorias de resposta;
- c) a variância genética aditiva na escala observada depende da incidência da característica na população;
- d) há possibilidade que o efeito genético não aditivo esteja presente na escala observada no caso em que toda a variação genética é aditiva na escala subjacente e;
- e) quando a esperança condicional das predições, dado que os valores das mensurações não sejam linear, as propriedades de classificação do melhor preditor linear não parecem ser otimizadas.

Portanto, teoricamente fica evidente que, os procedimentos aplicados para características nas quais a variação contínua é assumida não são adequados para aquelas com variação não contínua, com isso o desenvolvimento de metodologias específicas para análises de dados categóricos veio, ao encontro das necessidades dos pesquisadores, pois auxiliou no estudo de características, como a prolificidade, viabilizando sua utilização na avaliação genética do rebanho.

Comparações entre os dois métodos utilizando a estimação de parâmetros genéticos para o número de crias nascidas foram feitas por Jensen (1986). O autor concluiu que as estimativas de herdabilidade e a capacidade de transmissão dessa característica poderiam ser obtidas por qualquer um desses métodos, pois estão associados. Destacou ainda que, a similaridade das estimativas sugere somente uma pequena vantagem para o modelo não linear em termos de aumento na identificação da variância aditiva. Estudos similares, que compararam tais resultados foram realizados por Olesen et al. (1994) e Sousa et al. (2000).

2.6 Modelo de Limiar

No modelo de limiar assume-se o processo de resposta está associado a uma variável contínua subjacente que apresenta distribuição normal contínua chamada *Liability* (Predisposição), representada pela letra U , e também a um conjunto de limiares fixos, t ($t_{min}, t_1, \dots, t_{j-1}, t_{max}$), $t_1 < t_2 \dots < t_{j-1}$, que divide a linha real dentro de j intervalos correspondentes às categorias de respostas, com $t_0 = -\infty$ e $t_j = +\infty$. A distribuição de U no contexto do modelo multifatorial da genética quantitativa, pode ser assumida como normal, portanto esta variável é considerada como o resultado da combinação linear de pequenos efeitos a partir de alelos em um grande número de *locus*, mais componentes aleatórios e de ambiente.

Como proposto por Gianola e Foulley (1983), para análises de dados categóricos, os dados são organizados em uma tabela de contingência $s \times j$ (Tabela 1), onde as s linhas representam indivíduos ou combinações de níveis de variáveis explanatórias e as j colunas indicam categorias de respostas orientadas mutuamente, exclusivas e exaustivas.

Nessa tabela, n_{at} são os números de unidades experimentais na $k^{ésima}$ categoria resposta ($t = 1, 2, \dots, j$), sob as condições da $a^{ésima}$ linha ($a = 1, 2, \dots, s$). Totais de linhas, n_a ($a = 1, \dots, s$) são considerados como fixos. As variáveis aleatórias de interesse são $n_{a1}, n_{a2}, \dots, n_{at}$ para $a = 1, \dots, s$.

Tabela 1 – Dados categóricos ordenados e arranjados em tabela de contingência ($s \times j$)

| Linha ¹ | Categoria da resposta ² | | | | | | Total fixo ³ |
|--------------------|------------------------------------|----------|-----|----------|-----|----------|-------------------------|
| | 1 | 2 | ... | t | ... | j | |
| 1 | n_{11} | n_{12} | ... | n_{1t} | ... | n_{1j} | $n_{1.}$ |
| 2 | n_{21} | n_{22} | ... | n_{2t} | ... | n_{2j} | $n_{2.}$ |
| ⋮ | ⋮ | ⋮ | ... | ⋮ | ... | ⋮ | ⋮ |
| a | n_{a1} | n_{a2} | ... | n_{at} | ... | n_{aj} | $n_{a.}$ |
| ⋮ | ⋮ | ⋮ | ... | ⋮ | ... | ⋮ | ⋮ |
| s | n_{s1} | n_{s2} | ... | n_{st} | ... | n_{sj} | $n_{s.}$ |

Fonte: Gianola e Foulley (1983)

¹ Uma linha representa um indivíduo ou uma combinação de variáveis

² n_{at} é o número de observações na $t^{\text{ésima}}$ categoria resposta na $a^{\text{ésima}}$ linha

³ $n_{a.} = \sum_{t=1}^j n_{at}$

Os dados na tabela de contingência podem ser representados simbolicamente por uma matriz $j \times s$. $Y = |y_1, y_2, \dots, y_a, \dots, y_s|$, em que y_a é um vetor $j \times 1$. Tem-se que:

$$y_a = \sum_{r=1}^{n_a} y_{ar}$$

e y_{ar} é um vetor $j \times 1$, tendo 1 na linha correspondente à categoria de resposta da $ar^{\text{ésima}}$ unidade experimental e zero nos outros lugares. Y tem distribuição conjunta com o vetor de parâmetros θ , sendo a densidade conjunta $p(Y, \theta)$.

Pelo teorema de Bayes tem-se que:

$$p(\theta|Y) = p(Y|\theta)p(\theta)/p(Y),$$

onde, $p(Y)$ é a função de distribuição dos dados (Y). $p(\theta)$ é a densidade a priori de θ (representa o conhecimento prévio a respeito dos elementos de θ antes da observação dos dados em Y); $p(Y|\theta)$ é a função de verossimilhança (representa a contribuição de Y para o conhecimento sobre θ). Como $p(Y)$ não varia com θ , a densidade a posteriori pode ser usada como:

$$p(\theta|y) \propto p(y|\theta)p(\theta)$$

Associado a cada linha da tabela de contingência ($s \times j$), existe um parâmetro de locação (n_a), tal que a variável subjacente para a $q^{\text{ésima}}$ unidade experimental na $a^{\text{ésima}}$ linha possa ser escrita como:

$$\text{Predisposição} = U_{aq} = n_a + \varepsilon_{aq},$$

em que: $a = 1, \dots, s$ e $q=1, \dots, n_a$ e $\varepsilon_{aq} \sim N(0, I\sigma^2)$.

Nota-se que a variância residual é tomada como a unidade de medida da escala subjacente. Além disso, ao parâmetro de locação n_a é dada uma estrutura linear, como exemplo a do modelo animal. O desenvolvimento detalhado do método pode ser encontrado em Gianola e Foulley (1983), Sousa (1997) e Mrode (2005).

2.7 Modelo Linear

O uso de modelo estatístico pode explicar as observações de uma variável dependente por meio dos efeitos diferenciais que se atribuem a outra série de variáveis independentes. Tais efeitos podem ser de natureza fixa ou aleatória, conforme representem, respectivamente, constantes a serem estimadas ou realizações de uma variável aleatória com distribuição de probabilidade conhecida.

Segundo Searle (1987), modelos lineares nos parâmetros possuem ao menos um efeito aleatório (comumente denotado por erro experimental). Caso o modelo apresenta todos os demais componentes fixos é chamado de modelo fixo; se, no entanto, todos os demais fatores forem aleatórios (a menos de uma constante, para outros modelos que não o de médias de caselas) o modelo é chamado de aleatório; quando o modelo apresenta tanto efeitos aleatórios como fixos, é denominado de modelo misto.

Para o modelo linear misto, a análise de variância apresenta algumas peculiaridades, como, por exemplo, a composição das esperanças matemáticas dos quadrados médios, cujo conhecimento permite o estabelecimento correto dos testes de hipóteses (Hicks, 1973). Caso o interesse do pesquisador esteja na estimação dos componentes de variância, métodos adequados devem ser utilizados (PATERSSON; THOMPSON, 1971).

Adotando-se um modelo linear misto pode-se fazer a predição de efeitos aleatórios, na presença de efeitos fixos, pelos BLUPs que são de grande valia em genética e melhoramento.

Matricialmente, o modelo misto linear geral descrito em Harville (1977) e em Laird e Ware (1982), é denotado por:

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

em que, y é o vetor de observações; X é a matriz de incidência dos efeitos fixos; Z é a matriz de incidência dos efeitos genéticos, tomados como aleatórios; b é o vetor de efeitos fixos a serem estimados; a é o vetor de efeitos aleatórios a serem preditos; E e é o vetor de erros aleatórios, associados a cada observação tal que $e \sim N(0, \sigma^2)$.

Henderson et al. (1959) apresentam uma forma para a obtenção do melhor preditor linear não-viesado (BLUP) dos efeitos aleatórios desse modelo misto, através da maximização da função densidade de probabilidade conjunta de y e a , em relação aos efeitos fixos e valores genéticos.

Tomando o modelo descrito anteriormente, assume-se que:

$$\begin{bmatrix} y \\ a \\ e \end{bmatrix} \sim N \left(\begin{bmatrix} Xb \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} ZGZ' + R & ZG & R \\ GZ' & G & \emptyset \\ R & \emptyset & R \end{bmatrix} \right) ;$$

em que: 0 é um vetor nulo; \emptyset é uma matriz nula; $G = A\sigma_a^2$ em que A é a matriz que indica o grau de associação genética entre os indivíduos (matriz de parentesco genético), σ_a^2 : variância genética; e R é a matriz de variâncias e covariâncias dos resíduos.

A obtenção das Equações de Modelos Mistos também pode ser feita pela minimização do quadrado médio do erro, além da já mencionada maximização da função densidade de probabilidade conjunta de y e a (MARTINS et al., 1993). A segunda forma, considera que a distribuição seja normal. A função densidade de probabilidade conjunta de y e a pode ser escrita como o produto entre a função densidade condicional de y , dado a , e a função densidade de probabilidade de a :

$$f(y, a) = \frac{1}{(2\pi)^{n/2} |R|^{1/2}} \exp \left\{ -\frac{1}{2} [(y - Xb - Za)' R^{-1} (y - Xb - Za)] \right\} \\ \frac{1}{(2\pi)^{n/2} |G|^{1/2}} \exp \left\{ -\frac{1}{2} [(a - 0)' G^{-1} (a - 0)] \right\}$$

Para se proceder à maximização de $f(y, a)$, pode-se usar o artifício da transformação logarítmica. Isso é possível, visto que, sendo $f(y, a)$ e $\log[f(y, a)]$ funções contínuas e crescentes no espaço IR^+ , seus pontos de máximo são coincidentes dentro do espaço $[b' a']$ e $ZGZ' + R$. Assim, fazendo-se $L = \log[f(y, a)]$, tem-se:

$$L = \frac{1}{2} 2n \log(2\pi) - \frac{1}{2} (\log|R| + \log |G|) - \frac{1}{2} (y'R^{-1}y - 2y'R^{-1}Xb - 2y'R^{-1}Za) \\ + 2b'X'R^{-1}Za + b'X'R^{-1}Xb + a'Z'R^{-1}Za + a'G^{-1}a$$

Derivando-se L em relação a b e a , tem-se:

$$\begin{bmatrix} \frac{\partial L}{\partial b} \\ \frac{\partial L}{\partial a} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -X'R^{-1}y + X'R^{-1}Xb + X'R^{-1}Za \\ -Z'R^{-1}y + Z'R^{-1}Xb + Z'R^{-1}Za + G^{-1}a \end{bmatrix}$$

Tomando-se tais derivadas identicamente nulas, obtém-se:

$$\begin{bmatrix} X'R^{-1}Xb^0 + X'R^{-1}Z\hat{a} \\ Z'R^{-1}Xb^0 + Z'R^{-1}Z\hat{a} + G^{-1}\hat{a} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X'R^{-1}y \\ Z'R^{-1}y \end{bmatrix}$$

Dessa forma, a solução conjunta para os efeitos fixos e aleatórios, segundo Henderson (1984), é dada a partir do seguinte sistema de equações:

$$\begin{bmatrix} X'R^{-1}X & X'R^{-1}Z \\ Z'R^{-1}X & Z'R^{-1}Z + G^{-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b^0 \\ \hat{a} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X'R^{-1}y \\ Z'R^{-1}y \end{bmatrix}$$

Essas são as Equações de Modelos Mistos (EMM), que permitem obter o melhor estimador linear não viesado (BLUE) para os efeitos fixos (b^0), bem como o melhor preditor linear não-viesado (BLUP) para os efeitos aleatórios (\hat{a}). A solução do sistema será:

$$b^0 = \{X'[R^{-1} - R^{-1}Z(Z'R^{-1}Z + G^{-1})^{-1}Z'R^{-1}]X\}^G \\ X'[R^{-1} - R^{-1}Z(Z'R^{-1}Z + G^{-1})^{-1}Z'R^{-1}]y \\ \hat{a} = (Z'R^{-1}Z + G^{-1})^G Z'R^{-1}(y - Xb^0)$$

admitindo-se que R e G são matrizes não singulares.

Matricialmente, isso equivale a:

$$\begin{bmatrix} b^0 \\ \hat{a} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X'R^{-1}X & X'R^{-1}Z \\ Z'R^{-1}X & Z'R^{-1}Z + G^{-1} \end{bmatrix}^G \begin{bmatrix} X'R^{-1}y \\ Z'R^{-1}y \end{bmatrix}$$

em que G representa qualquer inversa generalizada.

Martins et al. (1993) discute que essa forma de obtenção de b^0 e \hat{a} , de forma independente e sem considerar a notação matricial, reduz o esforço computacional reduzindo a dimensão das matrizes a serem invertidas, uma vez que as matrizes que necessitam inversão são de menor dimensão. Além disso, usualmente R é matriz bloco diagonal, e muitas vezes tem estrutura do tipo $I\sigma^2$, o que simplifica a inversão.

2.8 Teorema de Bayes

A inferência estatística trabalha na presença de observações (y), cujos valores inicialmente incertos são descritos por meio de uma distribuição de probabilidade $p(y|\theta)$. O parâmetro θ é o que interessa ao pesquisador, e tem um sentido exato dentro da inferência Bayesiana, ou seja, as variâncias dos componentes estudados. O pesquisador deve ter alguma informação prévia sobre θ , e esta informação deve ser incorporada à análise.

Ao incorporar uma opinião sobre θ à análise, através de uma densidade de probabilidade $p(\theta)$, está se denominando a densidade *a priori* que recebe este nome por ser a distribuição de probabilidade de θ antes que se observem os dados. O parâmetro θ pode ser um escalar ou um vetor de parâmetros.

A densidade conjunta de um grupo de observações $Y (y_1, \dots, y_n)$ examinada como uma função do parâmetro θ , é denominada função de verossimilhança e é representada por $p(y_1, \dots, y_n)$, sendo n o número de observações.

Se $p(\theta)$ é a densidade *a priori* para θ , então a densidade *a posteriori* de θ é dada pelo Teorema de Bayes, ou seja:

$$p(\theta|Y) = \frac{p(Y|\theta)p(\theta)}{p(Y)}$$

Como $p(Y)$ não varia com θ , a densidade a *posteriori* pode ser dada por:

$$p(\theta|y) \propto p(y|\theta)p(\theta),$$

em que \propto representa proporcionalidade.

Pode-se pensar no Teorema de Bayes como um mecanismo de atualização da opinião do estatístico sobre θ e dessa forma, pode ser visto como elemento essencial para a análise Bayesiana, pois toda inferência é feita a partir da densidade a *posteriori*.

A representação probabilística de todo o conhecimento incerto é a essência da inferência Bayesiana, seja tal conhecimento relacionado ao futuro, quantidades observáveis ou parâmetros desconhecidos. Os conceitos de *priori* e *posteriori* são sempre relativos à observação considerada no momento. Dessa forma, a diferença formal entre a inferência Bayesiana e a frequentista é que, para a inferência Bayesiana, o parâmetro θ é variável aleatória, apresentando, então, uma distribuição de probabilidade. Para a inferência frequentista, os parâmetros são valores fixos, não sendo possível atribuir a eles uma distribuição de probabilidade.

2.9 Inferência Bayesiana

Métodos Bayesianos podem ser especialmente úteis em problemas complexos ou nas situações em que naturalmente não há conformidade com o cenário clássico, onde muitos problemas genéticos se enquadram dentro deste. Gianola (1982) introduziu os métodos Bayesianos no melhoramento animal no contexto de característica de limiar e posteriormente Gianola e Fernando (1986), realçaram as possibilidades de explorar as técnicas Bayesianas no contexto do Melhoramento Animal.

As técnicas Bayesianas foram abandonadas durante as décadas de 80 e 90, por requerer resolução de múltiplas integrais, geralmente complicadas, muitas vezes com uso de métodos numéricos, que podem não ser flexíveis. A descoberta da técnica Monte Carlo via Cadeias de Markov (MCMC), possibilitou a solução para muitos problemas que não foram resolvidos no passado devido à impossibilidade de resolução dessas integrais. Entretanto, novos problemas, relacionados à convergência das cadeias de Gibbs, foram questionados. Felizmente, esses

novos problemas são facilmente manuseáveis, particularmente quando a distribuição dos dados é normal (BLASCO, 2001).

Os métodos MCMC são um conjunto de processos iterativos para a geração aproximada de amostras de distribuições multivariadas. Nestes, o conhecimento da variável aleatória gerada só é relevante para a geração da variável seguinte, sendo, portanto, irrelevante na predição das variáveis futuras. Esses métodos se tornaram importante ferramenta computacional na estatística Bayesiana, uma vez que geram cadeias de Markov por meio de simulação iterativa de Monte Carlo, cuja distribuição estacionária é a própria densidade a *posteriori* de interesse (SORENSEN; GIANOLA, 2002). Um método MCMC bastante utilizado é o Algoritmo de Metropolis-Hastings (HASTINGS, 1970), sendo o Amostrador de Gibbs (GEMAN; GEMAN, 1984) um caso especial deste algoritmo que vem sendo empregado na avaliação genética animal.

O Amostrador de Gibbs é uma técnica indireta para gerar variáveis aleatórias a partir de uma distribuição marginal, sem, no entanto, a necessidade de calcular a sua densidade (ou seja, a função densidade de probabilidade marginal desta variável). Essa técnica é relativamente fácil de ser implementada. Dada a função de máxima verossimilhança e as densidades a *priori*, calcula-se a densidade conjunta a *posteriori* dos parâmetros desconhecidos. A partir dessa densidade, obtém-se a distribuição condicional completa de cada variável, fixando-se as demais variáveis da densidade conjunta. Esse conjunto de densidades condicionais completas permite a implementação do Amostrador de Gibbs (MRODE, 2005).

Esse processo de amostragem utiliza algoritmos destinados à solução de problemas práticos relacionados à integração numérica da função densidade de probabilidade, impossíveis de serem solucionados por métodos analíticos tradicionais, tornando possível obter amostras das distribuições marginais das variáveis aleatórias.

A utilização do método de amostragem de Gibbs, segundo Van Tassel et al. (1995), pode apresentar vantagens sobre outros métodos, dada a sua relativa simplicidade, permitindo obter estimativas precisas e intervalos de confiança para a distribuição a *posteriori* dos componentes de variância, sem o uso de aproximações ou de suposições de normalidade comumente utilizadas, além de poder ser empregado em análises de grandes conjuntos de dados, além da programação do algoritmo de Gibbs não ser complexa. Dessa forma, fica evidente a possibilidade da análise de dados que apresentam distribuição discreta ou distribuição normal dos dados, possibilitando estimação de componentes de variância e

covariância em características de interesse econômico, sejam de caráter reprodutivo ou de desempenho produtivo.

Entretanto, na estatística Bayesiana não existe distinção entre variáveis fixas e aleatórias, todas são consideradas como aleatórias. Efeitos considerados fixos no melhoramento animal (rebanho, ano, etc) são tidos, na estatística Bayesiana, como variáveis aleatórias sobre as quais se tem pouco ou nenhum conhecimento *a priori*, ou seja, *a priori* para o pesquisador é indiferente do provável valor destas variáveis (GIANOLA; FERNANDO, 1986).

Obtidas as densidades marginais, pode-se calcular estatísticas de interesse das distribuições *a posteriori*. Todos os cálculos necessários para implementar o Amostrador de Gibbs são realizados com escalares, sem requerer a inversão de matrizes.

2.9.1 Análise da Convergência

Teoricamente, o processo iterativo teria fim apenas quando o número de iterações tendesse ao infinito. Na prática, admite-se convergência quando a série alcança um estado de estacionariedade, significando que as condicionais completas estão suficientemente próximas das distribuições marginais *a posteriori*, o que pode ser verificado com a utilização de diferentes critérios (NOGUEIRA et al., 2003).

Existem, entretanto, diversos métodos que podem ser usados como indicativos de provável convergência (COWLES; CARLIN, 1996; BROOKS; ROBERTS, 1998) e o uso concomitante de vários desses procedimentos é recomendável. Na prática, para as análises típicas em genética e melhoramento animal tem-se adotado os seguintes procedimentos:

- a) rodar uma cadeia “longa” dependendo da complexidade do modelo, algo entre 100.000 e 200.000 ciclos após um período de *burn-in* de 10% da cadeia e salvando a cada 10 ou 20 amostras (GEYER, 1992);
- b) fazer gráficos de traço dos valores das amostras para todos os componentes de variância versus o ciclo (Figura 1). Ou seja, constrói-se o gráfico de alguma função do estado da cadeia (eixo das coordenadas) *versus* o número de iterações (eixo das abscissas). Espera-se que o gráfico do traço se adapte dentro de uma amplitude de valores plausíveis, quando atingirem estacionariedade. O gráfico do traço deve ser exibido para todos os componentes do vetor de parâmetros θ , embora isso não seja feito quando a dimensão do vetor de parâmetros θ é grande. A recomendação de convergência requer que o gráfico do traço de todos os componentes do vetor atinja convergência (NOGUEIRA et al, 2003);

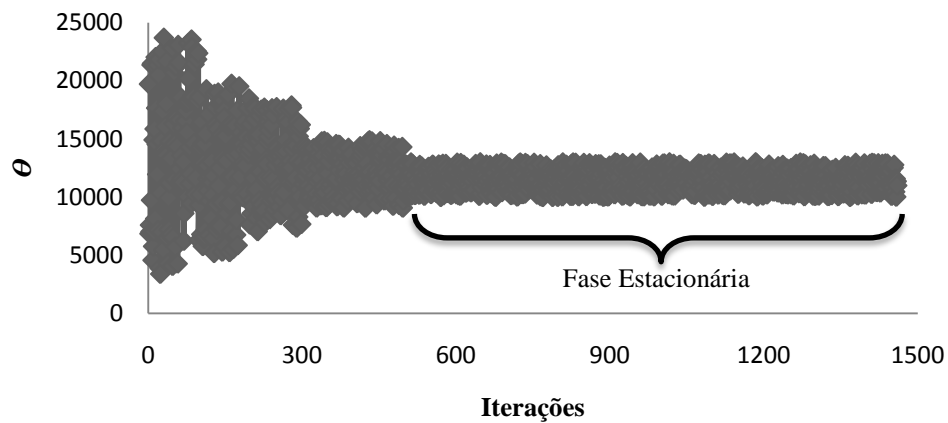


Figura 1 – Representação da análise de convergência da variância pela observação no gráfico do Traço

- c) rodar pelo menos duas outras cadeias de mesmo comprimento da primeira, uma iniciando com valores extremos para cima da média observada dos parâmetros e outra para baixo. Fazer o gráfico de traço concomitante das três cadeias que iniciaram com valores distintos e verificar a convergência para o mesmo espaço amostral, após o período de descarte (CARDOSO, 2008);
- d) realizar o emparelhamento de cadeias de Johnson (1996), que consiste em iniciar duas cadeias com a mesma semente para o gerador de números aleatórios, mas com diferentes valores iniciais. Neste caso, a convergência é indicada pelo perfeito emparelhamento das cadeias após o período de *burn-in* (válida somente para cadeias exclusivas pelo amostrador de Gibbs, sem passos de Metropolis).

Por ser um processo interativo de amostragem, as amostras sequenciais da cadeia são correlacionadas e algum tempo é necessário para que a cadeia ‘esqueça’ os valores iniciais e atinja a distribuição equilíbrio, da qual as amostras serão usadas para inferência. A velocidade que se dá a convergência depende da complexidade do modelo, da correlação *a posteriori* dos parâmetros e da autocorrelação entre amostras sucessivas (CARDOSO, 2008).

Outro aspecto importante na inferência *a posteriori* é a estimação da variância de Monte Carlo para os estimadores, que indica quanto que os valores obtidos para essas estatísticas podem variar em função da dimensão finita da cadeia. Assim, a acurácia das estimativas pode ser dada em função do erro de Monte Carlo (SORENSEN et al., 1994), que é estimado mediante o cálculo da variância das amostras retiradas para cada componente de variância e dividindo-se essa variância pelo número de amostras. Dessa forma, a raiz quadrada desse

valor refere-se a aproximação do desvio-padrão do erro associado com o tamanho da cadeia de Gibbs.

2.9.2 Distribuição a *priori*

A interpretação para probabilidades se refere às probabilidades subjetivas, nas quais é levado em consideração o ‘grau de confiança’ de um determinado indivíduo. As técnicas Bayesianas utilizam probabilidades subjetivas medindo graus de confiança dos valores dos parâmetros desconhecidos (θ). Essas probabilidades subjetivas são usadas para definir o que é chamado de distribuição a *priori* para o parâmetro (θ). Então, ao trabalhar com métodos Bayesianos, tem-se o parâmetro desconhecido como uma variável aleatória, cuja distribuição a *priori* (antes de se ter os valores observados da amostra) é conhecida. Essa distribuição a *priori* resume o grau de confiança subjetivo sobre o valor desconhecido do parâmetro (SORENSEN; GIANOLA, 2002).

Crítica comum feita a aproximação Bayesiana, é que a escolha da distribuição a *priori* é relativamente subjetiva. Este questionamento está relacionado com o fato que, em alguns casos, a distribuição a *posteriori* é muito sensível à escolha da distribuição a *priori*. Neste caso, dois pesquisadores usando o mesmo conjunto de dados podem chegar a diferentes conclusões se usarem diferentes distribuições a *priori*.

Quando o conhecimento prévio sobre o fenômeno estudado é vago, ou praticamente inexistente, a densidade a *priori* é denominada não informativa, plana, ou *flat*, possuindo distribuição uniforme (Figura 2), representada como:

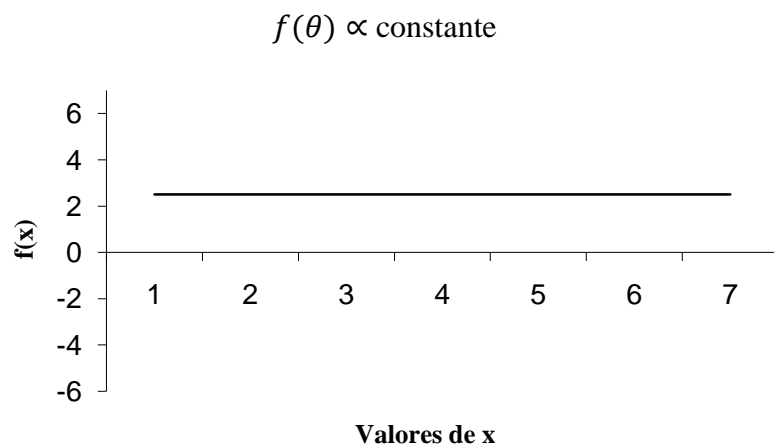


Figura 2 – Representação gráfica de distribuição com *priori* não informativa

Embora controversas, a maioria dos argumentos da inferência frequentista, podem ser derivados pelo teorema de Bayes, usando uma *priori* não informativa (GIANOLA; FERNANDO, 1986).

Por outro lado, quando se possui conhecimento prévio amplo ou preciso sobre o fenômeno estudado, a densidade *a priori* passa a ser denominada de informativa, aguda, ou *sharp*. Neste caso, a maioria da densidade desta função, está a vizinhança de sua moda (Figura 3).

Wang et al. (1993), avaliaram o efeito de quatro níveis de informação *a priori* em dados sob seleção e ilustraram como informações externas podem contribuir com as informações geradas pelos dados. Os autores observaram que as estimativas foram mais precisas quando maiores níveis de informação *a priori* foram utilizados, demonstrando que a análise Bayesiana pode ser empregada para incorporar informações externas em uma situação prática de melhoramento animal.

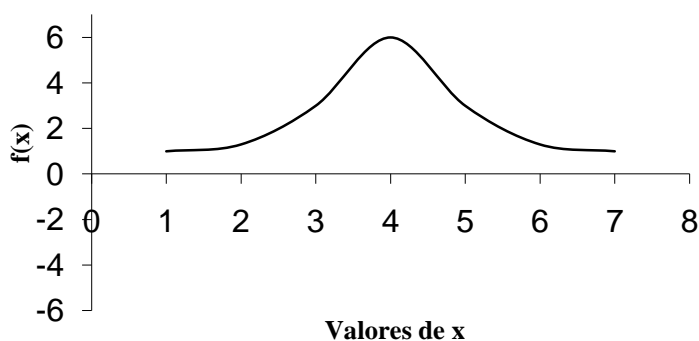


Figura 3 – Representação gráfica de distribuição com *priori* informativa

Nessa mesma linha de raciocínio, Carneiro Júnior et al. (2005), verificaram que a inclusão de informação *a priori* proporciona melhores resultados para estimação dos componentes de variância, sobretudo em populações pequenas. Concluíram também que à medida que o tamanho da amostra aumenta a importância da informação *a priori* decresce e com isso a predição dos valores genéticos é menos influenciada pela informação *a priori*. Porém, a estimação dos componentes de variância, de modo que a escolha dos melhores indivíduos é mais prejudicada em populações com pequeno número de animais, mesmo quando maiores níveis de informação são disponíveis.

3 CAPÍTULO I

Aspectos Ambientais e Genéticos da Prolificidade em Caprinos Utilizando Modelos Bayesianos de Limiar e Linear

1 **Aspectos ambientais e genéticos da prolificidade em caprinos utilizando modelos**
2 **bayesianos de limiar e linear¹**

3
4 **Environmental and genetic aspects of litter size in goats using linear and threshold**
5 **bayesian models**

6
7 Natanael Pereira da Silva Santos^{2,5}, José Lindenberg Rocha Sarmento³, José Elivalto
8 Guimarães Campelo⁴

9
10 ¹Parte da Dissertação do primeiro autor

11 ²Programa de Pós-Graduação em Ciência Animal, UFPI/Teresina

12 ³Professor do Campus Cinobelina Elvas – UFPI/Bom Jesus. Bolsista do CNPq.

13 ⁴Professor, Doutor do Campus Petrônio Portela - UFPI/Teresina

14 ⁵Correspondências: Rua Borborema, 1940. Blc. A, Aptº 203. Condomínio Giovanna.
15 Teresina-PI. E-mail: natanaelpss@hotmail.com

16
17 **Resumo:** Foram estimados os componentes de variância e parâmetros genéticos da
18 característica prolificidade, utilizando-se estatística Bayesiana sob modelo animal linear
19 e de limiar. A prolificidade de cabras mestiças foi estudada com informações referentes
20 ao período de 8 anos consecutivos. As análises foram realizadas com cadeias de
21 500.000 ciclos. Considerou-se *burn-in* dos 15.000 valores iniciais sendo tomados
22 valores a cada 250 ciclos, para se obter a distribuição *a posteriori* com 1.940 amostras.
23 As análises estatísticas revelaram que os efeitos do mês de cobertura, ordem de parto e o
24 efeito linear do peso na cobertura foram significativos. As herdabilidades foram 0,03 e
25 0,18 para o modelo linear e modelo de limiar, respectivamente. O uso do modelo de
26 limiar mostrou-se adequado, produzindo estimativas superiores acerca dos parâmetros
27 estimados.

28
29 **Palavras-chave:** amostragem de Gibbs; componentes de variância, inferência
30 bayesiana, parâmetros genéticos

31

32 **Abstract:** Variance components and genetic parameters of the litter size trait, using
33 Bayesian statistics under linear and threshold animal model were estimated. The litter
34 size of crossbred goats was studied with information regarding the period of eight
35 consecutive years. Analyses were performed with chains of 500,000 cycles. The burn-in
36 of the 15,000 baseline values was considered and these ones were taken every 250
37 cycles to obtain *a posteriori* distribution with 1,940 effective samples. Statistical
38 analyses showed that the effects of coverage month, delivery order and linear effect of
39 weight on coverage were significant. The heritabilities were 0.03 and 0.18 for linear and
40 threshold models respectively. The threshold model proved to be suitable, producing
41 higher estimates regarding the estimated parameters.

42

43 **Keywords:** Gibbs sampling. variance components. bayesian inference. genetic
44 parameters

45

46 **Introdução**

47

48 Os baixos índices reprodutivos atribuídos às raças caprinas, constantemente
49 mencionados na literatura científica nos trópicos, indicam que a reprodução é um
50 processo complexo e sensível às variações ambientais. Estes índices, além de imporem
51 prejuízos econômicos à atividade, limitam a resposta em programas de melhoramento
52 genético, e nesse caso a qualidade dos resultados estimados sofre impacto,
53 principalmente, da não adequação da análise aos dados.

54 A prolificidade (número de crias nascidas por fêmea a cada parto), dentre as
55 características de natureza reprodutiva, se apresenta com potencial para contribuir com
56 o ganho genético anual nos rebanhos de pequenos ruminantes, uma vez que a redução
57 desta característica implicará na diminuição do número de cabritos nascidos por ano e
58 na pressão de seleção, o que, conseqüentemente, dificultará a reposição no plantel, além
59 de aumentar o intervalo de geração (Danell, 1986).

60 Favoravelmente a essa característica, argumenta-se que é de fácil mensuração e,
61 de acordo com Rao e Notter (2000), apresenta herdabilidade alta quando comparada a
62 outras características reprodutivas, o que sugere rápida resposta à seleção. Por tratar-se
63 de característica de distribuição discreta (*threshold*) ou dicotômica, as metodologias e

64 modelos usuais de avaliação genética e dos efeitos ambientais não se mostram
65 pertinentes, portanto, cabe aos pesquisadores buscar formas de análise mais apropriadas
66 e que consigam mostrar a variabilidade genética da característica mais próxima do valor
67 real.

68 Um dos problemas relativos à comparação de metodologias é que os valores
69 genéticos verdadeiros são desconhecidos e conseqüentemente, predições ou estimativas
70 dos diferentes métodos não podem ser comparadas com esses valores verdadeiros, para
71 verificar qual método é mais acurado. No entanto, as pressuposições a respeito de cada
72 metodologia tornam o método adequado ou não a determinada situação.

73 A esse respeito, as metodologias de modelos lineares mistos, sob modelo animal,
74 geralmente resultam em baixas estimativas de herdabilidade, podendo levar a conclusão
75 equivocada quanto ao ganho genético pela seleção direta para prolificidade. A aplicação
76 de modelos bayesianos de limiar na avaliação de características categóricas pode
77 favorecer maiores ganhos genéticos ao identificar de forma mais eficiente os animais
78 com valor genético superior, pois a estimação de herdabilidades na escala subjacente
79 mostra-se mais elevada (Sousa et al., 2000). Dessa maneira, o uso de modelos de limiar
80 pode proporcionar melhores estimativas, dos parâmetros genéticos, uma vez que estes
81 relacionam a resposta observada na escala categórica com uma escala subjacente normal
82 contínua (Silva et al., 2005).

83 A literatura nacional é escassa na abordagem deste tema, com poucos trabalhos
84 encontrados (Sousa et al., 2000) e esta dificuldade se amplia quando se refere a estudos
85 sobre a aplicação de modelos de limiar, utilizando-se inferência Bayesiana (Zhang et al.,
86 2009), na avaliação genética de características ligadas a reprodução de caprinos. Vale
87 ressaltar que os poucos trabalhos quando buscaram avaliar a influência de efeitos do
88 ambiente sobre a referida característica empregam modelos que pressupõem
89 distribuição normal, quando, na prática, isso não ocorre, uma vez que esta tem
90 distribuição discreta.

91 Diante do exposto, com este trabalho objetivou-se verificar os efeitos de ambiente
92 que interferem na expressão da prolificidade e estimar os componentes de variância e
93 parâmetros genéticos por meio de modelos de limiar e linear, utilizando-se inferência
94 Bayesiana em caprinos mestiços.

95

96 **Material e Métodos**

97

98 O trabalho foi realizado com dados do rebanho caprino da Fazenda Carnaúba,
99 pertencente à Agropecuária Manoel Dantas Ltda. (AMDA), situada no município de
100 Taperoá, microrregião do Cariri Ocidental da Paraíba. Os registros de prolificidade
101 foram obtidos a partir do controle reprodutivo de cabras mestiças oriundas do
102 cruzamento de reprodutores da raça Pardo Alpino com fêmeas do tipo naturalizado
103 Gurguéia, coletados com representatividade durante intervalo de 8 (oito) anos
104 consecutivos.

105 Os animais foram criados em sistema semi-intensivo e alimentados com capim-
106 buffel (*Cenchrus ciliaris* L.) e vegetação nativa durante a estação chuvosa, e capim-
107 elefante (*Pennisetum purpureum* schum.), palma forrageira (*Opuntia* sp.), raspa de
108 mandioca (*Manihot sativa*), bagaço de cana hidrolisado (*Sacharum officinarum*) e
109 concentrado protéico, na estação seca, além de sal mineral à vontade.

110 A detecção do cio foi realizada visualmente pela manhã e à tarde. Havendo a
111 identificação de cio, a cabra era levada à baía do reprodutor correspondente, onde
112 ocorria a cobertura e depois retornava ao lote. A monta era do tipo natural controlada,
113 sem estação de monta.

114 Entre os 120 e 150 dias de idade, as cabritas passavam para o lote das marrãs,
115 sendo cobertas na ocasião do primeiro cio fértil. Após a primeira parição, eram
116 incorporadas no lote das cabras adultas.

117 A partir das fichas de produção e reprodução, foi editado um arquivo contendo o
118 número da cabra, paternidade e maternidade, data de nascimento, datas dos partos,
119 pesos antes e durante a gestação, ordem e intervalo de partos e tipo de nascimento dos
120 animais. Como os dados de prolificidade são provenientes de uma distribuição discreta,
121 neste caso, foram consideradas duas classes distintas (nascimento simples e nascimento
122 múltiplo).

123 Os grupos de contemporâneos foram formados pelo ano de cobertura (1 a 8),
124 ordem de parição (1 a 7) e estação de cobertura (1 e 2), onde a estação 1 corresponde ao
125 período chuvoso, que vai de fevereiro a junho e a estação 2, ao período seco, que vai de
126 julho a janeiro do ano seguinte.

127 Inicialmente, o arquivo continha 1.939 registros. Para gerar o arquivo utilizado
128 nas análises, foram feitas restrições, permanecendo no arquivo cabras com pai e mãe
129 conhecidos, cabras com, no máximo, sete parições e grupos de contemporâneos com no
130 mínimo 5 animais, restando 592 registros para as análises.

131 Para formação dos arquivos de dados e pedigree, análise de consistência dos
132 dados e a verificação dos efeitos de ambiente que podem influenciar a prolificidade,
133 foram utilizados os procedimentos MEANS e GENMOD do programa SAS (SAS,
134 2002). O GENMOD ajusta modelos lineares generalizados pelo método da máxima
135 verossimilhança, utilizando uma função de ligação apropriada à probabilidade de
136 distribuição. Utilizou-se a função de distribuição binomial e a função de ligação
137 logística. O teste de χ^2 de Pearson foi utilizado para verificar o ajuste da função de
138 ligação aos dados.

139 Dentro do procedimento GENMOD, utilizou-se a opção ESTIMATE, que calcula
140 o logaritmo da razão de chances, $\ln[P_i/1 - P_i]$, em que P_i representa a probabilidade de
141 o parto ser múltiplo e $1 - P_i$ a probabilidade de ser simples. Para que os coeficientes
142 estimados refletissem o efeito de o parto ser múltiplo, em relação ao simples, calculou-
143 se a exponencial do logaritmo da razão de chances, por meio da opção “EXP”, também
144 disponível neste procedimento mencionado, cuja resposta representa o número de vezes
145 que a classe de parto múltiplo teria mais chances de ocorrer que a classe de parto
146 simples.

147 Para análise dos efeitos ambientais, considerou-se o ano e mês de cobertura,
148 ordem de parição, idade ao primeiro parto (coeficiente de regressão linear e quadrático)
149 e peso da fêmea no momento da cobertura.

150 Os componente de variância e parâmetros genéticos foram estimados com
151 modelos animais linear e de limiar, mediante análise Bayesiana unicaracterística,
152 realizada com o aplicativo MTGSAM *Threshold (Multiple Trait Gibbs Sampler for*
153 *Animal Models)* desenvolvido por Van Tassell et al. (1998). Assim, considerou-se o
154 peso do animal no dia da cobertura como covariável descrevendo efeito quadrático e
155 considerou-se o grupo de contemporâneos como efeito fixo, de acordo com a solicitação
156 do programa. Entretanto, na análise Bayesiana os efeitos fixos e aleatórios inclusos no
157 modelo são considerados como variáveis aleatórias.

158 O modelo animal em notação matricial foi:

$$y = Xb + Z_1a + Z_2c + e ,$$

159

160 em que y é o vetor das observações da característica medida nos animais (escala
161 subjacente para a prolificidade); b é o vetor de efeitos “fixos” de rebanho; a é o vetor de
162 efeitos aleatórios que representa os valores genéticos aditivos diretos de cada animal; c
163 é o vetor de efeitos de ambiente permanente (não correlacionado); e é o vetor de erros
164 aleatórios; X , Z_1 e Z_2 são matrizes de incidência que relacionam as observações aos
165 efeitos fixos, e aos efeitos aleatórios aditivo direto e de ambiente permanente,
166 respectivamente.

167

168 Para o modelo adotado, sob o enfoque bayesiano, é usual pressupor que $\sigma_a^2 \sim N(0, A\sigma_a^2)$,
169 $\sigma_c^2 \sim N(0, I\sigma_c^2)$ e $\sigma_e^2 \sim N(0, R\sigma_e^2)$, em que σ_a^2 , σ_c^2 e σ_e^2 são componentes de
170 variância genético aditivo direto, de ambiente permanente e residual, respectivamente,
171 A , é matriz de numeradores do coeficiente de parentesco de Wrigth, I é matriz
172 identidade de ordem igual ao número de animais com observações e R é a matriz de
173 variância do vetor de resíduos.

173

174 No modelo de limiar, assume-se que a escala subjacente apresenta distribuição
175 normal contínua, chamada *Liability* (Predisposição) e é representada como:

175

$$U|\theta \sim N(W\theta, I\sigma_e^2),$$

176

177 em que U é o vetor da escala base de ordem r ; $\theta = (b, a, c)$ é o vetor dos parâmetros
178 de locação de ordem s com b (definidos sob o ponto de vista frequentista, como efeitos
179 fixos), e ordem s com a e c (como efeitos aleatórios genético aditivo direto e ambiente
180 permanente, como efeito não-correlacionado, respectivamente); W é a matriz de
181 incidência conhecida de ordem r por s ; I é a matriz identidade de ordem r por r e σ_e^2 é
182 a variância residual.

183

184 As características categóricas são determinadas por variáveis contínuas não
185 observáveis, em escala subjacente, e são fixados valores iniciais de limiares t ,
186 $(t_{min}, t_1, \dots, t_{j-1}, t_{max})$, $t_1 < t_2 \dots < t_{j-1}$, que dividem a linha da tabela de contingência
187 dentro de j intervalos de respostas, com $t_0 = -\infty$ e $t_j = \infty$, onde j é o número de
188 categorias (limiares). Os dados observáveis são dependentes da variável subjacente que
é limitada entre dois limiares não observáveis (Sorensen e Gianola, 2002), ou seja, para

189 compreender a função densidade de probabilidade conjunta dos parâmetros, dados os
 190 hiperparâmetros, é necessário conhecer a distribuição dos valores observados y , a qual é
 191 condicional às observações contínuas e limiaries. A relação entre as duas variáveis é
 192 incomum porque os valores de y são conhecidos se os valores de U e t são conhecidos,
 193 mas o inverso não é verdadeiro.

194 Neste caso, as categorias de y_1 (característica definida em parto simples e parto
 195 múltiplo) para cada animal i foram definidas por U_i , na escala subjacente:

196

$$y_i = \begin{cases} 1 & t_0 < U_i \leq t_1 \\ 2 & t_1 < U_i \leq t_2 \end{cases}, \quad i = 1, \dots, n,$$

197

198 em que, n é o número de observações para cada categoria. Após as especificações dos
 199 limiaries t_0 a t_2 , é necessário que o limiar (t_1) seja ajustado a uma constante arbitrária.
 200 Neste caso, assumiu-se $t_1 = 1$. Por serem, as observações, condicionalmente
 201 independentes, a função de verossimilhança é definida pelo produto das contribuições
 202 de cada registro. A probabilidade condicional que y_i caia na categoria j ($j = 1$ ou 2),
 203 dado os vetores b , a , c e t , é apresentada como:

204

$$\begin{aligned} Pr(y_i = j | b, a, c, t) &= Pr(t_{j-i} < U_i < t_j | b, a, c, t) \\ &= \Phi(t_j - X_i' b - Z_i' a - Z_i' c) - \Phi(t_{j-1} - X_i' b - Z_i' a - Z_i' c) \\ &= p(y_i | b, a, c, t), \end{aligned}$$

205

206 em que y_i é a variável resposta para a observação i tomando valores 1 ou 2 se a
 207 observação pertence a primeira ou segunda categoria, respectivamente; t é o valor do
 208 limiar que, por não ser estimável, será fixado um valor arbitrário; U_i é o valor da
 209 variável subjacente para a mencionada observação; Φ é a função de distribuição
 210 cumulativa de uma variável normal padrão (indicador de função que tem valor 1 se a
 211 expressão é avaliada como verdadeira e 0 em caso contrário).

212 Como a variância residual σ_e^2 não é estimável em modelos de limiar, para a
 213 parametrização atribuiu-se o valor 1 para a mesma ($\sigma_e^2 = 1$), no sentido de se obter
 214 identificabilidade na função de verossimilhança (Sorensen e Gianola, 2002). Tal
 215 pressuposição é padrão em análises de dados categóricos.

216 Neste estudo o grau de liberdade correspondente à distribuição Wishart Invertida,
 217 que indica o grau de confiabilidade da distribuição inicial (v), foi *flat* para todas as
 218 variâncias iniciais, ou seja, não refletia grau de conhecimento sobre os parâmetros
 219 ($v = 0$).

220 Foram realizadas análises com cadeias de 500, 800 mil e 1 milhão de ciclos.
 221 Entretanto, o comprimento da cadeia utilizado para comparar os modelos e gerar a
 222 distribuição a *posteriori* dos componentes de variância e parâmetros genéticos da
 223 prolificidade foi de 500.000 ciclos em virtude das demais cadeias terem gerado
 224 estimativas similares. Assim sendo, este também foi um dos critérios utilizados para
 225 análise da convergência (Cardoso, 2008).

226 Dimensão de *burn-in* e intervalo de amostragem para cada tamanho da cadeia
 227 foram obtidos por análise prévia das cadeias geradas pelo amostrador de Gibbs (Tab. 1),
 228 utilizando o programa Gibanal, sob sistema operacional DOS, desenvolvido por Van
 229 Kaam (1998), que utiliza o método de Raftery e Lewis (1992) para a monitoração da
 230 convergência.

231

232 Tabela 1 – Sumarização da distribuição a *posteriori* em função dos valores de *burn-in*,
 233 intervalo de amostragem e tamanho da cadeia de Gibbs, obtidas utilizando-
 234 se o programa Gibanal¹

| Tamanho da cadeia de Gibbs | <i>Burn-in</i> | Intervalo de amostragem | Número de amostras |
|-------------------------------|----------------|----------------------------|-----------------------|
| 500.000 | 15.000 | 250 | 1940 |
| 800.000 | 20.000 | 300 | 2600 |
| 1.000.000 | 20.000 | 300 | 3266 |

235 ¹Van Kaam (1998)

236

237 O erro de Monte Carlo foi obtido mediante o cálculo da variância das amostras
 238 retiradas para cada componente dividida pelo número de amostras. Assim, a raiz
 239 quadrada desse valor se refere à aproximação do desvio-padrão do erro associado ao
 240 tamanho da cadeia de Gibbs (Sorensen e Gianola, 2002).

241

242 **Resultados e Discussão**

243

244 A prolificidade média do rebanho foi de 1,4 cabrito por fêmea, com coeficiente de
 245 variação igual a 35%. A frequência de ocorrência de partos simples e múltiplos no
 246 rebanho foi 60% e 40%, respectivamente. Médias superiores a estas foram relatadas por

247 Silva e Araújo (2000), ao estudarem caprinos mestiços oriundos de cruzamentos entre
 248 as raças Alpina, Moxotó e Anglonubiana, assim pode-se dizer que se trata de uma
 249 característica que também sofre influência da raça. As análises estatísticas revelaram
 250 que os efeitos do mês de cobertura, ordem de parto e o efeito linear do peso na cobertura
 251 foram significativos ($P < 0,05$), indicando que devem ser considerados no estudo desta
 252 característica. Sarmento et al. (2010), obtiveram resultados similares trabalhando com
 253 técnica análoga a deste estudo, porém utilizando quantidade de dados mais restrita.

254 Como a metodologia utilizada permite calcular as chances de ocorrência de partos
 255 múltiplos, considerando os efeitos significativos incluídos no modelo de análise,
 256 avaliou-se o comportamento das probabilidades em função da ordem de parição (Tab.
 257 2). As chances de ocorrência de partos múltiplos tenderam a aumentar com o aumento
 258 da idade da fêmea (ordem do parto); ou seja, à medida que a fêmea tornou-se anatômica
 259 e fisiologicamente mais preparada. As maiores diferenças observadas foram em relação
 260 às chances estimadas entre o primeiro e os demais partos (Tab. 2). Fêmeas de segunda
 261 parição apresentaram 4,7 vezes mais chances de ter parto múltiplo que as de primeira;
 262 as de terceira 6,1 vezes mais chances que a de primeira e assim sucessivamente, até as
 263 de sétima parição, que apresentaram 25,1 vezes mais chances de parirem duas ou mais
 264 crias. As diferenças da segunda ordem, em relação às superiores, foram menores em
 265 comparação às de primeira, apesar de serem significativas.

266

267 Tabela 2 - Razão de chances para a ocorrência de partos múltiplos de fêmeas mestiças
 268 com diferentes ordens de parição

| Ordem de parto | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 |
|----------------|-------|------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| 2 | 4,7* | | | | | |
| 3 | 6,1* | 2,9* | | | | |
| 4 | 11,2* | 7,0* | 2,3* | | | |
| 5 | 9,2* | 6,6* | 2,2* | 0,9 ^{ns} | | |
| 6 | 12,3* | 5,2* | 1,7 ^{ns} | 0,7 ^{ns} | 0,8 ^{ns} | |
| 7 | 25,1* | 5,0* | 1,6 ^{ns} | 0,7 ^{ns} | 0,7 ^{ns} | 0,9 ^{ns} |

269 * Significativo a 5% de probabilidade pela estatística da razão de verossimilhança; ^{ns} não significativo.

270

271 As chances de ocorrência de partos múltiplos foram próximas entre as fêmeas
 272 com quatro ou mais partos, uma vez que as fêmeas nesse estágio, possivelmente, já
 273 atingiram a maturidade fisiológica, principalmente do aparelho reprodutor (Sarmento et
 274 al., 2010). Dessa forma, o comportamento verificado nas cabras primíparas neste estudo
 275 parece biologicamente correto, uma vez que fêmeas em idades mais jovens não têm

276 alcançado a maturidade necessária do sistema reprodutor, em termos anatômicos e
277 fisiológicos, refletindo maior frequência de partos simples.

278 Observou-se que a prolificidade se mostrou influenciada pelo ambiente e os
279 resultados de outras pesquisas têm demonstrado isso. Sarmiento et al. (2010), sugerem
280 que melhorias na prolificidade podem ser mais facilmente obtidas com ajustes no
281 manejo alimentar e adequação da idade mínima para o início da vida reprodutiva.

282 Um aspecto que merece destaque, relativo à inferência Bayesiana neste estudo, é a
283 necessidade de se especificar os parâmetros que definem a forma das distribuições, pois
284 o conjunto de dados utilizado pode ser considerado pequeno (592 dados de
285 nascimentos). Conseqüentemente, ao assumir a falta de informação *a priori*, ou seja,
286 maior grau de incerteza sobre o verdadeiro valor do parâmetro tem-se que a distribuição
287 *a posteriori* pode se tornar menos simétrica. No entanto, conforme o tamanho da
288 amostra aumenta a distribuição *a posteriori* torna-se mais simétrica e a influência da
289 informação *a priori* decresce.

290 Assim, optou-se pela análise das cadeias de 500 mil ciclos em virtude das
291 estimativas dos parâmetros genéticos manterem-se praticamente constantes com o
292 aumento do tamanho da cadeia (800 mil e 1 milhão de ciclos) (Tab 3). Dessa forma,
293 observou-se que a não utilização de informação *a priori* em cadeias de 500, 800 mil e 1
294 milhão de ciclos, não apresentou variação dos parâmetros estimados, sendo indicativos
295 de possível convergência à distribuição conjunta *a posteriori*, como recomendado por
296 Cardoso (2008).

297

298 Tabela 3 – Médias *a posteriori* dos componentes de variância e parâmetros genéticos da
299 característica prolificidade em função do tamanho da cadeia de Gibbs

| Modelo | Cadeia de Gibbs | Componentes de Variância | | | EMC | Parâmetros | |
|--------|-----------------|--------------------------|--------------|--------------|---------|------------|------|
| | | σ_a^2 | σ_c^2 | σ_e^2 | | h^2 | t |
| Limiar | 500.000 | 0,5569 | 1,4890 | 1,000 | 0,00076 | 0,18 | 0,67 |
| | 800.000 | 0,5309 | 1,4701 | 1,000 | 0,00108 | 0,18 | 0,67 |
| | 1.000.000 | 0,5512 | 1,4887 | 1,000 | 0,00000 | 0,18 | 0,67 |

300 σ_a^2 variância devido os efeitos genéticos aditivos direto; σ_c^2 variância devido os efeitos de ambiente
301 permanente; σ_e^2 variância residual; EMC erro de Monte Carlo h^2 – herdabilidade; t – repetibilidade.

302

303 Associado ao tamanho da cadeia e com o intuito de constatar se a informação a
304 *priori* não interferiu no resultado da distribuição *a posteriori*, neste estudo também
305 foram utilizadas *prioris* não informativas para os valores iniciais em ambos os modelos

306 e tamanhos de cadeia. Na situação em questão, o conhecimento a respeito dos
 307 parâmetros é muito pequeno, sendo, possivelmente, correto assumir *prioris* não-
 308 informativas. Vale ressaltar que ao assumir *prioris* que refletem algum grau de
 309 conhecimento a respeito da distribuição inicial dos componentes, pode permitir a
 310 indução de valores para um intervalo desejado (Carneiro Júnior et al., 2005).

311 Diante disso, é possível afirmar que análises de pequenos conjuntos de dados
 312 utilizando-se grandes cadeias de Gibbs, que tenham atingido a convergência, juntamente
 313 com a informação do erro de Monte Carlo, são consideradas como indicativos que a
 314 distribuição *a posteriori* estimada pode ser satisfatória.

315 Nas análises, o desvio-padrão do erro de Monte Carlo foi pequeno e praticamente
 316 nulo, confirmando que o tamanho da cadeia amostral utilizada foi suficiente para
 317 obtenção de estimativas *a posteriori* das distribuições marginais dos componentes de
 318 (co)variância, ou seja, a convergência foi alcançada pela cadeia de Gibbs (Tab 3 e 4).

319 Tabela 4 – Estimativas *a posteriori* dos componentes de variância e parâmetros
 320 genéticos para característica prolificidade de caprinos obtidas por
 321 modelos de limiar e linear
 322

| Modelo | Componentes de Variância | Média | Moda | Mediana | IC-95% | | EMC | Parâmetros | |
|--------|--------------------------|--------|--------|---------|--------|--------|---------|------------|------|
| | | | | | LCL | UCL | | h^2 | t |
| Limiar | σ_a^2 | 0,5569 | 0,5269 | 0,5198 | 0,5329 | 0,5808 | 0,00076 | 0,18 | 0,67 |
| | σ_c^2 | 1,4890 | 1,4921 | 1,4268 | 1,4551 | 1,5229 | 0,00108 | | |
| | σ_e^2 | 1,0000 | 1,0000 | 1,0000 | 1,0000 | 1,0000 | 0,00000 | | |
| Linear | σ_a^2 | 0,0066 | 0,0049 | 0,0067 | 0,0062 | 0,0071 | 0,00001 | 0,03 | 0,05 |
| | σ_c^2 | 0,0022 | 0,0016 | 0,0020 | 0,0019 | 0,0024 | 0,00001 | | |
| | σ_e^2 | 0,1722 | 0,1818 | 0,1724 | 0,1716 | 0,1728 | 0,00002 | | |

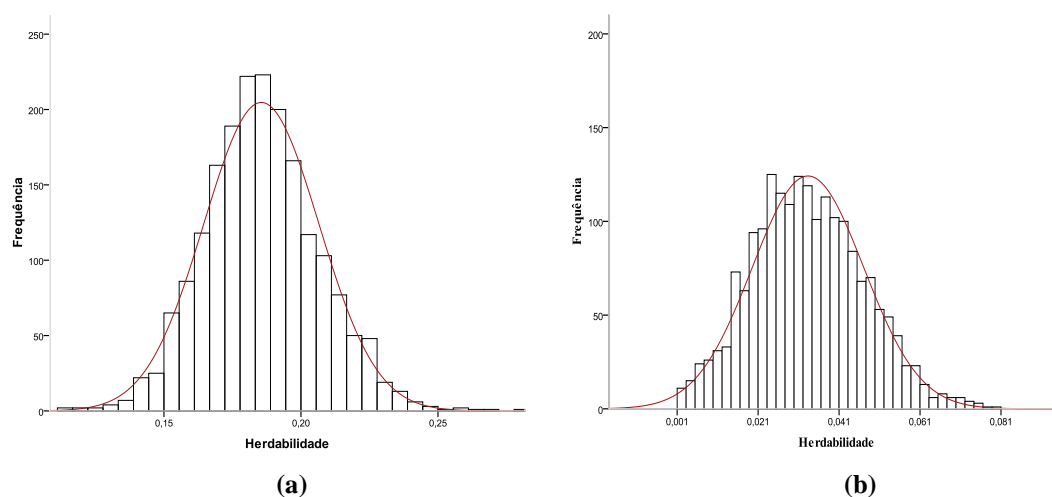
323 IC – Intervalo de credibilidade; LCL – Limite de credibilidade inferior; UCL – Limite de credibilidade
 324 superior; EMC - Erro de Monte Carlo; σ_a^2 variância devido os efeitos genéticos aditivos direto; σ_c^2
 325 variância devido os efeitos de ambiente permanente (não correlacionados); σ_e^2 variância residual; h^2 –
 326 herdabilidade da característica; t – repetibilidade da característica
 327

328 Com relação ao erro de Monte Carlo, Van Tassel e Van Vleck (1996) afirmam
 329 que este erro é considerado pequeno quando seu valor somado à estimativa média da
 330 distribuição *a posteriori* dos coeficientes de herdabilidade não altera o valor desta
 331 estimativa, considerando até a segunda casa decimal.

332 A amplitude dos intervalos de confiança permite inferir, com maior
 333 confiabilidade, sobre as estimativas obtidas em ambos os modelos. Assim, pode-se
 334 constatar que o uso do modelo de limiar para a característica em estudo, possibilitou a

335 obtenção de estimativas maiores para os parâmetros genéticos, tendo em vista que as
 336 estimativas dos componentes de variância diferiram de forma marcante quando
 337 comparados os modelos de limiar e linear (Tab. 4), pois as regiões de credibilidade não
 338 se sobrepõem, o que caracteriza rejeição da hipótese estatística de igualdade, entre as
 339 estimativas geradas pelos dois modelos (Faria et al., 2008).

340 Em virtude da distribuição *a posteriori* das estimativas obtidas, com o uso do
 341 modelo de limiar e linear, possuir densidade simétrica (Fig. 1), os valores da média e da
 342 moda resumem a medida da distribuição. No entanto, segundo Wright et al. (2000), a
 343 moda é a mais aconselhável medida de posição das distribuições *a posteriori*, pois
 344 aponta o valor de maior frequência. A esse respeito, é possível observar que a moda e a
 345 média da herdabilidade diferem de forma marcante na análise com modelo linear, (Fig.
 346 1), o que possivelmente foi causado pelo fato de os valores da moda dos componentes
 347 de variância, obtidos com modelo linear, estarem fora do intervalo de credibilidade.
 348



349
 350
 351
 352
 353
 354

351 Figura 1 – Distribuição *a posteriori* das estimativas de herdabilidade para prolificidade
 352 em caprinos mestiços obtidas utilizando modelo de limiar (a) e modelo
 353 linear (b).
 354

355 O modelo de limiar assume que conjuntamente ao fenótipo expresso de forma
 356 categórica, o qual frequentemente não apresenta distribuição normal, repousa uma
 357 postulada base genética e ambiental normalmente distribuída. Valores na escala
 358 observável são ligados por uma escala subjacente, não-visível, por intermédio de pontos
 359 de limiar entre categorias consecutivas. Dessa forma, a análise de dados categóricos
 360 assumindo uma distribuição normal dos dados pode produzir resultados impróprios e as

361 inferências acerca das estimativas podem ser erradas ou subestimadas. Esse fato parece
362 notório quando se observa a baixa variabilidade dos componentes de variância da
363 característica quando estimados pelo modelo linear (Tab. 4).

364 Testando modelos diferentes Menéndez-Buxadera et al. (2003), obtiveram
365 estimativas com modelo linear em torno de 0,08; 0,127 e 0,249 para variância aditiva
366 direta, ambiente permanente e residual, respectivamente, para prolificidade. Valores
367 acima dos estimados nesta pesquisa, com o uso de modelo linear.

368 Comparações entre as duas estratégias, baseadas em dados simulados, foram feitas
369 por Meijering (1985). Esse estudo indicou que a superioridade dos métodos não lineares
370 sobre os lineares, em termos de resposta genética à seleção, fica mais evidente quando:
371 o número de categorias é pequeno; as categorias são acentuadamente diferentes umas da
372 outras; quanto maior for o desbalanceamento da amostra e quando a herdabilidade na
373 escala subjacente for alta. Logo, o estudo da prolificidade pode ser enquadrado nessa
374 perspectiva.

375 A herdabilidade estimada foi 0,18 e 0,03 por meio dos modelos de limiar e linear,
376 respectivamente, para a prolificidade (Tab. 4). Com relação à dissimilaridade entre os
377 resultados, o modelo de limiar parece mais adequado em análises genéticas para
378 prolificidade, por produzir estimativas de herdabilidade maior, além de considerar a
379 natureza binária da característica (Ferreira, 2008). Assim, pelas pressuposições
380 assumidas e pelas diferenças observadas nos parâmetros estimados com uso de ambos
381 os modelos supõe-se que será possível obter-se ganho pela seleção se os parâmetros
382 estimados por meio do modelo de limiar estiverem corretos.

383 O valor da herdabilidade de uma característica pode ser importante para direcionar
384 o programa de seleção. Deste modo, comparando-se este resultado com estimativas de
385 herdabilidade de outras características reprodutivas, o uso da prolificidade como critério
386 de seleção seria uma alternativa viável, uma vez que poderia conferir maior resposta à
387 seleção, corroborando com os preceitos de Rao e Notter (2000). Além disso, por ser
388 facilmente obtida e não requerer mudanças de manejo, além de ser uma característica
389 que pode ser usada por todos os criadores que façam controle zootécnico do rebanho.

390 As características que se repetem ao longo da vida do animal se expressam em
391 diferentes intensidades em cada ocorrência e o coeficiente de repetibilidade representa a
392 correlação entre desempenhos sucessivos de um mesmo animal. A repetibilidade

393 estimada da característica em estudo com uso do modelo de limiar e linear foi,
394 respectivamente, de 0,67 e 0,05 (Tab. 4).

395 Dessa forma, o ambiente permanente apresentou efeito pronunciado na variação
396 da prolificidade pelo modelo de limiar, implicando em alta repetibilidade da
397 característica. O mesmo não ocorreu com o uso do modelo linear, no qual foram
398 praticamente iguais os valores de herdabilidade e repetibilidade. Nesse sentido, pode-se
399 inferir que o ambiente permanente constitui uma importante fonte de covariância entre
400 as observações do mesmo indivíduo. Assim, a decisão quanto ao descarte ou seleção
401 dos animais com base nos resultados obtidos, utilizando-se o modelo de limiar, pode ser
402 tomada mediante registro de poucas observações.

403 Vale destacar que a seleção dos melhores animais com base no valor da
404 repetibilidade deve ser vista com certa cautela, pois, como visto anteriormente, a
405 prolificidade aumenta em função da maturidade fisiológica reprodutiva dos animais,
406 haja vista que cabras primíparas normalmente produzem um animal por parto e
407 apresentam menores chances de parto em relação às cabras de ordem de parto
408 subsequente.

409 Gunia et al. (2010), estimaram herdabilidade e repetibilidade para prolificidade de
410 caprinos crioulos em torno de 0,12 e 0,16 respectivamente. Hamed et al. (2009),
411 utilizando 4.784 registros de caprinos da raça Zaraibi, estimaram herdabilidade e
412 repetibilidade $0,08 \pm 0,01$ e $0,15 \pm 0,04$, na mesma ordem. Na China, durante cinco anos,
413 Zhang et al. (2009), trabalhando com dados de 1.205 partos de caprinos da raça Boer,
414 utilizando a metodologia Bayesiana, estimaram componentes de variância e parâmetros
415 genéticos para características reprodutivas, dentre elas a prolificidade, e estimaram
416 herdabilidade em torno de $0,12 \pm 0,01$ e repetibilidade média de $0,57 \pm 0,02$. Estes
417 valores encontram-se abaixo dos obtidos nesta pesquisa.

418 Em relação às estimativas obtidas, a prolificidade pode ser empregada como
419 critério de seleção, com o intuito de aumentar a frequência de genes desejáveis para o
420 aumento de filhos nascidos por cabra ao parto. É importante ressaltar que não foram
421 encontradas referências na literatura nacional sobre estimativa de componentes de
422 variância, utilizando modelo de limiar por meio da amostragem de Gibbs para
423 prolificidade de caprinos. São necessários, portanto, mais estudos que permitam

424 inferências mais seguras sobre estas estimativas, visto que os parâmetros genéticos se
425 apresentaram variáveis segundo o método usado.

426 É válido ressaltar que os parâmetros genéticos são propriedades não somente de
427 um caráter, mas também da população e das circunstâncias de ambiente às quais os
428 indivíduos estão sujeitos, uma vez que estes valores dependem da magnitude de todos
429 os componentes de variância, sendo afetados por qualquer alteração em qualquer
430 componente.

431

432 **Conclusões**

433

434 A variação de ambiental, maturidade fisiológica e condição corporal afetam a
435 prolificidade em caprinos.

436 O uso de modelo animal de limiar sob análise Bayesiana mostrou-se adequado
437 para o estudo da prolificidade, produzindo estimativas superiores dos parâmetros
438 genéticos.

439 A prolificidade pode ser utilizada como critério de seleção com o intuito de obter
440 progresso genético em caprinos.

441

442 **Agradecimentos**

443

444 À Fazenda Carnaúba pertencente à Agropecuária Manoel Dantas Ltda e ao
445 professor Dr. Edgard Cavalcanti Pimenta Filho pela concessão dos dados.

446

447 **Referências Bibliográficas**

448

449 CARDOSO, F. F. **Manual de utilização do programa INTERGEN**: versão 1.0 em
450 estudos de genética quantitativa animal. Bagé: Embrapa Pecuária Sul, 2008.

451 CARNEIRO JÚNIOR, J. M.; ASSIS, G. M. L.; EUCLYDES, R. F. et al. Influência da
452 informação *a priori* na avaliação genética animal utilizando dados simulados. **Revista**
453 **Brasileira de Zootecnia**, v. 34, p. 1905-1913, 2005

454 DANELL, O. **Selection index for pelt lambs**. Uppsala: Swedish University Agriculture
455 Science, Department Animal Breeding e Genetics, 1986 (Publication, 9).

- 456 FARIA, C. U.; MAGNABOSCO, C. U.; ALBUQUERQUE, L. G. et al. Análise
457 genética de escores de avaliação visual de bovinos com modelos bayesianos de limiar
458 e linear. **Pesquisa agropecuária brasileira**, Brasília, v. 43, n. 7, p. 835-841, 2008.
- 459 FERREIRA, W. J. Avaliação genética de animais para características categóricas – uma
460 revisão. **Arquivos de Ciências Veterinárias e Zoologia da Unipar**, Umuarama, v. 11,
461 n. 2, p. 121-128, 2008.
- 462 GUNIA, M.; MANDONNET, N.; ALEXANDRE, G. et al. Genetic parameters of litter
463 size in Creole goats and their implication for a breeding programme including
464 adaptation traits. **Advances in Animal Biosciences**. v. 1, p. 402-403, 2010.
- 465 HAMED, A.; MABRROUK, M. M.; SHAAT, I. et al. Estimation of genetic parameters
466 and some non-genetic factors for litter size at birth and weaning and milk yield traits in
467 Zaraibi goats. **Egyptian Journal of Sheep e Goat Sciences**. v. 4, n. 2, p. 55-64, 2009.
- 468 MEIJERING, A. Sire evaluation for calving traits by best linear unbiased prediction and
469 nonlinear methodology, *Journal of Animal Breeding and Genetics*., v. 102, p. 95-105,
470 1985.
- 471 MENÉNDEZ-BUXADERA, A.; ALEXANDRE, G.; MANDONNET, N. et al., Direct
472 genetic and maternal effects affecting litter size, birth weight and pre-weaning losses in
473 Creole goats of Guadeloupe. **Journal of Animal Science**, v. 77, p. 363-369, 2003.
- 474 RAFTERY, A. L.; LEWIS, S. One long run with diagnostics: implementation strategies
475 for Markov chain Monte Carlo [Comment]. **Statistical Science**, Hayward, v. 7, n. 4, p.
476 493-497, 1992.
- 477 RAO, S.; NOTTER, D. R. Genetic analysis of litter size in Targhee, Suffolk and
478 Polypay sheep. **Journal of Animal Science**, v. 78, p. 2113-2120, 2000.
- 479 SARMENTO, J. L. R.; PIMENTA FILHO, E. C.; ABREU, U. G. P. et al. Prolificidade
480 de caprinos mestiços leiteiros no semiárido nordestino. **Revista Brasileira de**
481 **Zootecnia**, v. 39, n. 7, p. 1471-1476, 2010.
- 482 SAS. **Statistical analysis systems user's guide**: Version 9.0. Cary, NC, USA: SAS
483 Institute Inc., 2002.
- 484 SILVA, F. L. R.; ARAÚJO, A. M. Desempenho produtivo em caprinos mestiços no
485 semi-árido do nordeste do Brasil. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.29, n.4, p.1028-
486 1035, 2000.
- 487 SILVA, J. A. V.; ELER, J. P.; FERRAZ, J. B. S. et al. Análise genética da habilidade de
488 permanência em fêmeas da raça Nelore. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v. 32, n. 3, p.
489 598-604, 2003.
- 490 SILVA, J. A. V.; DIAS, L. T.; ALBUQUERQUE, L. G. Estudo genético da precocidade
491 sexual de novilhas em um rebanho Nelore. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v. 34, n.
492 5, p. 1568-1572, 2005.

- 493 SORENSEN, D. A.; GIANOLA, D. **Likelihood, bayesian, and MCMC methods in**
494 **quantitative genetics**: Statistics for Biology and Health. New York: Springer, 2002.
495 740p.
- 496 SOUSA, W. H.; PEREIRA, C. S.; BERGMANN, J. A. G. et al. Estimativas de
497 componentes de variância e de parâmetros genéticos para características de reprodução
498 por intermédio de modelos lineares e de limiar. **Revista Brasileira de Zootecnia**. v. 29,
499 n. 6, p. 2237-2247, 2000.
- 500 SOUZA, J. C.; RAMOS, A. A. Efeitos de fatores genéticos e do meio sobre os pesos de
501 bovinos da raça Nelore. **Revista da Sociedade Brasileira de Zootecnia**, v. 24, n. 1, p.
502 164-172, 1995.
- 503 VAN KAAM, J. B. C. H. M. **Gibanal 2.9**: analyzing program for Markov Chain Monte
504 Carlo Sequences. Wageningen, The Netherlands: Department of Animal Science,
505 Wageningen Agricultural University, 1998.
- 506 VAN TASSELL, C. P.; VAN VLECK, L. D. Multiple-trait Gibbs sampler for animal
507 models: flexible programs for Bayesian and likelihood-based (co)variance component
508 inference. **Journal of Animal Science**, v. 74, p. 2586-2597, 1996.
- 509 VAN TASSELL, C. P.; VAN VLECK, L. D.; GREGORY, K. E. Bayesian Analysis of
510 Twinning and Ovulation Rates Using a Multiple-Trait Threshold Model and Gibbs
511 Sampling. **Journal of Animal Science**, v. 76, p. 2048 - 2061, 1998.
- 512 WRIGHT, D. R. STERN, H. S.; BERGER, J. Comparing traditional and Bayesian
513 analyses of selection experiments in animal breeding. **Journal of Agricultural**
514 **Biological and Environmental Statistics**, Alexandria, v. 5, n. 2, p. 240-256, 2000.
- 515 ZHANG, C.; CHEN, S.; LI, X. et al. Genetic and phenotypic parameter estimates for
516 reproduction trait in the Boer dam. **Livestock Production Science**. v. 125, p. 60-65,
517 2009.

4 CAPÍTULO II

Aspectos ambientais e genéticos de características reprodutivas e produtiva de cabras leiteiras utilizando amostragem de Gibbs

1 **Aspectos ambientais e genéticos de características reprodutivas e produtiva em**
2 **cabras leiteiras utilizando amostragem de Gibbs¹**

3
4 **Environmental and genetic aspects of reproductive and productive traits in dairy**
5 **goats using Gibbs sampling**

6
7 Natanael Pereira da Silva Santos^{2,5}, José Lindenberg Rocha Sarmiento³, José Elivalto
8 Guimarães Campelo⁴

9
10 ¹Parte da Dissertação do primeiro autor.

11 ²Programa de Pós-Graduação em Ciência Animal, UFPI/Teresina.

12 ³Professor, Doutor do Campus Cinobelina Elvas – UFPI/Bom Jesus. Bolsista CNPq.

13 ⁴Professor, Doutor do Campus Petrônio Portela - UFPI/Teresina.

14 ⁵Correspondências: Rua Borborema, 1940. Bl. A, Aptº 203. Condomínio Giovanna.
15 Teresina-PI. E-mail: natanaelpss@hotmail.com.

16
17 **Resumo:** Este trabalho objetivou estudar efeitos ambientais e genéticos sobre cabras
18 mestiças exploradas para a produção leiteira. Foram estimados componentes de
19 (co)variância e parâmetros genéticos das características idade ao primeiro parto (IPP),
20 intervalo de partos (IP) e produção de leite (PL) em análise uni e multicaracterística,
21 utilizando-se a estatística Bayesiana sob modelo animal. As médias obtidas para IPP, IP
22 e PL foram $581,68 \pm 79,44$; $322,89 \pm 132,02$ dias e $226,99 \pm 89,72$ kg de leite,
23 respectivamente. Todos os efeitos incluídos no modelo foram significativos, exceto o
24 tipo de nascimento para o IP e PL. As análises genéticas foram realizadas com cadeias
25 de 1.000.000 de ciclos. Considerou-se o *burn-in* dos 100.000 valores iniciais sendo
26 tomados valores a cada 300 ciclos, para se obter a distribuição a *posteriori* com 3.000
27 amostras. As análises unicaracterística indicaram valores de herdabilidade em torno de
28 0,14; 0,05 e 0,10 para IPP, IP e PL, respectivamente. Na mesma ordem, em análise
29 multicaracterística, as herdabilidades foram de 0,16; 0,06 e 0,11. As estimativas de
30 repetibilidade para as características IP e PL foram 0,10 e 0,20 respectivamente. As
31 características estudadas mostraram-se fortemente influenciadas pelo ambiente. Os
32 valores de repetibilidade indicam a necessidade que mais medidas sejam tomadas antes

33 da decisão de manter ou descartar o animal. As análises multicaracterísticas levaram a
34 estimativas ligeiramente maiores de herdabilidade.

35

36 **Palavras-chave:** amostragem de Gibbs, caprinos leiteiros, componentes de variância,
37 inferência Bayesiana, parâmetros genéticos

38

39 **Abstract:** This project was aimed to study environmental and genetic effects on
40 crossbred goats used for milk production. (Co) Variance components and genetic trait
41 parameters for age at first calving (AFC), calving interval (CI), and milk production
42 (MP) in univariate and multivariate analysis, using Bayesian statistics under animal
43 model, were estimated. The averages obtained for AFC, CI, and MP were $581.68 \pm$
44 79.44 ; 322.89 ± 132.02 days, and 226.99 ± 89.72 kg of milk respectively. All the effects
45 included in the model were significant, except the type of birth one for CI and MP.
46 Genetic analyses were performed with chains of 1,000,000 cycles. The burn-in of the
47 100,000 baseline values was considered and these ones were taken every 300 cycles to
48 obtain a posteriori distribution with 3,000 samples. The univariate analyses showed
49 heritability values around 0.14, 0.05, and 0.10 for AFC, CI, and MP respectively. In the
50 same order, in multivariate analysis, the heritabilities were 0.16, 0.06, and 0.11.
51 Repeatability estimates for the CI and MP traits were 0.10 and 0.20 respectively. The
52 traits analyzes showed to be strongly influenced by the environment and indicated that
53 further measures are required before the decision to keep or discard the animal. The
54 multivariate analysis led to slightly higher estimates of heritability.

55

56 **Keywords:** Gibbs sampling. dairy goats. variance components. bayesian inference.
57 genetic parameters.

58

59 **Introdução**

60

61 A avaliação da mudança genética que ocorre nos rebanhos mostra-se importante
62 para mensurar o grau de eficiência do processo de seleção usado, tanto com base em
63 uma ou várias características de interesse. Com a avaliação é possível verificar se está
64 havendo melhoramento genético no rebanho e se a taxa de ganho se apresenta

65 satisfatória. Caso a resposta à seleção não seja favorável, é preciso identificar as falhas e
66 estabelecer métodos mais eficientes, que certamente terão por base, parâmetros
67 genéticos estimados com qualidade.

68 O estudo de características reprodutivas por meio de modelos multicaracterísticas,
69 pode ser mais consistente quando comparado ao uso de modelos unicaracterística, pois
70 considera as relações entre as características. Em análises multicaracterísticas, a
71 avaliação do animal para uma característica se faz pela contribuição de todas as outras
72 envolvidas na análise (Schaeffer, 1984).

73 Do ponto de vista do melhoramento genético, as estimativas de parâmetros
74 obtidas, utilizando-se métodos apropriados, são essenciais, pois estimativas acuradas
75 com o menor erro possível são requeridas ao estabelecimento de eficientes programas
76 de seleção. Assim, os Métodos de Monte Carlo via Cadeias de Markov (MCMC), dentre
77 os quais se destaca a amostragem de Gibbs, podem ser utilizados como ferramenta que
78 propicia a inferência Bayesiana, a partir da qual são obtidas as estimativas dos
79 componentes de variância e parâmetros genéticos, permitindo ainda a incorporação de
80 informações passadas (a *priori*), caso existam, enriquecendo o processo de inferência
81 (Faria et al., 2007).

82 A amostragem de Gibbs tem sido intensamente empregada na estimação de
83 parâmetros genéticos em estudos que utilizam diferentes modelos, principalmente para
84 características com poucos dados amostrais (Carneiro Júnior et al., 2005; Falcão et al.,
85 2009; Santos et al., 2010).

86 Dessa forma, objetivou-se com esta pesquisa avaliar os aspectos ambientais e
87 estimar os componentes de (co)variância e parâmetros genéticos de características
88 reprodutivas (idade ao primeiro parto e intervalo de partos) e produtiva (produção de
89 leite) em caprinos, utilizando amostragem de Gibbs, sob modelos uni e
90 multicaracterísticas.

91

92 **Material e Métodos**

93

94 O trabalho foi realizado com dados do rebanho caprino da Fazenda Carnaúba,
95 pertencente à Agropecuária Manoel Dantas Ltda. (AMDA), situada no município de
96 Taperoá, microrregião do Cariri Ocidental da Paraíba. Os registros de idade ao primeiro

97 parto (IPP), intervalo de partos (IP) e produção total de leite (PL) foram obtidos a partir
98 do controle reprodutivo e produtivo das cabras mestiças oriundas do cruzamento de
99 reprodutores da raça Pardo Alpino com fêmeas do tipo naturalizado Gurguéia, coletados
100 com representatividade durante intervalo de 8 (oito) anos consecutivos.

101 Os animais foram criados em sistema semi-intensivo e alimentados com capim-
102 buffel (*Cenchrus ciliaris L.*) e vegetação nativa durante a estação chuvosa, e capim-
103 elefante (*Pennisetum purpureum schum.*), palma forrageira (*Opuntia sp.*), raspa de
104 mandioca (*Manihot sativa*), bagaço de cana hidrolisado (*Sacharum officinarum*) e
105 concentrado protéico, na estação seca, além de sal mineral à vontade no aprisco.

106 A detecção do cio foi realizada visualmente pela manhã e à tarde. Havendo a
107 identificação de cio, a cabra era levada à baía do reprodutor correspondente, onde
108 ocorria a cobertura e depois retornava ao lote. A monta era do tipo natural controlada,
109 sem definição de estação de monta. Após a primeira parição, as cabras foram
110 incorporadas no lote dos animais adultos.

111 Na análise dos dados, foram considerados grupos de contemporâneos (GC)
112 distintos para as características. Os grupos de contemporâneos para característica IPP
113 (GC1) contemplavam animais que pariram no mesmo ano (1 a 8) e mesma estação (1 e
114 2), onde a estação 1 corresponde ao período chuvoso na região, que vai de fevereiro a
115 junho, e a estação 2, ao período seco, que vai de julho a janeiro do ano seguinte. Para as
116 características IP e PL os grupos de contemporâneos contemplavam animais que
117 pariram no mesmo ano (1 a 8), mesma estação (1 e 2), além da mesma ordem de parição
118 (1 a 7) e do tipo de nascimento (1 para simples e 2 para múltiplo).

119 Para gerar o arquivo utilizado nas análises partiu-se de um banco de dados com
120 1.939 registros onde foram impostas restrições. Assim, permaneceram no arquivo
121 apenas, cabras com pai e mãe conhecidos, que apresentavam no máximo sete partições,
122 bem como grupos de contemporâneos com no mínimo 3 animais, restando 532 registros
123 para as análises (Tab. 1).

124 Após a edição dos dados, a partir das fichas de produção e reprodução do rebanho,
125 editou-se um arquivo contendo o número da cabra, pai e mãe, data de nascimento, datas
126 dos partos, datas das coberturas, pesos antes e durante a gestação, ordem e intervalo de
127 partos, número de cabritos nascidos por parto, idade aos partos e produção de leite, bem
128 como os grupos de contemporâneos.

129 Tabela 1 – Estatística descritiva dos dados para as análises

| Característica | N | Média | DP | CV% | Mínimo | Máximo | GC |
|----------------|-----|--------|--------|-------|--------|--------|----|
| IPP (dias) | 392 | 581,68 | 79,44 | 13,66 | 378,00 | 890,00 | 16 |
| IP (dias) | 532 | 322,89 | 132,02 | 40,89 | 124,00 | 828,00 | 78 |
| PL (kg) | 324 | 226,99 | 89,72 | 39,53 | 90,00 | 563,00 | 69 |

130 IPP - idade ao primeiro parto; IP - intervalo de partos; PL - produção de leite; n – número de observações;
 131 DP – desvio padrão; CV – coeficiente de variação; GC – número de grupos de contemporâneos.

132

133 Para formação dos arquivos de dados e de pedigree, análise de consistência dos
 134 dados e a verificação dos efeitos ambientais capazes de influenciar as características
 135 IPP, IP e PL, foram utilizados os procedimentos MEANS e GLM do programa SAS
 136 (SAS, 2002).

137 Para análise dos efeitos ambientais que podem influenciar as características, foram
 138 utilizados dois modelos estatísticos distintos. O modelo 1 foi utilizado para análise da
 139 IPP e o modelo 2 foi utilizado para IP e PL, como seguem:

140

141 Modelo 1: $y_{ijklm} = \mu + A_i + E_j + N_k + GC1_l + \varepsilon_{ijklm}$,

142 Modelo 2: $y_{ijklmn} = \mu + A_i + E_j + N_k + GC2_l + O_m + \varepsilon_{ijklmn}$,

143

144 em que, y é a resposta do animal de acordo com a característica avaliada (IPP, IP e PL);
 145 μ é a média geral da característica; A_i é o efeito do ano de parição; E_j é o efeito da
 146 estação de parição; N_k é o efeito do tipo de nascimento; GC_l é o efeito do grupo de
 147 contemporâneos (GC1 e GC2, de acordo com a característica estudada); O_m é o efeito
 148 da ordem de parição; e ε é o erro aleatório independente distribuído com média zero e
 149 variância σ^2 .

150 Os componentes de (co)variância e parâmetros genéticos, para fins de
 151 comparação, mediante análises Bayesiana uni e multicaracterística, sob modelo animal,
 152 foram estimados por meio do aplicativo MTGSAM (*Multiple Trait Gibbs Sampler for*
 153 *Animal Models*), desenvolvido por Van Tassell e Van Vleck (1995). Na modelagem,
 154 considerou-se a idade do animal ao parto como covariável com efeito quadrático para as
 155 características IP e PL. Considerou-se os grupo de contemporâneos como efeito fixo, de
 156 acordo com a solicitação do programa. Entretanto, na análise Bayesiana os efeitos fixos
 157 e aleatórios inclusos no modelo são considerados variáveis aleatórias.

158 Foram utilizados dois modelos diferentes nas análises. O primeiro não contendo o
 159 efeito de ambiente permanente para avaliação da característica IPP e segundo modelo
 160 contemplando este efeito para as características IP e PL. Dessa forma, os modelos
 161 animais em notação matricial podem ser representados assim:

162

163 Modelo 1: $y = Xb + Za + e$,

164 Modelo 2: $y = Xb + Za + Wc + e$,

165

166 em que y é o vetor das observações da característica medida nos animais (IPP, IP e PL);
 167 b é o vetor de efeitos “fixos”; a é o vetor de efeitos aleatórios que representa os valores
 168 genéticos aditivos diretos de cada animal; c é o vetor de efeitos de ambiente
 169 permanente (não correlacionado) para as características IP e PL; e é o vetor de erros
 170 aleatórios; X , Z e W são matrizes de incidência que relacionam as observações aos
 171 efeitos fixos e aos efeitos aleatórios aditivo direto e de ambiente permanente,
 172 respectivamente.

173 Para os modelos adotados, sob o enfoque bayesiano, é usual fazer as seguintes
 174 pressuposições: em análise unicaracterística assume-se que a distribuição condicional
 175 dos dados (y), dados, b , a , c e σ_e^2 é normal e multivariada, assim:

176

177 $y|b, a, c, \sigma_e^2 \sim N(Xb + Za + Wc + I\sigma_e^2)$,

178 $a|\sigma_a^2 \sim N(0, A\sigma_a^2)$,

179 $c|\sigma_c^2 \sim N(0, I\sigma_c^2)$,

180 $e|\sigma_e^2 \sim N(0, I\sigma_e^2)$,

181

182 em que σ_a^2 , σ_c^2 e σ_e^2 são componentes de variância genético aditivo direto, de ambiente
 183 permanente e residual, respectivamente, A , é matriz de numeradores do coeficiente de
 184 parentesco de Wrigth e I é matriz identidade de ordem igual ao número de animais com
 185 observações. Usualmente b assume *priori* não informativa, pois dentro do contexto
 186 Bayesiano não há distinção entre efeitos fixos e aleatórios e dessa forma:

187

188 $P(b) \propto \text{constante}$

189

190 Em análise multicaracterística o modelo completo é dado como segue:

191

$$\begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X_1 & 0 \\ 0 & X_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_1 \\ b_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} Z_1 & 0 \\ 0 & Z_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_1 \\ a_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} W_1 & 0 \\ 0 & W_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} c_1 \\ c_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_1 \\ e_2 \end{bmatrix},$$

192

193 Pressupõe-se que: $y|b, a, c, \sigma_e^2 \sim NMV(Xb + Za + Wc, R)$, com $R = diag\{\sigma_e^2\}$,
194 sendo essa a função de verossimilhança.

195 As pressuposições acerca das distribuições *a priori* para os parâmetros
196 desconhecidos são consideradas como a seguir:

197

198 $a|G_0 \sim NMV(0, G)$, com $G = A \otimes G_0$, em que A é a matriz de parentesco entre os animais
199 e G_0 é a matriz de (co)variância genética aditiva entre as características;

200 $c|C_0 \sim NMV(0, C)$, com $C = I \otimes C_0$, em que I é uma matriz identidade e C_0 é a matriz de
201 (co)variância de ambiente permanente;

202 $G_0|v_a, S_a^2 \sim W^{-1}(v_a, v_a S_a^2)$;

203 $C_0|v_c, S_c^2 \sim W^{-1}(v_c, v_c S_c^2)$, em que v_a, S_a^2 e v_c, S_c^2 representam o grau de confiança e os
204 valores *a priori* para as (co)variâncias genética aditiva e de ambiente permanente,
205 respectivamente;

206 $\sigma_e^2|v_e, S_e^2 \sim \chi^{-2}(v_e, v_e S_e^2)$, em que v_e, S_e^2 representam o grau de confiança e os valores *a*
207 *priori* para do resíduo;

208 $b \propto$ constante.

209 NMV, W^{-1} e χ^{-2} refere-se às distribuições normal multivariada, Wishart invertida e
210 Qui-quadrado invertida, respectivamente e \otimes = operador produto-direto.

211

212 Para melhorar a confiabilidade nos dados e eficiência do método de amostragem
213 de Gibbs, estimou-se os componentes de variância e parâmetros genéticos
214 primeiramente utilizando método da Máxima Verossimilhança Restrita, utilizando o
215 programa MTDFREML - *Multiple Trait Derivative Free Restricted Maximum*
216 *Likelihood* (Boldman et al., 1995). As informações obtidas pelo método de REML
217 foram utilizadas como informação *a priori* na amostragem de Gibbs, conforme
218 objetivos do estudo. Apesar disso, neste estudo, o grau de liberdade correspondente à
219 distribuição Wishart Invertida, que indica o grau de confiabilidade da distribuição

220 inicial (v), foi nulo (*flat*) para todas as variâncias iniciais, ou seja, não refletiu grau de
221 conhecimento sobre os parâmetros ($v = 0$).

222 Foram realizadas análises com cadeias de 1 milhão de ciclos. Considerou-se o
223 *burn-in* dos 100 mil valores iniciais. Para evitar a redundância das informações causada
224 pelas correlações seriais entre os valores gerados subsequentemente, foram tomadas
225 amostras a cada 300 ciclos (Intervalos de amostragem - *Thinning interval*), para se obter
226 a distribuição a *posteriori*. Dessa forma, foram utilizadas distribuições a *posteriori* com
227 3.000 amostras. A dimensão de *burn-in* e intervalo de amostragem foram obtidos por
228 análise prévia das cadeias geradas pelo amostrador de Gibbs utilizando o programa
229 Gibanal, sob sistema operacional DOS, desenvolvido por Van Kaam (1998), que utiliza
230 o método de Raftery e Lewis (1992) para a monitoração da convergência.

231 O erro de Monte Carlo foi obtido mediante o cálculo da variância das amostras
232 retiradas para cada componente dividida pelo número de amostras. Assim, a raiz
233 quadrada desse valor se refere à aproximação do desvio-padrão do erro associado ao
234 tamanho da cadeia de Gibbs (Van Tassel e Van Vleck, 1996).

235

236 **Resultados e Discussão**

237

238 As médias obtidas para IPP, IP e PL foram $581,68 \pm 79,44$ dias; $322,89 \pm 132,02$
239 dias e $226,99 \pm 89,72$ kg de leite, respectivamente. Valores superiores a estes, foram
240 obtidos por Lôbo e Silva (2005), avaliando caprinos das raças Saanen e Anglonubiana.
241 Gonçalves et al. (2008), observaram médias de 365 dias para IPP e IP e média de 708
242 kg para a PL em cabras da raça Saanen.

243 O valor médio da idade ao primeiro parto pode ser considerado elevado
244 ($581,68 \pm 79,44$ dias), em torno de 19 meses. Possivelmente a IPP tenha sido
245 influenciada pelo manejo da primeira cobertura, pois a identificação do cio era realizada
246 somente duas vezes ao dia e apenas sob o aspecto visual. Gonçalves et al. (1997a e
247 1997b) relataram que, para conseguir resultados econômicos razoáveis, as cabritas
248 devem alcançar o primeiro parto com 12 meses, independente do fotoperiodismo,
249 porém, para criação intensiva no sudeste do país.

250 Vale ressaltar que, precocidade ao primeiro parto e baixo IP são importantes do
251 ponto de vista reprodutivo, pois os animais mostram sua eficiência em

252 desenvolvimento, por consequência de bom manejo na fase de crescimento, gerando
253 coberturas e partos precoces com aproveitamento pleno do animal na sua vida útil.

254 Todos os efeitos descritos no modelo foram significativos ($P < 0,05$), com exceção
255 do tipo de nascimento para IP e PL. A influência dos fatores ano e estação de parição
256 explica-se como decorrente de flutuações do clima, especificamente a variação de
257 pluviosidade entre e dentro dos anos estudados, que causam variações no desempenho
258 em decorrência da estacionalidade na disponibilidade de alimentos, em termos
259 qualitativos e quantitativos, mesmo com rebanho sendo submetido a manejo alimentar
260 que visa contornar problemas de entressafra. Resultados similares aos obtidos nesta
261 pesquisa foram relatados por Tholon et al., (2001), Sarmiento et al., (2003) e Pimenta
262 Filho et al., (2004), que afirmaram ocorrer forte influência desses fatores em
263 características reprodutivas e produtivas.

264 A não-significância do tipo de nascimento sobre as características IP e PL pode
265 ser atribuída ao manejo dos cabritos, que são aleitados artificialmente. Ou seja, a cabra
266 ao receber estímulo de um cabrito é diferente do estímulo de dois ou três, onde,
267 teoricamente, aumentaria a demanda de nutrientes por parte da gestação e para a síntese
268 do leite, de modo a garantir o nascimento e sobrevivência das crias. Com isso, haveria
269 aumento do período de serviço e, conseqüentemente, do intervalo de partos, pelo fato de
270 a cabra necessitar de maior período de tempo para se recuperar e retornar à atividade
271 reprodutiva. Como as cabras passam a receber estímulo único depois da parição, o do
272 ordenhador, esse efeito seria anulado, corroborando com os relatos de Soares Filho et al.
273 (2001).

274 No que se refere a estimação de componentes de variância, observou-se que o
275 desvio-padrão do erro de Monte Carlo foi pequeno e praticamente nulo, confirmando
276 que o tamanho da cadeia amostral utilizada foi suficiente para obtenção de estimativas a
277 *posteriori* das distribuições marginais dos componentes de (co)variância, ou seja, a
278 convergência foi alcançada pela cadeia de Gibbs (Tab. 2). Com relação ao erro de
279 Monte Carlo, Van Tassel e Van Vleck (1996) afirmam que este erro é considerado
280 pequeno quando seu valor somado à estimativa média da distribuição a *posteriori* dos
281 coeficientes de herdabilidade não altera o valor desta estimativa, considerando até a
282 segunda casa decimal.

283

284 Tabela 2 – Médias a *posteriori* dos componentes de (co)variância e parâmetros
 285 genéticos em análise unicaracterística

| Características | Componentes e Parâmetros | Média | Moda | Mediana | IC-95% | | EMC |
|-----------------|--------------------------|----------|----------|----------|----------|----------|--------|
| | | | | | LCL | UCL | |
| IPP | σ_a^2 | 2014,19 | 1994,19 | 1921,76 | 1978,84 | 2049,55 | 0,01 |
| | σ_e^2 | 12559,96 | 12659,96 | 12456,85 | 12484,51 | 12635,40 | 0,10 |
| | h^2 | 0,14 | 0,13 | 0,13 | 0,13 | 0,14 | - |
| IP | σ_a^2 | 795,73 | 801,38 | 779,12 | 772,88 | 808,58 | 0,0030 |
| | σ_c^2 | 652,49 | 772,11 | 615,34 | 639,06 | 776,91 | 0,0004 |
| | σ_e^2 | 14222,86 | 14201,12 | 14154,29 | 14181,69 | 14264,04 | 0,2000 |
| | h^2 | 0,05 | 0,05 | 0,05 | 0,04 | 0,05 | - |
| | t | 0,09 | 0,09 | 0,08 | 0,09 | 0,10 | - |
| PL | σ_a^2 | 729,42 | 719,61 | 720,04 | 717,60 | 767,24 | 0,0030 |
| | σ_c^2 | 641,11 | 629,82 | 648,55 | 629,80 | 652,43 | 0,0002 |
| | σ_e^2 | 5524,09 | 5531,09 | 5498,42 | 5501,09 | 5547,09 | 0,0900 |
| | h^2 | 0,11 | 0,10 | 0,10 | 0,10 | 0,11 | - |
| | t | 0,20 | 0,19 | 0,19 | 0,19 | 0,20 | - |

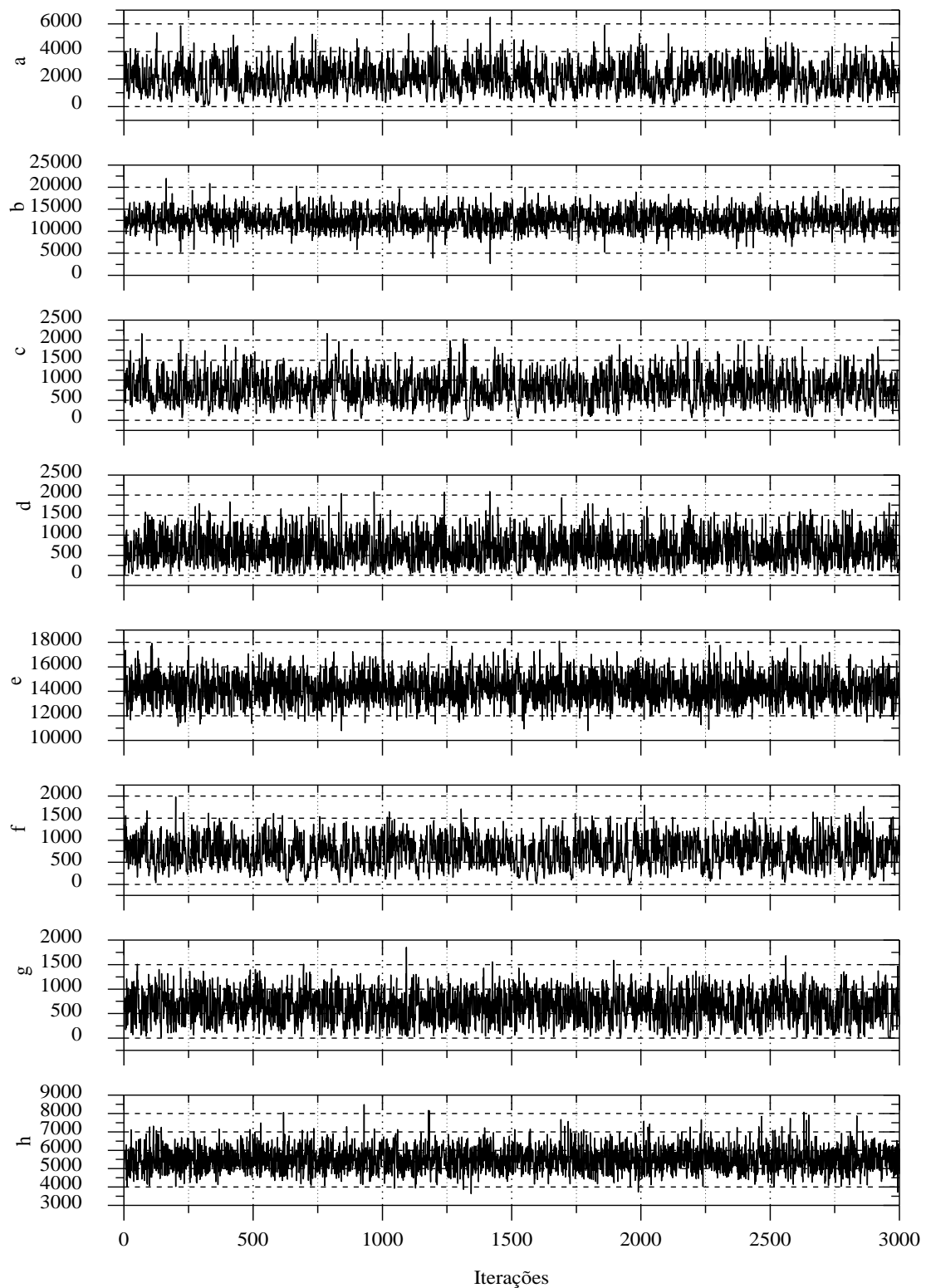
286 IPP - idade ao primeiro parto; IP - intervalo de partos; PL - produção de leite; σ_a^2 - variância devido os
 287 efeitos genéticos aditivos direto; σ_c^2 - variância devido os efeitos de ambiente permanente (não
 288 correlacionados); σ_e^2 - variância residual; h^2 - herdabilidade da característica; t - repetibilidade da
 289 característica; IC – intervalo de credibilidade a 95%; LCL – Limite de credibilidade inferior; UCL –
 290 Limite de credibilidade superior; EMC – erro de Monte Carlo.

291

292 Além disso, pela análise gráfica da convergência observou-se a estabilização do
 293 processo iterativo (Fig. 1). Dessa maneira, pode-se acreditar que as estimativas dos
 294 parâmetros são as médias das distribuições a *posteriori*, pois a condição de distribuição
 295 estacionária foi atingida.

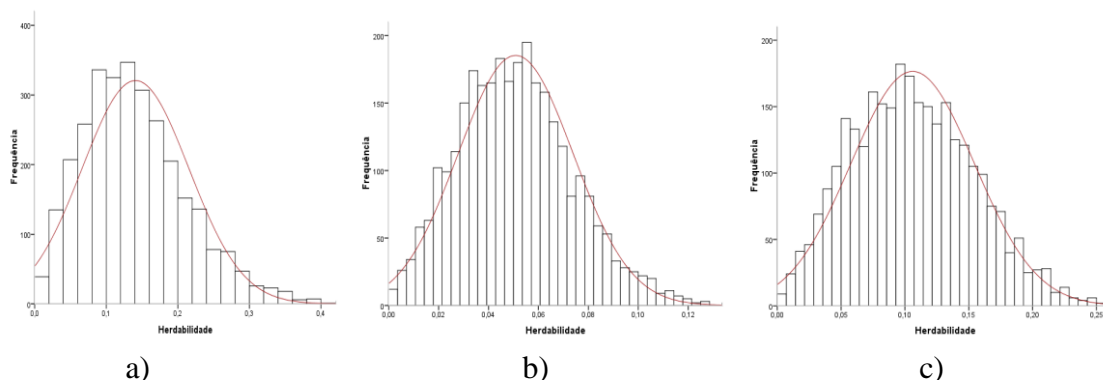
296 Em virtude da distribuição a *posteriori* das estimativas obtidas, possuir densidade
 297 simétrica (Fig. 2), os valores da média e da moda resumem a medida da distribuição, ou
 298 seja, quando uma distribuição a *posteriori* apresenta valores de médias, medianas e
 299 modas próximos entre si, significa que esta distribuição se assemelha a uma curva
 300 normal.

301 No entanto, segundo Wright et al. (2000), a moda é a mais aconselhável medida
 302 de posição das distribuições a *posteriori*, pois aponta o valor de maior frequência. A
 303 esse respeito, é possível observar que a moda e a média da herdabilidade das
 304 características são praticamente iguais, o que possivelmente foi causado pelo fato de os
 305 valores da moda dos componentes de variância estar dentro do intervalo de
 306 credibilidade.



307
 308
 309
 310
 311
 312

Figura 1 – Processo da amostragem de Gibbs da variância genética aditiva (a), variância residual (b) da característica IPP, variância aditiva (c e f), variância de ambiente permanente (d e g) e variância residual (e e h) das características IP e PL, respectivamente, em função do número de interações da distribuição *a posteriori*.



313
314
315 **Figura 2** – Histogramas da distribuição *a posteriori* das estimativas de herdabilidade
316 para Idade ao Primeiro parto (a), Intervalo de Partos (b) e Produção de leite
317 (c) em caprinos mestiços.
318

319 As estimativas dos componentes de variância e parâmetros genéticos obtidos pela
320 amostragem de Gibbs também permitiu a obtenção imediata de intervalos de
321 credibilidade (Tab. 2), levando em conta a incerteza existente nos parâmetros
322 simultaneamente, sendo, portanto, mais um indicador de precisão do método Bayesiano
323 (Gelman et al., 1997).

324 A partir das estimativas dos componentes de (co)variância das características
325 estudadas (Tab. 2 e 3), estimou-se os parâmetros genéticos, herdabilidade, repetibilidade
326 e correlações genéticas.

328 **Tabela 3** – Médias *a posteriori* para os componentes de (co)variância e parâmetros
329 genéticos em análise multicaracterística

| Características | Componentes de (co)variância e parâmetros genéticos | | | | | | | |
|-----------------|---|------------------|--------------|--------------|------------------|-------|-----------|------|
| | σ_a^2 | $\sigma_{a,x,y}$ | σ_c^2 | σ_e^2 | $\sigma_{e,x,y}$ | h^2 | $r_{x,y}$ | t |
| IPP | 2365,89 | | | 12450,82 | | 0,16 | | |
| IP | 965,39 | 788,92 | 653,39 | 14170,63 | -1771,05 | 0,06 | 0,52 | 0,10 |
| IPP | 2420,34 | | | 12335,48 | | 0,16 | | |
| PL | 737,76 | -231,64 | 649,95 | 5522,64 | 479,10 | 0,11 | -0,17 | 0,20 |

330 IPP - idade ao primeiro parto; IP - intervalo de partos; PL - produção de leite; σ_a^2 - variância devido os
331 efeitos genéticos aditivos direto; $\sigma_{a,x,y}$ - covariância genética entre a primeira e segunda característica de
332 cada análise; σ_c^2 - variância devido os efeitos de ambiente permanente (não correlacionados); σ_e^2 -
333 variância residual; $\sigma_{e,x,y}$ - covariância residual entre a primeira e segunda característica de cada análise; h^2
334 - herdabilidade da característica; $r_{x,y}$ - correlação genética entre a primeira e segunda característica de
335 cada análise; t - repetibilidade da característica.
336

337 De maneira geral, as estimativas de variância genética foram abaixo das relatadas
338 na literatura (Sarmiento et al., 2003; Pimenta Filho et al., 2004; Lôbo e Silva, 2005),

339 exceto para IPP, apesar dos dados terem sido coletados a campo. A estimativa destes
340 componentes mostra-se importante para o conhecimento da estrutura da população e o
341 delineamento de estratégias de seleção adequadas, inclusive para utilização na
342 estimativa de índices de seleção.

343 Destaca-se que as estimativas de variância genética aditiva nas análises
344 multicaracterística foram superiores às estimadas em análises unicaracterísticas,
345 principalmente para IPP e IP. Esse aumento na diferença do componente de variância
346 genético aditivo no modelo reflete a remoção do vício decorrente da seleção (Souza e
347 Ramos, 1995) e ao maior número de informações além das relações entre as
348 características, o que possibilitaram resgatar parte da variância aditiva direta, levando a
349 estimativas maiores de herdabilidade (Sarmiento et al., 2006).

350 Mesmo com o aumento no valor da estimativa de variância genética aditiva na
351 análise multicaracterística, em virtude da recuperação de parte da variância perdida com
352 a seleção, houve redução mais expressiva na variância residual, entretanto a variância
353 fenotípica estimada foi a praticamente a mesma nos dois tipos de análises. Dessa forma
354 o aumento do número de informações nas análises conjuntas utilizando as relações entre
355 os animais nos diferentes níveis de variabilidade permitiram filtrar maiores proporções
356 de variância genética aditiva, que antes eram adicionadas ao componente residual. Ou
357 seja, a utilização de componentes de covariância entre as variáveis possibilitou a
358 obtenção de estimativas de variância mais apuradas, diminuindo o componente da
359 variância residual a favor dos componentes de variância genéticos aditivos.

360 Normalmente, a escolha de modelos multicaracterísticas no melhoramento animal
361 tem o objetivo de alcançar maior eficiência na resposta à seleção, por utilizar de modo
362 mais completo as informações disponíveis, considerar a existência de valores ausentes,
363 ocasionados pela seleção sequencial e empregar as correlações existentes entre as
364 características estudadas. Assim, a decisão quanto a utilizar modelos
365 multicaracterísticas, ao invés de unicaracterística, irá depender, principalmente, das
366 herdabilidades e correlações entre as características, pois conforme a combinação entre
367 tais parâmetros, a eficiência entre esses dois modelos pode ser semelhante (Baldi et al.,
368 2010).

369 Em análise unicaracterística obtiveram-se valores de herdabilidade em torno de
370 0,14; 0,05 e 0,10 para IPP, IP e PL, respectivamente. Na mesma ordem, para análise

371 bicaracterística, as herdabilidades foram de 0,16; 0,06 e 0,11. Dessa forma, é fácil
372 observar que houve uma sensível melhora nas estimativas e um incremento nos
373 componentes de variância. O aumento da estimativa de herdabilidade com modelos de
374 multicaracterísticas também é relatado por Sarmiento et al. (2006).

375 Essas estimativas de herdabilidade indicam relação baixa entre o fenótipo e
376 genótipo dos indivíduos. Portanto, a seleção de fêmeas pelo fenótipo promoverá lento
377 incremento genético na população. Assim, a partir dos resultados obtidos e pelo fato de
378 as características serem limitadas ao sexo, para os reprodutores, o teste de progênie é o
379 método indicado como o mais eficaz para seleção de bodes destinados à reprodução
380 vislumbrando o incremento da IPP, IP e PL.

381 A estimativa da herdabilidade para o IP e PL mostram que o fenótipo não é um
382 bom indicador do genótipo dos indivíduos. Assim, espera-se que a seleção não
383 proporcione ganhos genéticos satisfatórios. Como as herdabilidades estimadas para o IP
384 foram baixas, deve-se ressaltar que a expressão desta característica está intimamente
385 ligada a PL, o que pode comprometer a avaliação do verdadeiro potencial reprodutivo
386 dos animais, uma vez que os caprinocultores tendem a aumentar o IP por estenderem a
387 lactação dos animais.

388 Lôbo e Silva (2005) obtiveram herdabilidades de 0,49 e 0,21; 0,01 e 0,06 e 0,10 e
389 0,12 para IPP, IP e PL com as raças Anglonubiana e Saanen, respectivamente. Na
390 literatura é possível observar variações nas estimativas para os parâmetros genéticos em
391 estudo, possivelmente pela pouca informação utilizada nas análises.

392 Observou-se que a correlação genética estimada entre IPP e IP foi positiva e
393 moderada. Este fato já era esperado, em virtude da criação ser voltada à produção de
394 leite, pois animais precoces tendem a ser reprodutivamente superiores. As correlações
395 genéticas entre IPP e IP obtidas neste estudo, indicam que a maioria dos genes que atua
396 em uma atua na outra e no mesmo sentido, desse fato resulta que os animais
397 apresentarem o primeiro parto precocemente tenderão a apresentar menores intervalos
398 de parto. No entanto, sabe-se que a resposta correlacionada não depende exclusivamente
399 da correlação genética entre as características, mas também das herdabilidades das
400 características envolvidas no processo de seleção.

401 Dessa forma, apesar da moderada correlação genética entre as características IPP
402 e IP, a resposta correlacionada pela seleção indireta, mesmo sendo eficiente, poderá
403 resultar em ganhos genéticos baixos.

404 As estimativas de repetibilidade para as características IP e PL apresentaram-se,
405 de forma geral, com baixa magnitude (Tab. 3), de modo que serão necessárias mais
406 mensurações nos animais para representar sua real capacidade de produção, ou seja,
407 uma única observação feita no indivíduo apresenta pequeno valor para a sua seleção,
408 havendo necessidade de que novas ocorrências sejam consideradas. Destaca-se que com
409 o aumento de mensurações nos animais pode-se minimizar os possíveis erros
410 decorrentes da coleta dos dados. Estimativas de repetibilidade inferiores para estas
411 características foram relatadas por Lôbo e Silva (2005) e superiores foram registradas
412 por Pimenta Filho et al. (2004).

413 Assim as características que se repetem ao longo da vida do animal, a exemplo do
414 IP e da PL, se expressam em diferentes intensidades em cada ocorrência, e o coeficiente
415 de repetibilidade estimado de 0,10 e 0,20, respectivamente, representam a correlação
416 entre os desempenhos sucessivos dos animais. Apesar de baixo, este coeficiente mostra-
417 se como importante ferramenta quando se trabalha com animais que apresentam várias
418 medidas da mesma característica, o que pode auxiliar a predição de desempenhos
419 futuros dos animais.

420

421 **Conclusões**

422

423 As características IPP, IP e PL são fortemente influenciadas pelo ambiente.

424 A seleção para menor idade ao primeiro parto favorece a eficiência reprodutiva
425 com a diminuição do intervalo de partos. Entretanto, a precocidade ao primeiro parto
426 pode interferir na expressão do potencial produtivo com a diminuição da produção de
427 leite.

428 As análises multicaracterísticas possibilitaram resgatar parte da variância aditiva
429 direta, levando a obtenção de estimativas de herdabilidade superiores às obtidas em
430 análise unicaracterística.

431

432

433 **Agradecimentos**

434

435 À Fazenda Carnaúba que pertencente à Agropecuária Manoel Dantas Ltda e ao
436 professor Dr. Edgard Cavalcanti Pimenta Filho pela concessão dos dados.

437

438 **Referências Bibliográficas**

439

440 BALDI, F.; ALENCAR, M. M.; ALBUQUERQUE, L. G. Estimativas de parâmetros
441 genéticos para características de crescimento em bovinos da raça Canchin utilizando
442 modelos de dimensão finita. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v. 39, p. 2409-2417,
443 2010.

444 BOLDMAN, K.G.; KRIESE, L.A.; Van VLECK, D.L. et al. **A manual for use of**
445 **MTDFREML** A set of programs to obtain estimates of variances and covariances
446 [DRAFT] Lincon: USDA/ARS, 1995. 120p.

447 CARNEIRO JÚNIOR, J. M.; ASSIS, G. M. L.; EUCLYDES, R. F. et al. Influência da
448 informação *a priori* na avaliação genética animal utilizando dados simulados. **Revista**
449 **Brasileira de Zootecnia**, v. 34, p. 1905-1913, 2005.

450 FALCÃO, A. J. S.; MARTINS, E. N.; COSTA, C. N. et al. Efeitos do número de
451 animais na matriz de parentesco sobre estimativas de componentes de variância para
452 produção de leite usando os métodos de Máxima Verossimilhança Restrita e Bayesiano.
453 **Revista Brasileira de Zootecnia**, v. 38, n. 8, p. 1478-1487, 2009.

454 FARIA, C. U.; MAGNABOSCO, C. U.; LÔBO, R. B. et al. Inferência Bayesiana e sua
455 aplicação na avaliação genética de bovinos da raça Nelore: revisão bibliográfica.
456 **Ciência Animal Brasileira**, v. 8, p. 75-86, 2007.

457 GELMAN, A.; CARLIN, J. B.; STERN, H. S. et al. **Bayesian data analysis**. London:
458 Chapman Hall, 1997. 526p.

459 GONÇALVES, A. L.; LANA, R. P.; VIEIRA, R. A. M. Avaliação se sistemas de
460 produção de caprinos leiteiros na região sudeste do Brasil. **Revista Brasileira de**
461 **Zootecnia**, v. 37, p. 366-376, 2008.

462 GONÇALVES, H. C.; SILVA, M. A.; RAMOS, A. A. et al Fatores genéticos e de meio
463 no intervalo de partos de caprinos leiteiros. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.26, n.5,
464 p. 905-913, 1997a.

465 GONÇALVES, H. C.; SILVA, M. A; REGAZZI, A. J. et al. Fatores genéticos e de
466 meio na idade ao primeiro partode caprinos leiteiros. **Revista Brasileira de Zootecnia**,
467 v.26, n.3, p. 485-493, 1997b.

- 468 LÔBO, R. N. B.; SILVA, F. L. R. Parâmetros genéticos para características de interesse
469 econômico em cabras da raça Saanen e Anglo-nubiana. **Revista Ciência Agronômica**,
470 v. 36, n. 1, p. 104-110, 2005.
- 471 PIMENTA FILHO, E. C.; SARMENTO, J. L. R.; RIBEIRO, M. N. Efeitos genéticos e
472 ambientais que afetam a produção de leite e duração da lactação de cabras mestiças no
473 estado da Paraíba. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v. 33, n. 6, p. 1426-1431, 2004.
- 474 RAFTERY, A. L.; LEWIS, S. One long run with diagnostics: implementation strategies
475 for Markov chain Monte Carlo [Comment]. **Statistical Science**, Hayward, v. 7, n. 4, p.
476 493-497, 1992.
- 477 SANTOS, N. P. S.; SILVA, K. C. S.; FIGUEIREDO FILHO, L. A. S. et al. Inferência
478 Bayesiana na estimativa de parâmetros genéticos em bovinos da raça Nelore criados no
479 Meio-Norte do Brasil. In: VI CONGRESSO NORDESTINO DE PRODUÇÃO
480 ANIMAL. **Anais...** Mossoró. 2010 [CD ROM].
- 481 SARMENTO, J. L. R.; PIMENTA FILHO, E. C.; RIBEIRO, M. N. et al. Fatores
482 genéticos e de ambiente sobre o intervalo de partos leiteiras no semi-árido Nordeste.
483 **Revista Brasileira de Zootecnia**, v. 32, n. 4, p. 875-879, 2003.
- 484 SARMENTO, J. L. R.; TORRES, R. A.; SOUSA, W. H. et al. Estimação de parâmetros
485 genéticos para características de crescimento de ovinos Santa Inês utilizando modelos
486 uni e multicaracterísticas. **Arquivo Brasileiro de Medicina Veterinária e Zootecnia**,
487 v. 58, n. 4, p. 581-589, 2006.
- 488 SAS. **Statistical analysis systems user's guide**: Version 9.0. Cary, NC, USA: SAS
489 Institute Inc., 2002.
- 490 SCHAEFFER, L.R. Sire and cow evaluation under multiple trait models. **Journal**
491 **Dairy Science**, v. 67, p. 1567-1580, 1984.
- 492 SOARES FILHO, G.; McMAUS, C.; MARIANTE, A. S. Fatores genéticos e
493 ambientais que influenciam algumas características de reprodução e produção de leite
494 em cabras no Distrito Federal. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v. 30, n. 1, p. 133-140,
495 2001.
- 496 THOLON, P.; QUEIROZ, S. A.; RIBEIRO, A. C. et al. Estudo genético quantitativo da
497 produção de leite em caprinos da raça Saanen. **Archivos Latinoamericanos de**
498 **Produccion Animal**. v. 9, p. 1-5, 2001.
- 499 VAN KAAM, J. B. C. H. M. **Gibanal 2.9**: analyzing program for Markov Chain Monte
500 Carlo Sequences. Wageningen, The Netherlands: Department of Animal Science,
501 Wageningen Agricultural University, 1998.
- 502 VAN TASSEL, C.P.; VAN VLECK, L.D. Multiple-trait Gibbs sampler for animal
503 models: flexible programs for Bayesian and likelihood-based (co)variance component
504 inference. **Journal of Animal Science**, v. 74, p. 2586-2597, 1996.

- 505 VAN TASSELL, C. P., VAN VLECK, L. D. **A manual for use of MTGSAM:** A set of
506 FORTRAN programs to apply Gibbs sampling to animal models for variance
507 component estimation. Lincoln: USDA, ARS, 1995.
- 508 WRIGHT, D. R. STERN, H. S.; BERGER, J. Comparing traditional and Bayesian
509 analyses of selection experiments in animal breeding. **Journal of Agricultural**
510 **Biological and Environmental Statistics**, Alexandria, v. 5, n. 2, p. 240-256, 2000.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

As características estudadas, de forma geral, apresentaram-se sob forte influência ambiental. Em razão das baixas herdabilidades das características e por estas serem limitadas ao sexo a seleção com base no fenótipo não seria o recomendado, pois, indicou pouca variabilidade genética, o que pode ser explicado pelo reduzido número de dados no rebanho ou por viés causados pelo manejo dos animais. Dessa forma, uma possível estratégia seria a introdução de material genético superior e a realização de testes de progênie e de desempenho para verificação dos valores genéticos desses animais.

Apesar dos níveis de produção deste estudo apresentarem-se dentro das médias encontradas na literatura brasileira, verificou-se que existe é possível a melhoria nos índices zootécnicos, particularmente a prolificidade.

A seleção para menor idade ao primeiro parto favorece a eficiência reprodutiva com a diminuição do intervalo de partos na população de caprinos. Entretanto, a precocidade ao primeiro parto pode interferir na expressão do potencial produtivo com a diminuição da produção de leite, o que indica que outros estudos com maior número de informações devem ser conduzidos para melhor esclarecer este comportamento.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ARAÚJO, A. M.; SIMPLÍCIO, A. A.; ELOY, A. M. X. Desempenho produtivo de cabras leiteiras Anglo-nubiana, Pardo Alpina e Saanen no semi-árido nordestino. **Ciência Veterinária nos Tropicós**, v. 2, p. 29-34, 1999.
- BAGNICKA, E.; WALLIN, E.; LUKASZEWICZ, M. et al. Reproduction traits and their heritability in Polish goats and Norwegian populations of dairy goat. **Small Ruminant Research**, v. 68, p. 256–262, 2007.
- BLASCO, A. The Bayesian controversy in animal breeding. **Journal of Animal Science**, v. 79, p. 2023-2046, 2001.
- BROOKS, S. P.; ROBERTS, G. O. Convergence assessment techniques for Markov chain Monte Carlo. **Statistics and Computing**, v. 8, p.319-335, 1998.
- CARDOSO, F. F. **Manual de utilização do programa INTERGEN**: versão 1.0 em estudos de genética quantitativa animal. Bagé: Embrapa Pecuária Sul, 2008.
- CARDOSO, M. C. C.; DANTAS, A. N. A.; FELIX, C. B. M. Sistema de produção e comercialização do leite de cabra produzido no município de Currais Novos/RN. **Holos**, v. 1, p. 31-40, 2010.
- CARNEIRO JÚNIOR, J. M.; ASSIS, G. M. L.; EUCLYDES, R. F. et al. Influência da informação *a priori* na avaliação genética animal utilizando dados simulados. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v. 34, p. 1905-1913, 2005.
- COWLES, M. K.; CARLIN, B. P. Markov chain Monte Carlo convergence diagnostics: a comparative review. **Journal of the American Statistical Association**, v. 91, p. 883-904, 1996.
- ESPECHIT, C. J. B.; FANDINO, B. A R.; RODRIGUES, M. T. et al. Diagnóstico de gestação e determinação do número de fetos em cabras por laparotomia. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v. 19, p. 76-79, 1990.
- FALCONER, D. S. The inheritance of liability to certain diseases estimated from the incidence from relatives. **Annals Human Genetics**, v. 29, p. 51-76, 1965.
- FARIA, C. U.; MAGNABOSCO, C. U.; LÔBO, R. B. et al. Inferência Bayesiana e sua aplicação na avaliação genética de bovinos da raça Nelore: revisão bibliográfica. **Ciência Animal Brasileira**, v. 8, p. 75-86, 2007.
- GEMAN, S.; GEMAN, D. Stochastic relaxation, Gibbs distribution and the Bayesian restoration of images. **Transactions on Pattern Analysis and Machine Intelligence**, v.6, p.721-741, 1984.
- GEYER, C. J. Practical Markov chain Monte Carlo. **Statistical Science**, v. 7, p. 473-511, 1992.
- GIANOLA, D. Theory and analysis of threshold characters. **Journal Animal Sciencie**. v. 54, p. 1079-1081, 1982.

- GIANOLA, D.; FERNANDO, R. L. Bayesian methods in animal breeding theory. **Journal Animal Science**, v.63, p.217-244, 1986.
- GIANOLA, D.; FOULLEY, J. L. Sire evaluation for ordered categorical data with a threshold model. **Genetics Selection Evolution**, v. 15, p. 201-224, 1983.
- GONÇALVES, A. L.; LANA, R. P.; VIEIRA, R. A. M. et al. Avaliação de sistemas de produção de caprinos leiteiros na Região Sudeste do Brasil. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.37, p.366-376, 2008.
- GONÇALVES, H. C.; SILVA, M. A.; RAMOS, A. A. et al. Fatores genéticos e de meio no intervalo de partos de caprinos leiteiros. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.26, p.905-913, 1997a.
- GONÇALVES, H. C.; SILVA, M. A.; WECHSLER, F. S. et al. Fatores genéticos e de meio na produção de leite de caprinos leiteiros. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.30, p.719-729, 2001.
- GONÇALVES, H. C.; SILVA, M. A.; REGAZZI, A. J. et al. Fatores genéticos e de meio na idade ao primeiro partode caprinos leiteiros. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.26, p.485-493, 1997b.
- GREYLING, J. P. C. Reproduction traits in the boer goat doe. **Small Ruminant Research**, v. 36, p. 171-177, 2000.
- HAFEZ, E. S. E. **Reproduction in farm animals**. 6. ed., Philadelphia: Lea e Fibiger, 1995.
- HARVILLE, D. A. Maximum likelihood approaches to variances component estimation and to relates problems. **Journal of the American Statistical Association**, v. 72, p.320-340, 1977.
- HASTING, W. K. Monte Carlo sampling methods using Markov chains and their applications. **Biometrika**, v. 57, p. 97-109, 1970.
- HENDERSON, C. R. **Aplications of linear models in animal breeding**. Ontario: University of Guelph, 1984.
- HENDERSON, C. R.; KEMPTHORNE, O.; SEARLE, S. R.; et al. Estimation of enviorinmental and genetic trends from records subjecting to culling. **Biometrics**, v. 15, n. 1, p. 192-218, 1959.
- HOESCHELE, I.; GIANOLA, D. Bayesian versus maximum quaslikelihood methods for sire evaluation with categorical data. **Journal of Dairy Science**, v.72, p.1569-1577, 1988.
- IBGE - Instituto Brasileiro de Geografia Estatística. **Pesquisa Pecuária Municipal (PPM)**. Rio de Janeiro, 2009. Disponível em: http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/economia/ppm/2009/default_zip.shtm. Acesso em: 09 jan. 2011.
- JENSEN, J. Sire evaluation for type traits with linear and non-linear procedures. **Livestock Production Science**, v. 15, p. 165-171, 1986.

JOHNSON, V. E. Studying convergence of Markov chain Monte Carlo algorithms using coupled sample paths. **Journal of the American Statistical Association**, v. 91, p. 154-166, 1996.

KHANUM, S.A., HUSSAIN, M., KAUSAR, R. Assessment of reproductive parameters in female Dwarf goat (*Capra hircus*) on the basis of progesterone profiles. **Animal Reproduction Science**, v. 102, p. 267-275, 2007.

LAIRD, N.; WARE, J. H. Random-effects models for longitudinal data. **Biometrics**, v. 38, p. 963-974, 1982.

LÔBO, R. N. B.; SILVA, F. L. R. Parâmetros genéticos para características de interesse econômico em cabras da raça Saanen e Anglo-nubiana. **Revista Ciência Agronômica**, v. 36, p. 104-110, 2005.

MARTINS, E. N.; LOPES, P. S.; SILVA, M. A. et al. **Modelo linear misto**. Viçosa: Universidade Federal de Viçosa, 1993.

MEDEIROS, G. R. M.; PIMENTA FILHO, E. C.; SOUSA, W. H. et al. Peso à cobertura e ganho de peso durante a gestação de cabras nativas, exóticas e mestiças no semi-árido paraibano. **Revista Brasileira de Zootenia**, v. 33, p. 1711-1720, 2004.

MEDEIROS, L. F. D.; VIEIRA, D. H. V.; RODRIGUES, V. C. et al. Características de reprodução, peso ao nascer e mortalidade de caprinos Anglonubiano, no município do Rio de Janeiro. I – Fatores que afetam o período de gestação, fertilidade e prolificidade. **Revista Brasileira de Ciências Veterinária**, v. 13, p. 37-43, 2006.

MEDEIROS, L. P.; GIRÃO, R. N.; GIRÃO, E. S. et al. **Caprinos: princípios básicos para sua exploração**. 1ª ed., EMBRAPA, 1994.

MOAEEN-UD-DIN, M.; YANG, L. G.; CHEN, S. L. et al. Reproductive performance of Matou goat under sub-tropical monsoonal climate of Central China. **Tropical Animal Health and Production**. v.40, p. 17-23, 2008.

MRODE, R. A. **Linear models for the prediction of animal breeding values**. 2 ed. Wallingford: CABI Publishing, 2005.

NOGUEIRA, D. A.; SÁFADI, T.; BEARZOTI, T.; et al. Análises clássica e Bayesiana de um modelo misto aplicado ao melhoramento animal: uma ilustração. **Ciência e Agrotecnologia**, Edição Especial, p.1614-1624, 2003.

OLESEN, I.; PEREZ-ENCISO, M.; GIANOLA, G. et al. A comparison of normal and nonnormal mixed models for number of lambs Born in Norwegian sheep. **Journal Animal Science**, v. 72, p. 1166-1173, 1994.

PATTERSON, H.D.; THOMPSON, R. Recovery of inter-block information when block sizes are unequal. **Biometrika**, v. 58, n. 3, p. 545-554, 1971.

PEREIRA, J. C. C. **Melhoramento genético aplicado à produção de leite**. Belo Horizonte: FEP-MVZ, 2008.

- PIMENTA FILHO, E. C.; SARMENTO, J. L. R.; RIBEIRO, M. N. Efeitos genéticos e ambientais que afetam a produção de leite e duração da lactação de cabras mestiças no estado da Paraíba. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v. 33, n. 6, p. 1426-1431, 2004.
- RESENDE, K. T.; TEIXEIRA, I. A. M. A.; BIAGIOLI, B. et al. Progresso científico em pequenos ruminantes na primeira década do século XXI. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.39, p.369-375, 2010 [supl. especial].
- RIBEIRO, S. D. A.; RESENDE, K. T.; RIBEIRO, A. C. et al. **Índices de desempenho produtivo dos rebanhos usuários do PROCAPRI**: Programa computacional para gerenciamento para rebanhos caprinos. PROCAPRI: Jaboticabal, SP., UNESP. 1999.
- SARMENTO, J. L. R.; PIMENTA FILHO, E. C.; ABREU, U. G. P. et al. Prolificidade de caprinos mestiços leiteiros no semiárido nordestino. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v. 39, n. 7, p. 1471-1476, 2010.
- SARMENTO, J. L. R.; PIMENTA FILHO, E. C.; RIBEIRO, M. N. et al. Fatores genéticos e de ambiente sobre o intervalo de partos leiteiras no semi-árido Nordeste. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v. 32, n. 4, p. 875-879, 2003.
- SEARLE, S. R. **Linear models for unbalanced data**. New York: John Wiley, 1987.
- SILVA, F. L. R.; ANDRADE, V. O.; LIMA, F. A. M. Estimativas de herdabilidade para produção de leite em cabras mestiças no semi-árido do Nordeste do Brasil. **Revista Científica de Produção Animal**, v. 4, p. 64-70, 2002.
- SILVA, F. L. R.; ARAÚJO, A. M. Desempenho produtivo em caprinos mestiços no semi-árido do nordeste do Brasil. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.29, n.4, p.1028-1035, 2000.
- SILVA, F. L. R.; FIGUEIREDO, E. A. P.; SIMPLÍCIO, A. A. et al. Parâmetros genéticos e fenotípicos para pesos de caprinos nativos e exóticos criados no Nordeste do Brasil, na fase de crescimento. **Revista Brasileira de Zootecnia**. v. 22, n. 2, p. 350-359, 1993.
- SIMPLÍCIO, A. A. **Manejo reprodutivo e instalações**. In: Curso de caprinocultura. Brasília: ABEAS. 1992.
- SOARES FILHO, G.; McMAUS, C.; MARIANTE, A. S. Fatores genéticos e ambientais que influenciam algumas características de reprodução e produção de leite em cabras no Distrito Federal. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v. 30, n. 1, n. 133-140, 2001.
- SORENSEN, D. A., WANG, C. S., JENSEN, J. et al. Bayesian analysis of genetic change due to selection using Gibbs sampling. **Genetics Selection Evolution**, v. 26, 333-360, 1994.
- SORENSEN, D. A.; GIANOLA, D. **Likelihood, Bayesian and MCMC methods in quantitative genetics**: statistics for biology and health, New York: Springer-Verlag, 2002.
- SOUSA, W. H. **Aplicação de modelos lineares e não-lineares em características de reprodução, sobrevivência e crescimento em ovinos da raça Santa Inês**. 1997. 131 f. Tese (Doutorado) - Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 1997.

SOUSA, W. H.; PEREIRA, C. S.; BERGMANN, J. A. G. et al. Estimativas de componentes de variância e de parâmetros genéticos para características de reprodução por intermédio de modelos lineares e de limiar. **Revista Brasileira de Zootecnia**. v. 29, p. 2237-2247, 2000.

THOMPSON, R. Sire evaluation. **Biometrics**, v. 35, p. 339-353, 1979.

TURNER, H. N.; YOUNG, S. S. Y. Genetic improvement of reproduction rate in sheep. **Animal Breeding**, v. 37, p. 545-563, 1969.

VAN TASSEL, C. P., CASELLA, G., POLLAK, E. J. et al. 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.

WANG, C. S.; RUTLEDGE, J. J.; GIANOLA, D. Marginal inferences about variance components in a mixed linear model using Gibbs sampling. **Genetics Selection Evolution**, v. 25, p. 41-62, 1993.

WRIGHT, S. An analysis of variability in number of digits in an inbred strain of guinea pigs. **Genetics**, v. 19, p. 506-536, 1934.

ZHANG, C.; CHEN, S.; LI, X. et al. Genetic and phenotypic parameter estimates for reproduction trait in the Boer dam. **Livestock Science**. v. 125, p. 60-65, 2009.