

UNIVERSIDADE DE TRÁS-OS-MONTES E ALTO DOURO

**ESTIMAÇÃO DE PARÂMETROS GENÉTICOS DA PRODUÇÃO DE
LEITE E PROLIFICIDADE EM OVINOS SERRA DA ESTRELA POR
ANÁLISE BAYESIANA COM MÉTODOS DE MONTE CARLO E
CADEIAS DE MARKOV**

Jorge Belarmino Ferreira de Oliveira



Vila Real, 2005

Dissertação original, expressamente elaborada para a obtenção do grau de Doutor em Ciência Animal, de acordo com o disposto no Decreto-Lei n.º 216/92 de 13 de Outubro.

	<p>UNIÃO EUROPEIA</p> <p>Fundo Social Europeu</p>	
-----------------------------------------------------------------------------------	-----------------------------------------------------------------	-------------------------------------------------------------------------------------

Este trabalho foi realizado com o apoio do Fundo Social Europeu, tendo o autor auferido, no período de 01/04/2002 a 28/02/2005, uma Bolsa de Doutoramento (Ref. Projecto 5.3/C/381.005/01) no âmbito do Programa PRODEP, medida 5.3.

*À Fernanda, João e Rita,
Pelas horas intermináveis que não as acompanhei...
Pela paciência e amor que sempre me dedicaram.*

AGRADECIMENTOS

Ao apresentarmos a nossa Tese de Doutoramento, queremos agradecer ao Professor Catedrático Doutor António Jorge Colaço, nosso orientador científico, pelas estimulantes “discussões” que permitiram a evolução deste trabalho e pela amizade que nos tem dispensado ao longos destes anos.

Ao Doutor Luis Varona, nosso co-orientador, pela disponibilidade que sempre demonstrou, pelo esforço na implementação dos programas informáticos necessários à prossecução dos trabalhos e pela amizade que nos tem proporcionado.

À Escola Superior Agrária de Viseu (ESAV) e a todos os nossos colegas que sempre manifestaram o seu apoio e amizade.

À ANCOSE, nas pessoas do Dr. Vaz Patto (ex-Presidente da ANCOSE) e Eng.º Rui Dinis, Secretário Técnico da Ovelha Serra da Estrela, pela disponibilização dos dados produtivos, que serviram de base à realização deste trabalho, e todos os esclarecimentos relativos à aquisição e edição dos mesmos.

À UTAD, na pessoal do Magnífico Reitor, Professor Armando Mascarenhas, pela possibilidade da realização desta Tese de Doutoramento.

Ao PRODEP, pela bolsa concedida durante 3 anos, que permitiu a nossa dispensa da actividade lectiva.

Aos Professores Ignacy Misztal, Daniel Gianola e Augustin Blasco, pelos ensinamentos sobre “o mundo bayesiano” que transmitiram durante os cursos que frequentámos.

À Area de Producció Animal do Centro UdL-IRTA, nas pessoas do seu Director, José Luis Noguera, e dos colaboradores, Romi, Raquel, Nuria e David, durante a nossa estada.

À Engenheira Catarina Coelho que nos substituiu, na ESAV, durante o período de dispensa da actividade lectiva, ao abrigo do programa PRODEP.

Aos colegas e amigos Eng.^a Fátima Petim e Eng.^o António Silvestre todo o apoio prestado durante a realização do trabalho e a amizade que sempre nos dispensaram.

Aos nossos pais e família, por tudo o que sempre fizeram por nós.

A todos aqueles que, de alguma forma, contribuíram para a elaboração deste trabalho.

Muito obrigado.

RESUMO

Os ovinos Serra da Estrela são animais rústicos, bem adaptados às condições em que são explorados, conjugando boas características produtivas e reprodutivas (e. g. produção de leite e prolificidade). É considerada a principal raça ovina leiteira do país (cerca de 100000 reprodutores), com 2 variedades: Branca (em maior número) e Preta.

Os principais produtos resultantes da exploração destes animais são o leite (através da sua transformação em Queijo Serra da Estrela) e a carne (através da comercialização de borregos com 30 a 40 dias de idade), ambos de Denominação de Origem Protegida (DOP).

A estimação de parâmetros genéticos das populações animais autóctones é o primeiro passo no estabelecimento de programas de selecção ou de conservação.

A abordagem bayesiana (que seguimos nesta tese) é actualmente já uma referência inquestionável na estimação de parâmetros genéticos e não genéticos. Associada aos métodos de Monte Carlo com cadeias de Markov (MCMC), permite a descrição de problemas complexos associados às características específicas da produção animal.

O objectivo principal desta tese é a estimação conjunta dos parâmetros genéticos e não genéticos da prolificidade (PROL) e da produção de leite padronizada aos 120 dias (PL120), no capítulo 6, e a estimação dos componentes de variância genética dos parâmetros (A, B e C) da função de Wood (1967), que descreve a curva de produção de leite em ovinos Serra da Estrela, no capítulo 7.

Na primeira fase, numa abordagem bayesiana, utilizámos um modelo animal misto categórico-linear para as características PROL e PL120, sendo a primeira associada a uma variável subjacente contínua, através do aumento de dados.

No segundo estudo, implementámos um esquema bayesiano hierárquico com o modelo não linear de Wood, na modelação da curva de lactação.

As médias posteriores estimadas dos parâmetros genéticos para as variedades Branca/Preta foram, respectivamente, para as características PROL e PL120: 0,06/0,07 e 0,12/0,14 para as heritabilidades; 0,09/0,10 e 0,14/0,18 para as repetibilidades; 0,44/0,28 para as correlações genéticas aditivas; 0,83/0,85 para as correlações ambientais permanentes e -0,01/-0,02 para as correlações residuais.

As estimativas médias posteriores para as variedades Branca/Preta foram, respectivamente, para os parâmetros A, B e C: 0,09/0,11; 0,21/0,24 e 0,17/0,14 para as heritabilidades e 0,10/0,12; 0,39/0,40 e 0,19/0,17 para as repetibilidades. As correlações genéticas aditivas entre os parâmetros são médias a elevadas, excepto entre B e C, para a variedade Branca, que é quase nula. A correlação residual é média ($\sim 0,55$) entre os parâmetros A e B, alta ($\sim 0,90$) entre A e C e baixa (0,14 a 0,22) entre B e C.

Dos resultados deste estudo, podemos concluir que existe possibilidade de progresso genético para a produção de leite com conseqüente aumento na prolificidade. Não obstante as heritabilidades dos parâmetros da curva de produção de leite possuírem valores médios baixos, a capacidade de alteração genética da curva de lactação é assegurada, também, pelas correlações genéticas positivas entre os parâmetros da curva.

Palavras-chave: ovelha Serra da Estrela; prolificidade; produção de leite; curva de lactação; parâmetros genéticos; inferência bayesiana; métodos de Monte Carlo com cadeias de Markov.

ABSTRACT

GENETIC PARAMETERS ESTIMATION OF MILK PRODUCTION AND PROLIFICACY FROM SERRA DA ESTRELA SHEEP BREED USING BAYESIAN ANALYSIS AND MONTE CARLO MARKOV CHAIN METHODS

The Serra da Estrela sheep breed is a very rustic population, well adapted to the natural conditions. It also conjugates good productive and reproductive characteristics (i.e. milk production and prolificacy). This breed is considered as the best Portuguese milk sheep breed. The national reproductive population of this breed is, nowadays, around 100,000 animals, with both the White and Black strains. The Black strain is composed by a smaller number of individuals, although it is considered as the most productive.

The main products resulting for the exploitation of these animals are milk (transformed in the famous Serra da Estrela cheese) and meat (due to the commercialization of the lamb with about 30 days old). Both of them are Protected Designation of Origin (PDO).

The estimation of genetic parameters in the autochthonous animal populations is the first basic step to establish selection programs and for conservation purposes.

Bayesian approach (like in this thesis) is nowadays a reference in estimation of the genetic and non-genetic parameters. Linked to the Monte Carlo Markov chain methods, it allows the description of complex problems from the animal production real world.

In particular, the main goal of this thesis is the joint estimation of genetic and non-genetic parameters for prolificacy (PROL) and standard 120 days milk yield (PL120) in chapter 6, and the estimation of the genetic variance components for the Wood (1967) parameters (A, B and C), that describe lactation curve of Serra da Estrela sheep breed in chapter 7.

In a first stage, we used, in a Bayesian approach, a threshold-linear mixed animal model, which combine PROL and PL120. The first trait was associated with a latent continuous variable through data augmentation. In a second analysis, we implemented a hierarchical Bayesian scheme with non-linear Wood function modelling lactation curve.

The estimated posterior means of the genetic parameters for the White/Black strains were, respectively, to the PROL and PL120 variables: 0.06/0.07 and 0.12/0.14 for heritability; 0.09/0.10 and 0.14/0.18 for repeatability; 0.44/0.28 for the additive genetic correlations; 0.83/0.85 for the permanent environmental correlations and $-0.01/-0.02$ for the residual correlations.

The genetic and non-genetic parameters for the White/Black strains, concerning the Wood parameters (A, B and C) were, respectively: 0.09/0.11; 0.21/0.24 and 0.17/0.14 for heritability; and 0.10/0.12; 0.39/0.40 and 0.19/0.17 for repeatability. Genetic correlations between parameters are intermediary to high, with the exception for B-C, in the White strain that is almost zero. The residual correlations are middle values (~ 0.55) between A and B parameters, high (~ 0.90) for A-C pair and lower (0.14 to 0.22) between B and C.

From the results of this study, we can conclude that is possible to achieve genetic progress for milk yield with positive genetic correlation in prolificacy. By the other hand, in spite of the heritabilities of curve parameters have low mean values, the genetic capacity of changing milk production curve is assured, also by the genetic positive correlations between Wood parameters.

Keywords: Serra da Estrela sheep breed; prolificacy; milk production curve; genetic parameters; Bayesian inference; Monte Carlo Markov chain methods.

LISTA DE ACRÓNIMOS E SÍMBOLOS

ANCOSE	Associação Nacional de Criadores de Ovinos Serra da Estrela
DOP	Denominação de Origem Protegida
DP	desvio padrão
Dpico	dias ao pico
Ppico	Produção de leite no pico
PROL	Prolificidade
PL120	Produção de leite padronizada aos 120 dias de lactação
A	Parâmetro a do modelo de Wood
B	Parâmetro b do modelo de Wood
C	Parâmetro c do modelo de Wood
$\sigma_a^2(X)$	Variância genética aditiva posterior de X
$\sigma_{perm}^2(X)$	Variância ambiental permanente posterior de X
$\sigma_e^2(X)$	Variância residual posterior de X
$\sigma_a(X \cdot Y)$	Covariância genética aditiva posterior de X e Y
$\sigma_{perm}(X \cdot Y)$	Covariância ambiental permanente posterior de X e Y
$\sigma_e(X \cdot Y)$	Covariância residual posterior de X e Y
$r_a(X \cdot Y)$	Correlação genética aditiva posterior de X e Y
$r_{perm}(X \cdot Y)$	Correlação ambiental permanente posterior de X e Y
$r_e(X \cdot Y)$	Correlação residual posterior de X e Y
$h^2(X)$	Heritabilidade posterior de X
$r(X)$	Repetibilidade posterior de X
σ_e^2	Variância residual de ajuste da função de Wood às observações

(Nota: X e Y podem ser as variáveis **PROL** (prolificidade) ou **PL120** (produção de leite padronizada aos 120 dias de lactação) ou os parâmetros **A**, **B** e **C** do modelo de Wood

ÍNDICE DE FIGURAS

Figura 2.1. Solar da raça Serra da Estrela e Região Demarcada de produção do Queijo Serra da Estrela.....	11
Figura 5.1. Distribuição do n.º de lactações por mês de parto.	41
Figura 5.2. Curvas de produção de leite, de acordo com o número de contraste, por variedade.....	42
Figura 6.1. Tendências genéticas aditivas da prolificidade (na escada da variável subjacente) por ano de nascimento.....	62
Figura 6.2. Tendências genéticas aditivas da produção de leite aos 120 dias por ano de nascimento.....	62
Figura 6.3. Evolução média posterior da influência do factor ano/mês (estação) de parto na prolificidade (na escada da variável subjacente). Separados por linhas tracejadas estão definidos os anos de produção (campanhas).	63
Figura 6.4. Evolução média posterior da influência do factor ano/mês (estação) de parto na produção de leite aos 120 dias. Separados por linhas tracejadas estão definidos os anos de produção (campanhas).....	64
Figura 6.5. Evolução média posterior da influência do número de ordem de lactação na prolificidade (na escada da variável subjacente).	65
Figura 6.6. Evolução média posterior da influência do número de ordem de lactação na produção de leite aos 120 dias.	65
Figura 6.7. Evolução média posterior da influência da idade ao parto na prolificidade (na escada da variável subjacente), definida através da função quadrática (representada na figura) pelos coeficientes linear e quadrático posteriores.	66
Figura 6.8. Evolução média posterior da influência da idade ao parto na produção de leite aos 120 dias, definida através da função quadrática (representada na figura) pelos coeficientes linear e quadrático posteriores.	67
Figura 7.1. Curvas médias de produção de leite estimadas de acordo com as variedades Branca e Preta.	84
Figura 7.2. Curvas médias de produção de leite estimadas da variedade Branca, de acordo com o número de ordem de lactação.	86
Figura 7.3. Curvas médias de produção de leite estimadas da variedade Preta, de acordo com o número de ordem de lactação.....	87
Figura 7.4. Curvas médias de produção de leite estimadas da variedade Branca, de acordo com a idade ao parto.	87
Figura 7.5. Curvas médias de produção de leite estimadas da variedade Preta, de acordo com a idade ao parto.	88
Figura 7.6. Curvas médias de produção de leite estimadas da variedade Branca, de acordo com o tipo de parto.....	89

Figura 7.7. Curvas médias de produção de leite estimadas da variedade Preta, de acordo com o tipo de parto.....	89
Figura 7.8. Curvas médias de produção de leite estimadas da variedade Branca, de acordo com o tipo de contraste funcional.....	90
Figura 7.9. Curvas médias de produção de leite estimadas da variedade Preta, de acordo com o tipo de contraste funcional.	90
Figura 7.10. Tendências genéticas aditivas do parâmetro A do modelo de Wood, por ano de nascimento.	98
Figura 7.11. Tendências genéticas aditivas do parâmetro B do modelo de Wood, por ano de nascimento.	99
Figura 7.12. Tendências genéticas aditivas do parâmetro C do modelo de Wood, por ano de nascimento.	100
Figura 7.13. Evolução média posterior da influência do factor ano/mês (estação) de parto no parâmetro A do modelo de Wood.	101
Figura 7.14. Evolução média posterior da influência do factor ano/mês (estação) de parto no parâmetro B do modelo de Wood.	102
Figura 7.15. Evolução média posterior da influência do factor ano/mês (estação) de parto no parâmetro C do modelo de Wood.	103
Figura 7.16. Evolução média posterior da influência do número de ordem de lactação no parâmetro A do modelo de Wood.	104
Figura 7.17. Evolução média posterior da influência do número de ordem de lactação no parâmetro B do modelo de Wood.	105
Figura 7.18. Evolução média posterior da influência do número de ordem de lactação no parâmetro C do modelo de Wood.	105
Figura 7.19. Evolução média posterior da influência da idade ao parto (meses) no parâmetro A do modelo de Wood.	106
Figura 7.20. Evolução média posterior da influência da idade ao parto (meses) no parâmetro B do modelo de Wood.....	106
Figura 7.21. Evolução média posterior da influência da idade ao parto (meses) no parâmetro C do modelo de Wood.....	107

ÍNDICE DE QUADROS

Quadro 5.1. Limites impostos na idade ao parto, de acordo com o número de ordem de lactação.....	36
Quadro 5.2. Resumo das características dos ficheiros de trabalho, de acordo com a variedade, Branca e Preta.	37
Quadro 5.3. Análise descritiva de todas as lactações (n=153143).....	38
Quadro 5.4. Análise descritiva das lactações para as variedades Branca (n=116579) e Preta(n=36564).	38
Quadro 5.5. Frequência de lactações por ordem de lactação, por variedade.	39
Quadro 5.6. Distribuição geográfica, por concelho, do n.º de lactações, por variedade.....	40
Quadro 5.7. Média±desvio padrão, mínimo e máximo do número de dias em que ocorrem cada um dos contrastes nas lactações das variedade Branca e Preta.....	42
Quadro 6.1. Número de lactações, de animais e número de classes de cada efeito após a edição dos dados com algumas restrições referidas.	45
Quadro 6.2. Evolução média da produção de leite aos 120 dias (PL120; litros) e da prolificidade (PROL; n.º de borregos por partos), por n.º de ordem de lactação.	46
Quadro 6.3. Evolução média da produção de leite aos 120 dias (PL120; litros) e da prolificidade (PROL; n.º de borregos por partos), por estação de produção (mês de parto).	47
Quadro 6.4. Evolução média da produção de leite aos 120 dias (PL120; litros) e da prolificidade (PROL; n.º de borregos por partos), por ano de produção (campanha).....	47
Quadro 6.5. Tamanho Efectivo da Amostra e Erro de Monte Carlo associados às distribuições marginais posteriores das (co)variâncias e correlações genética aditiva, ambiental permanente e residual, e heritabilidades e repetibilidades das variáveis prolificidade (PROL) e produção de leite padronizada aos 120 dias (PL120; n=98000).....	56
Quadro 6.6. Mediana, moda, média, desvio padrão e intervalo de credibilidade a 95% posteriores das (co)variâncias e correlações genética aditiva, ambiental permanente e residual, e heritabilidades e repetibilidades das variáveis prolificidade (PROL) e produção de leite padronizada aos 120 dias (PL120), para a variedade Preta.	58
Quadro 6.7. Mediana, moda, média, desvio padrão e intervalo de credibilidade a 95% posteriores das (co)variâncias e correlações genética aditiva, ambiental permanente e residual, e heritabilidades e repetibilidades das variáveis prolificidade (PROL) e produção de leite padronizada aos 120 dias (PL120), para a variedade Branca.....	59
Quadro 7.1. Número de classes por factores de variação usados no modelo.....	72
Quadro 7.2. Resumo de características dos ficheiros de dados analisados.	73
Quadro 7.3. Tamanho Efectivo da Amostra e Erro de Monte Carlo associados às distribuições marginais posteriores das (co)variâncias genética aditiva, ambiental permanente e	

residual dos parâmetros A, B e C do modelo de Wood e variância de ajuste da curva (n=49000).....	81
Quadro 7.4. Tamanho Efectivo da Amostra e Erro de Monte Carlo associados às distribuições marginais posteriores das correlações genética aditiva, ambiental permanente e residual, e heritabilidades e repetibilidades dos parâmetros A, B e C do modelo de Wood (n=49000).....	83
Quadro 7.5. Médias posteriores (\pm desvio padrão posterior) dos parâmetros A, B e C do modelo de Wood, e do dia (Dpico) e produção (Ppico) no pico da curva de lactação, por variedade.....	84
Quadro 7.6. Distribuição, por classes, dos parâmetros A, B e C do modelo de Wood.....	85
Quadro 7.7. Mediana, moda, média, desvio padrão e intervalo de credibilidade a 95% posteriores das (co)variâncias genética aditiva, ambiental permanente e residual dos parâmetros A, B e C do modelo de Wood e variância de ajuste da curva, para a variedade Branca.	92
Quadro 7.8. Mediana, moda, média, desvio padrão e intervalo de credibilidade a 95% posteriores das (co)variâncias genética aditiva, ambiental permanente e residual dos parâmetros A, B e C do modelo de Wood e variância de ajuste da curva, para a variedade Preta.	94
Quadro 7.9. Mediana, moda, média, desvio padrão e intervalo de credibilidade a 95% posteriores das correlações genética aditiva, ambiental permanente e residual, e heritabilidades e repetibilidades dos parâmetros A, B e C do modelo de Wood, para a variedade Branca.	96
Quadro 7.10. Mediana, moda, média, desvio padrão e intervalo de credibilidade a 95% posteriores das correlações genética aditiva, ambiental permanente e residual, e heritabilidades e repetibilidades dos parâmetros A, B e C do modelo de Wood, para a variedade Preta.	97
Quadro 7.11. Influência média posterior dos efeitos ambientais tipo de parto (múltiplo vs. simples) e tipo de contraste (A4 vs. AT) nos parâmetros A, B e C do modelo de Wood.	108

ÍNDICE GERAL

AGRADECIMENTOS	i
RESUMO	iii
ABSTRACT	v
LISTA DE ACRÓNIMOS E SÍMBOLOS	vii
ÍNDICE DE FIGURAS	viii
ÍNDICE DE QUADROS	x
ÍNDICE GERAL	xii
NOTA PRÉVIA	xv
CAPÍTULO 1. INTRODUÇÃO GERAL	1
PARTE I. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA	5
CAPÍTULO 2. A OVELHA SERRA DA ESTRELA: BREVE CARACTERIZAÇÃO	7
1. INTRODUÇÃO	7
2. IMPORTÂNCIA SÓCIO-ECONÓMICA DOS OVINOS SERRA DA ESTRELA	8
3. CARACTERIZAÇÃO DA RAÇA	9
3.1. Características morfológicas	9
3.2. Características produtivas e reprodutivas	10
4. SOLAR E ÁREA DE DISPERSÃO	11
5. CARACTERIZAÇÃO DO SISTEMA DE PRODUÇÃO/EXPLORAÇÃO	12
6. EVOLUÇÃO DO MELHORAMENTO NOS OVINOS SERRA DA ESTRELA	14
CAPÍTULO 3. A CURVA DE LACTAÇÃO EM OVELHAS	15
1. INTRODUÇÃO	15
2. CARACTERIZAÇÃO DA CURVA DE LACTAÇÃO EM OVINOS	16
3. MODELAÇÃO DA CURVA DE LACTAÇÃO	17
3.1. O modelo de Wood	18
CAPÍTULO 4. INFERÊNCIA BAYESIANA E MÉTODOS DE MONTE CARLO COM CADEIAS DE MARKOV NA ESTIMAÇÃO DE PARÂMETROS GENÉTICOS	21
1. INTRODUÇÃO	21
2. INFERÊNCIA BAYESIANA	22
3. MÉTODOS DE MONTE CARLO E CADEIAS DE MARKOV	24
3.1. Amostragem de Gibbs	25
3.2. Algoritmo de Metropolis-Hastings	27
4. DIAGNÓSTICOS DE CONVERGÊNCIA	27

5. ALGUMAS APLICAÇÕES EM MELHORAMENTO ANIMAL.....	28
5.1. Modelos lineares	29
5.2. Modelos de limites (threshold).....	30
5.3. Modelos hierárquicos lineares e não lineares	31
PARTE II. TRABALHO EXPERIMENTAL.....	33
CAPÍTULO 5. ANÁLISE EXPLORATÓRIA DOS DADOS PRODUTIVOS DA OVELHA SERRA DA ESTRELA	35
1. INTRODUÇÃO.....	35
2. EDIÇÃO DOS DADOS.....	35
3. ANÁLISE EXPLORATÓRIA DOS DADOS.....	37
CAPÍTULO 6. ESTIMAÇÃO DE PARÂMETROS GENÉTICOS DA PRODUÇÃO DE LEITE E PROLIFICIDADE ATRAVÉS DE UM MODELO LINEAR-CATEGÓRICO.....	43
1. INTRODUÇÃO.....	43
2. MATERIAL	44
3. METODOLOGIA	48
3.1. Modelo	48
3.2. Distribuições a priori	50
3.3. Distribuição posterior conjunta	51
3.4. Distribuições condicionais posteriores	52
3.5. Amostragem de Gibbs.....	52
3.6. Análises pós amostragem de Gibbs	53
3.7. Convergência, tamanho efectivo das amostras e erro de Monte Carlo	54
4. RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	54
4.1. Convergência, tamanho efectivo das amostras e erro de Monte Carlo	54
4.2. Estimativas dos parâmetros genéticos.....	57
4.3. Tendências genéticas e ambientais	61
4.4. Tendências ambientais.....	63
5. CONCLUSÕES	67
CAPÍTULO 7. ESTIMAÇÃO DE PARÂMETROS GENÉTICOS DA CURVA DE PRODUÇÃO DE LEITE ATRAVÉS DE UM MODELO HIERÁRQUICO	69
1. INTRODUÇÃO.....	69
2. MATERIAL	71
3. METODOLOGIA	73
3.1. Modelo	73
3.3. Distribuição posterior conjunta	77

3.4. Distribuições condicionais posteriores	77
3.5. Algoritmos de amostragem	78
3.6. Análises após Gibbs.....	79
3.7. Convergência, tamanho efectivo das amostras e erro de Monte Carlo	80
4. RESULTADOS E DISCUSSÃO	80
4.1. Convergência, tamanho efectivo das amostras e Erro de Monte Carlo	80
4.2. Estimativas dos parâmetros do modelo de Wood	82
4.3. Estimativas das curvas de produção, de acordo com os factores ambientais	86
4.4. Estimativas dos parâmetros genéticos	91
4.5. Tendências genéticas	98
4.6. Tendências ambientais	100
5. CONCLUSÕES.....	108
CAPÍTULO 8. CONCLUSÕES FINAIS.....	111
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	115
ANEXOS.....	125

"I seem to have been only like a boy playing on the seashore and diverting myself in now and then finding a smoother pebble or a prettier shell than ordinary, whilst the great ocean of truth lay all undiscovered before me".

Isaac Newton in Brewster "Memoirs"

NOTA PRÉVIA

A realização deste trabalho teve inúmeras vicissitudes. Antes de mais, não era esta a abordagem metodológica que pretendíamos inicialmente para a estimação de parâmetros genéticos das características da ovelha Serra da Estrela.

A evolução mental deste percurso culminou em Valência, quando o nosso co-orientador, Luis Varona (ainda não o era no momento!), nos entusiasmou na ideia (que, entretanto já fervilhava, "graças" ao nosso orientador, Jorge Colaço) do acometimento que resolvemos fazer ao mundo da inferência bayesiana. Era tudo novidade, mas as perspectivas mostravam-se sedutoras!

Após os primeiros momentos de euforia científica, veio o abatimento: afinal precisávamos de um "choque bayesiano". Entretanto, tivemos dois, associados aos cursos sobre estatística bayesiana que frequentámos (melhor seria que fossem mais precoces...): em Lisboa, pelas mãos do Professor Daniel Gianola, e em Valência, com o Professor Agustin Blasco. A curta estadia no IRTA, em Lleida, com o nosso co-orientador, que nos permitiu desenvolver parte do trabalho agora apresentado, foi o corolário desta curta mas intensa e limitada aprendizagem.

CAPÍTULO 1.

INTRODUÇÃO GERAL

O efectivo ovino autóctone nacional tem revelado um decréscimo nos últimos anos. Com as exigências do mercado, e tendo em vista o aumento dos lucros, os criadores têm optado por raças exóticas de grande aptidão leiteira. Estas raças manifestaram, nas últimas décadas, evoluções significativas nas suas produções pois foram alvo de grande investimento no seu melhoramento, nos países de origem.

A elevação das produções unitárias, um dos objectivos dos produtores, tem apresentado um ritmo positivo, resultante de uma maior eficiência na selecção dos machos a partir da produção fenotípica das mães, da testagem desses reprodutores, da utilização da inseminação artificial (IA), sem esquecer o papel importante do Livro Genealógico e do controlo das performances, através do contraste leiteiro.

A raça ovina Serra da Estrela é a raça nacional de maior aptidão leiteira, tendo nos produtos queijo Serra da Estrela (DOP) e borrego Serra da Estrela (DOP), a sua sustentação.

Esta raça possui duas variedades (Branca e Preta), compondo, actualmente, o efectivo nacional cerca de 100000 animais (Matos, 2000), dos quais apenas cerca de 10% são da variedade Preta (Borrego, 1985; Dinis, 1997/98).

Nos anos 40, em Oliveira do Hospital, iniciou-se a caracterização e contraste das ovelhas Serra da Estrela, através do Posto de Fomento Pecuário. Aderiram a este trabalho 13 rebanhos (Borrego, 1982; Dinis, 1997/98).

Desde essa data, até aos nossos dias, tem-se procedido ao contraste leiteiro sem interrupções e com a dedicação de muitos técnicos e criadores (Dinis, 1997/98), através da intervenção, a vários níveis, da Associação Nacional de Criadores de Ovinos Serra da Estrela (ANCOSE), nomeadamente através das acções reprodutivas nas explorações (IA, sincronização de cios, utilização de machos seleccionados) e da recolha e organização da informação genealógica e produtiva (através dos contrastes funcionais de lactação).

Ao longo dos anos, os criadores passaram a realizar a selecção de fêmeas de substituição, não pela cabeça e respectiva armação, mas pelos resultados do contraste leiteiro, recriando as fêmeas e machos descendentes das ovelhas mais produtivas do rebanho (Dinis, 1997/98). O controle da produção leiteira tem tido um papel fundamental nesta evolução, sendo um ponto de partida essencial ao melhoramento genético da raça. O contraste leiteiro é, contudo, uma acção dispendiosa que exige uma estrutura bem organizada e trabalho qualificado para a sua execução (Carolino *et al.*, 2003a).

Para que se possa definir a estratégia (ou estratégias) de melhoramento genético, é necessário, a priori, a organização de toda a informação recolhida ao longo de vários anos. Parte da informação genealógica está registada no Livro Genealógico da raça e a informação produtiva tem sido informatizada ao longo das últimas duas décadas. A informatização mais racional desta informação, realizada nos últimos anos, tornou mais premente a necessidade (quase obrigatoriedade) de evolução em termos de caracterização e avaliação genética da raça.

Apesar da produção de leite ser a principal característica económica nos ovinos Serra da Estrela (através da sua transformação em queijo Serra da Estrela), é conhecido o interesse cada vez maior pela produção de carne, através da comercialização dos borregos

de leite (canastra), logo após o seu desmame, cerca dos 30 dias de idade (borrego Serra da Estrela).

Não existindo, até agora, a capacidade de intervir geneticamente na selecção dos reprodutores, é de grande importância o estudo genético da prolificidade e da produção de leite, bem como a relação entre ambas, tendo em vista o incremento do valor destas duas características de interesse económico. Por outro lado, o estudo genético da curva de lactação, permitirá a intervenção antecipada nas decisões de manejo, nomeadamente na selecção precoce de reprodutores, permitindo uma diminuição do intervalo de gerações, aumentando a eficácia no progresso genético das características de interesse económico.

Realizando este estudo genético, através de uma abordagem bayesiana com métodos de Monte Carlo e cadeias de Markov, garantir-se-á maior consistência nas estimativas realizadas, pela inferência nas distribuições posteriores dos parâmetros genéticos e não genéticos, quando é considerada a informação dos dados observados e a que é definida a priori.

Com este trabalho pretendemos, pela análise dos dados fornecidos pela ANCOSE da base de dados da ovelha Serra da Estrela, estudar as características produtivas destes animais, nomeadamente a produção de leite e a prolificidade, bem como a influência de factores sistemáticos na magnitude da sua expressão fenotípica. Além disso, e como aspecto mais importante na realização deste trabalho, pretendemos a estimação dos parâmetros genéticos da produção de leite padronizada aos 120 dias, da prolificidade e dos parâmetros, do modelo não linear de Wood, associados à curva de lactação da ovelha Serra da Estrela, por análise bayesiana através de métodos de Monte Carlo com cadeias de Markov.

PARTE I.

REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

CAPÍTULO 2.

A OVELHA SERRA DA ESTRELA: BREVE CARACTERIZAÇÃO

1. INTRODUÇÃO

A ovelha Serra da Estrela pertencente ao grupo Bordaleiro, possui características morfofuncionais bem definidas, sendo animais bastante rústicos, muito dóceis, com corpulência média, conjugando boas características reprodutivas em termos de fertilidade e prolificidade. Esta raça é considerada e referida por vários autores como a principal raça ovina leiteira portuguesa, sendo a segunda raça ovina autóctone mais explorada no nosso país (Carolino *et al.*, 1994; Carolino *et al.*, 1997/98; Dinis, 1997/98).

Esta raça possui actualmente um efectivo reprodutor a rondar os 100.000 animais (Matos, 2000), apresentando duas variedades, Branca e Preta, sendo esta última variedade apontada como mais produtiva, ainda que em termos numéricos seja a de menor importância (cerca de 10-30% do efectivo total; Borrego, 1985; Carolino *et al.*, 1994; Carolino *et al.*, 1997/98).

Sendo uma raça de nítida vocação leiteira, cujo principal objectivo de produção é o leite, para o fabrico do Queijo Serra da Estrela (DOP) e do requeijão, a ovelha Serra da

Estrela é ainda explorada na vertente produção de carne, através do Borrego Serra da Estrela (DOP; Carolino *et al.*, 1997/98; Dinis, 1997/98).

2. IMPORTÂNCIA SÓCIO-ECONÓMICA DOS OVINOS SERRA DA ESTRELA

As populações primitivas dependiam muito da agricultura, mas como o solo da Península Ibérica era pouco fértil, a pastorícia assumiu um papel fundamental nos povos que a ocuparam ao longo dos anos. Existem inúmeras referências à criação de ovinos na área da Serra da Estrela, desde o grande Viriato, pastor dos Hermínios, até ao auto “Serra da Estrela” de Gil Vicente onde é elogiada a ovelha Serra da Estrela, e também o queijo Serra da Estrela.

Antigamente, as ovelhas da Serra da Estrela, a partir do S. João dirigiam-se, em transumância para a serra de Montemuro, em rebanhos com elevados números de cabeças onde permaneciam até Agosto (Patto, 2000). A transumância destes rebanhos efectuava-se porque, em primeiro lugar, havia escassez de alimentos nas terras baixas durante os meses mais quentes, pois os terrenos estavam ocupados pelas culturas de milho ou batata; em segundo lugar, porque se fazia sentir muito calor nas zonas mais baixas nos meses de Verão.

No Inverno e devido a existência de neve nas terras altas, os rebanhos da Serra desciam para a planície, para os campos do Mondego, de Idanha, de Ourique e do Douro (Patto, 2000). Na actualidade, a transumância, já não tem a importância que outrora teve, pois as terras da planície tem um melhor aproveitamento devido a utilização de pastagens melhoradas e à evolução das estratégias de exploração destes animais.

A transumância teve um papel importantíssimo pois pensa-se que colaborou para a difusão da tecnologia base dos melhores queijos portugueses (Borrego, 1982). Segundo o mesmo autor, as semelhanças entre os queijos Serra da Estrela, Castelo Branco, Serpa e Azeitão pode ter sido fruto da troca de saberes durante a transumância.

Antigamente, o queijo Serra da Estrela era consumido pela família durante o ano, ou era uma forma de pagar o aluguer dos pastos. Desde há duas décadas, com a melhoria dos meios de transporte e com a possibilidade de trocas comerciais, o queijo Serra da Estrela viu aumentar a sua importância de forma extraordinária.

A principal aptidão das ovelhas Serra da Estrela, antigamente, era a lã, seguindo-se a fertilização dos terrenos e só depois o leite e por último a carne. Na actualidade, a importância das produções sofreu alterações profundas, sendo a principal aptidão o leite, depois a carne e por último a lã (com valor económico residual).

3. CARACTERIZAÇÃO DA RAÇA

3.1. Características morfológicas

Segundo ANCOSE (1998), o protótipo racial dos ovinos Serra da Estrela, consta do Regulamento do Livro Genealógico dos Ovinos Serra da Estrela.

Os ovinos desta raça possuem média corpulência com costados de razoável arqueamento, garupa em geral pouco ampla e ligeiramente descaída, ventre volumoso e deslanado e cauda de comprimento médio. São animais do tipo bordaleiro (lã do tipo cruzado fino), de características morfofuncionais bem definidas. De forma resumida, estes animais possuem as seguintes características (ANCOSE, 1998):

ASPECTO GERAL: Estatura mediana, esqueleto bem desenvolvido, regularmente musculado, de cor branca ou preta, com aptidão predominantemente leiteira.

CABEÇA: Mediana de forma piramidal, deslanada, fronte estreita e plana, arcadas orbitárias salientes, olhos grandes, face comprida estreita de forma triangular, chanfro convexo e liso, boca rasgada de lábios grossos; cornos em ambos os sexos, de comprimento variável, de forma espiralada, rugosos, fortes na base, finos e mais claros na ponta.

TRONCO: Pescoço comprido delgado, de forma tronco cónica, sem barbela, garrote largo e pouco destacado, espáduas oblíquas compridas e estreitas, costado bem arqueado; dorso e lombo compridos e largos, garupa comprida e de regular largura; ventre volumoso, úbere de forma globosa desenvolvido com sulco mediano evidente; tetos grandes e bem desenvolvidos.

MEMBROS: Compridos, bem aprumados, finos e fortes (características próprias do pastoreio permanente). Deslanados na face interna e abaixo dos joelhos e curvilhões. Nádega pouco desenvolvida. Unhas pequenas e rijas, pigmentadas na variedade preta e quase sempre na variedade branca.

PELE: Fina, elástica e untuosa, branca e com reduzida pigmentação nas extremidades, ou preta.

VELO: Branco ou preto, pouco extenso não abrangendo a cabeça, a barriga e os membros; pouco tochado de madeixa cilíndrica ou ponteaguda; pêlos cábrios mais abundantes na parte dorsal (posterior) do animal.

LÃ: Tipo cruzada fina, pouco ondulado, toque suave ou ligeiramente áspero.

3.2. Características produtivas e reprodutivas

Os ovinos Serra da Estrela, são a segunda raça mais exploradas em Portugal, estando em primeiro lugar o Merino Branco (Matos, 2000), mas em termos de rendimento individual a raça Serra da Estrela é certamente a que proporciona maiores rendimentos aos produtores, não só devido a sua excelente capacidade leiteira, mas também devido ao valor que o leite possui na mais valia da produção do Queijo serra da Estrela.

São animais que apresentam boas características reprodutivas desde que as condições de manejo sejam as adequadas (Borrego, 1985): fertilidade de 90 a 95%, fecundidade de 110 a 140 e prolificidade de 1,2 a 1,5.

4. SOLAR E ÁREA DE DISPERSÃO

A ovelha Serra da Estrela predomina na zona centro do país, com o seu solar coincidindo com a Região Demarcada de produção do Queijo Serra da Estrela (Decreto Regulamentar n.º 42/ 85; Figura 2.1).



Figura 2.1. Solar da raça Serra da Estrela e Região Demarcada de produção do Queijo Serra da Estrela.

A área em estudo abrange a totalidade dos concelhos de Celorico da Beira, Fornos de Algodres, Gouveia, Seia, Manteigas, Penalva do Castelo, Mangualde, Nelas, Carregal do Sal e Oliveira do Hospital e ainda algumas freguesias dos concelhos de Aguiar da Beira, Trancoso, Guarda, Covilhã, Tondela, Viseu, Arganil e Tábua (Figura 2.1). Em termos

geográficos, corresponde à encosta Noroeste da Serra da Estrela e a uma zona adjacente, planáltica e ondulada, que genericamente se estende até ao rio Dão.

O solar da raça está quase totalmente incluído na Meseta Ibérica, que se caracteriza por terrenos arcaicos de natureza granítica, mostrando grandes afloramentos destas rochas, e ainda raros afloramentos xistosos (Borrego, 1982). É uma região montanhosa na qual abundam declives e os terrenos são bastantes parcelados. As condições meteorológicas nesta região não são favoráveis, porque os Verões são quentes e secos, as chuvas encontram-se mal distribuídas ao longo do ano, provocando um deficiente desenvolvimento das pastagens. Embora em alguns concelhos existam algumas linhas de água, estas secam no Verão e, não existindo barragens ou charcas, estas zonas tornam-se bastante secas.

Esta raça encontra-se também dispersa por outros pontos do país como Tomar, Torres Novas, península de Setúbal, arredores de Lisboa e Alentejo Norte, devido, principalmente, à sua fácil adaptação a diferentes condições climáticas e geográficas e à elevada capacidade leiteira (Delgado, 1988; Dinis, 1997/98).

5. CARACTERIZAÇÃO DO SISTEMA DE PRODUÇÃO/EXPLORAÇÃO

Os ovinos Serra da Estrela são animais de ciclo éstrico permanente, com o período de cobrições a durar quase todo o ano, mas com principal incidência na Primavera, nos meses de Abril, Maio e Junho, originando a maior parte dos partos em Agosto e Setembro, começando a ser ordenhadas cerca de um mês após o parto. Este sistema baseia-se na produção de Queijo Serra da Estrela que é muito procurado, principalmente na época do Natal. O período de ordenha dura até Junho, intervalo de tempo durante o qual se produz o Queijo Serra da Estrela. Para prolongar o tempo de ordenha, o desmame é feito entre os 15 e 30 dias (BORREGO, 1985), no caso dos animais de substituição eles permanecem com a mãe até aos 2 meses. A duração da época de cobrições é grande, de

modo que as malatas sejam cobertas com um ano ou menos, entre o fim de Agosto e Setembro (Dinis, 1997/98), indo parir no início do ano seguinte, sendo esta uma segunda época de parição menos importante.

Em Portugal a estimação da produção total de leite em ovelhas, é realizada segundo o método de Fleischman de acordo com o estipulado na proposta de portaria que regulamenta o contraste leiteiro da espécie ovina (Anónimo, 1997), baseada nas regras definidas pelo ICAR (2002).

A informação disponível por lactação corresponde a um mínimo de 4 observações (3 no caso de primíparas), separadas no tempo por 26 a 33 dias, da produção diária de todas as ordenhas do dia de contraste ou de uma só ordenha, conforme preconizam o método principal ou A4 e o método alternado ou AT, respectivamente. A estimativa da produção total, segundo o método de Fleischman, considera a produção diária entre dois contrastes constante e igual à média aritmética dos mesmos, o que difere da variação real da secreção láctea ao longo da lactação (Carolino *et al.*, 2003b).

Estes animais são exploradas em rebanhos, de média dimensão, com cerca de 50 ovelhas por rebanho (Carolino *et al.*, 2003b), em que na maior parte dos casos o pastor é o dono dos animais, o que revela bem a tradição pastoril desta região. Os motivos pelos quais os rebanhos são pequenos é porque existe uma estrutura agrária de pequena exploração muito parcelada com pequena dimensão.

Os rebanhos pastam em pastos naturais, em matas e baldios da região, que normalmente não tem qualquer aptidão para a agricultura. A sazonalidade da produção herbácea, faz com que, em determinadas épocas do ano em que haja falta de pastagem, se forneçam suplementos alimentares às ovelhas (Gonçalves, 1982).

Apesar de já não ser muito frequente, existem ainda alguns pastores que levam as ovelhas para as zonas mais altas, na Serra da Estrela, na época de Verão (Patto, 2000). Ainda não há muitos anos praticava-se a transumância para a serra de Montemuro, entre Junho e Agosto (Patto, 2000).

6. EVOLUÇÃO DO MELHORAMENTO NOS OVINOS SERRA DA ESTRELA

Durante muito tempo, a selecção dos ovinos Serra da Estrela, foi feita ao acaso ou consoante as necessidades da época. Mas algo é certo, esta raça possui hoje em dia, características e qualidades únicas, que têm sido alvo de um melhoramento mais cuidado nos últimos anos.

Na maioria das explorações não existe um programa de selecção, mantendo-se as ovelhas com melhores produções até que atingem os 8-9 anos (Dinis, 1997/98). No caso dos carneiros a substituição é feita de dois em dois anos, e podem ser carneiros provenientes da própria exploração, ou provenientes de outras explorações, desde que tenham sido provenientes de um parto duplo.

No caso das fêmeas, a substituição é feita tendo em conta a produção das mães e no tipo de parto, e também frequentemente pelos resultados dos contrastes.

Actualmente, os contrastes são efectuados pela ANCOSE, tendo-se verificado uma evolução crescente no número de contraste leiteiros realizados anualmente.

A metodologia até agora seguida, ainda que sendo um elemento essencial ao melhoramento genético da raça, é limitada pelas dificuldades em comparar o mérito genético de indivíduos provenientes de diferentes rebanhos, sujeitos a condições ambientais bastante diversificadas. O recurso à IA, através do Centro de Testagem de Reprodutores da ANCOSE (Esteves, 1997/98), permite a criação de ligações entre explorações e, conseqüentemente, a comparação entre animais provenientes de diferentes rebanhos, pelo que se torna possível a selecção da raça considerada na sua globalidade. A IA permite, por outro lado, a utilização de métodos de selecção mais precisos, nomeadamente o teste da descendência (Carolino *et al.*, 1995).

Como resultado do aumento do número de contrastes e de ovelhas seleccionadas com base neste método também se verificou um aumento da produção leiteira (Dinis, 1997/98; Carolino *et al.*, 2003b).

CAPÍTULO 3.

A CURVA DE LACTAÇÃO EM OVELHAS

1. INTRODUÇÃO

O rígido controlo da produção leiteira é um factor determinante para o sucesso da exploração e uma forma prática e consistente de obter este controlo é pelo estudo da curva de lactação dos animais, a qual pode ser definida como a representação da produção de leite de um animal com o decorrer do tempo, em cada lactação.

Modelos estatísticos lineares e não-lineares são normalmente utilizados na descrição de curvas de lactação, quando ajustados a dados decorrentes da produção de leite em intervalos consecutivos de tempo. Estes modelos, geralmente apresentam parâmetros relacionados com taxas crescentes e decrescentes, as quais lhes conferem a não linearidade paramétrica. Por meio de funções desses parâmetros, outras características da curva de lactação podem ser obtidas, como a produção de leite no pico, o número de dias a atingir o pico, a produção total de leite (ou produção padronizada a um determinado período de tempo – em ovinos, normalmente 120 ou 150 dias) e a persistência da lactação (Groenewald *et al.*, 1996).

2. CARACTERIZAÇÃO DA CURVA DE LACTAÇÃO EM OVINOS

A selecção de ovelhas de aptidão leite é convencionalmente baseada na produção total de leite. No entanto, a mesma quantidade de leite pode ser produzida por diferentes formas de curvas de lactação (Gipson e Grossman, 1990). É neste contexto que se enquadra uma das possíveis aplicações do estudo da variação da produção de leite ao longo da lactação. São várias as aplicações do estudo de curvas de lactação:

- Caracterização da produção e a variação da produção de leite e seus constituintes;
- Análise estatística de factores de variação genéticos e ambientais dos parâmetros do modelo que definem a curva de lactação;
- Predição de produções futuras de lactações incompletas, permitindo identificar desempenhos produtivos individuais antecipados, possibilitando uma selecção precoce dos melhores animais, reduzindo-se, assim, o intervalo entre gerações;
- Avaliação da eficácia das técnicas de manejo pela incorporação dos modelos estatísticos das curvas de lactação nos sistemas de gestão das explorações (ou associações de criadores), através das repercussões na forma da curva de lactação.

A avaliação de contrastes produtivos mensais é a norma mais usual de recolha de informação da produção leiteira de animais (ICAR, 2002). No entanto, os contrastes mensais são uma informação muito limitada, principalmente na fase inicial e ascendente da lactação (Kellogg *et al.*, 1977; Pool e Meuwissen, 1999), facto que é especialmente verdade na produção de leite de pequenos ruminantes (Gipson e Grossman, 1990; Sakul e Boylan, 1992; Pollott e Gootwine, 2001). Cobby e Le Du (1978) são da opinião que o principal problema no ajustamento de modelos a dados de lactações deve-se ao facto de o pico de produção ocorrer poucos dias após o parto, o que torna reduzida a informação disponível nesta fase, sendo por este motivo difícil e, eventualmente pouco precisa, a

estimativa de qualquer parâmetro relacionado com a fase inicial da lactação. Este facto é ainda mais evidente nas ovelhas da bacia mediterrânica, pois o manejo dos sistemas extensivos ou semi-extensivos implica a manutenção das crias para amamentação durante um período de tempo de cerca de trinta dias (Boyazoglu, 1989; Boyazoglu e Hatziminaoglou, 2002), período durante o qual ocorre o pico de produção, iniciando-se a ordenha mais tardiamente.

É importante notar que a validade de um modelo não depende só do seu bom ajustamento a dados de lactações. Cada parâmetro, para além de descrever uma propriedade geométrica da curva de lactação, deve ser interpretável biologicamente (Morant e Gnanasakthy, 1989).

3. MODELAÇÃO DA CURVA DE LACTAÇÃO

Uma curva de lactação é a representação gráfica da produção de leite no tempo pós-parto podendo, então, ser descrita por modelos matemáticos. Inúmeros autores têm investigado e aplicado modelos matemáticos à curva de lactação (Cobby e Le Du, 1978; Elston *et al.*, 1989; Fadel *et al.*, 1989; Gipson e Grossman, 1990; Sakul e Boylan, 1992; Cappio-Borlino *et al.*, 1995). Vários modelos propostos incluem a função multifásica, de seis parâmetros (Grossman e Koops, 1988). No entanto, estes autores não tiveram em consideração as relações genéticas entre animais. Alguns modelos lineares foram utilizados na modelação da curva de lactação, dos quais destacamos o modelo polinomial inverso (Nelder, 1966) e o modelo de regressão aleatória (Ali e Schaeffer, 1987). A introdução da matriz de parentescos associada a estes modelos já é possível devido à sua linearidade.

De entre estes destacamos os modelos não-lineares pelo significado simples e intuitivo dos parâmetros da curva de lactação, como resultado de estarem identificados com os aspectos mais importantes da forma da curva de produção de leite. No entanto, a

não linearidade dos modelos incrementa a sua complexidade na implementação computacional.

A função gama incompleta, mais conhecida como modelo de Wood (1967), tem sido o modelo mais usado na descrição de curvas de lactação. Inicialmente, em trabalho conduzidos em bovinos (Elston *et al.*, 1989; Pérochon *et al.*, 1996; Coulon e Pérochon, 2000), tem sido regularmente utilizado na caracterização de curvas de lactação em ovinos (Cappio-Borlino *et al.*, 1995; Cardellino e Benson, 2002), caprinos (Ruvuna *et al.*, 1995; Blanco *et al.*, 1999) e mesmo outras espécies (Castillo *et al.*, 2002). A sua utilização é justificada pela clara interpretação biológica dos seus parâmetros e ser apenas descrito com três parâmetros. No entanto, este modelo pode ajustar-se pouco às observações, especialmente quando as lactações possuem formas atípicas. Por outro lado, a implementação hierárquica do modelo de Wood numa abordagem bayesiana (Varona *et al.*, 1998; Rekaya *et al.*, 2000; Chang *et al.*, 2001; Rekaya *et al.*, 2001) permite circunscrever alguns dos problemas, pela integração de toda a informação, ainda mais com a possibilidade de utilização de métodos de Monte Carlo com cadeias de Markov, na simplificação do processo computacional.

3.1. O modelo de Wood

Wood, em 1967 propôs o modelo [3.1] que constituiu a primeira tentativa de descrever toda a lactação por um modelo matemático (Wood, 1977; Cobby e Le Du, 1978).

$$Y(t) = a t^b e^{-c t} \quad [3.1]$$

onde:

Y - produção média diária de leite na unidade de tempo t;

e - número de Nepper

a, b e c - parâmetros (positivos) que determinam a forma da curva.

Uma curva de lactação caracteriza-se pela sua escala e forma (Gipson e Grossman, 1990). Segundo os mesmos autores, as características de escala são a produção inicial e a produção máxima e as características de forma são o momento da produção máxima e a persistência. A curva representada pelo modelo [3.1] apresenta o ponto de viragem (pico de produção) em $t = b/c$, o que demonstra que b e c são parâmetros que definem a curva no pré-pico e pós-pico, respectivamente. A partir de [3.1], verificamos que os parâmetros b e c estão associados aos factores crescente t^b e decrescente $e^{-c t}$ da curva, o que está de acordo com a associação que lhes é atribuída pelo autor do modelo. O pico é independente de a , que é um factor de escala (Wood, 1967).

O momento t do pico de produção determina-se igualando a zero a 1ª derivada em ordem a t , resultando [3.2]:

$$t = \frac{b}{c} \quad [3.2]$$

A produção no pico de lactação é dada por [3.3]:

$$Y = a (b/c)^b e^{-b} \quad [3.3]$$

A definição de persistência s [3.4] do modelo de Wood é de difícil interpretação biológica. Pode, no entanto, ser utilizada na comparação de lactações (Cobby e Le Du, 1978).

$$s = -(b + 1) \ln c \quad [3.4]$$

CAPÍTULO 4.

INFERÊNCIA BAYESIANA E MÉTODOS DE MONTE CARLO COM CADEIAS DE MARKOV NA ESTIMAÇÃO DE PARÂMETROS GENÉTICOS

1. INTRODUÇÃO

A essência da abordagem bayesiana foi definida pelo padre Thomas Bayes em 1763, através do famoso teorema de Bayes (1763) no trabalho "*An essay towards solving a problem in the doctrine of chances*". Este trabalho foi lido na Royal Statistical Society pelo seu amigo Richard Price, alguns anos após a sua morte pois, Bayes, durante toda a sua vida, nunca publicou qualquer obra de cariz matemático.

Bayes reconhecia que quando pensamos na probabilidade de uma hipótese ser verdadeira, baseamos a nossa decisão no conhecimento prévio do fenómeno em estudo. Então, avaliamos a nova informação à luz desta probabilidade a priori e modificamos a nossa convicção na hipótese baseada em nova informação. Este processo pode ser repetido indefinidamente, de modo que o grau de confiança que temos em cada hipótese é sempre devido ao balanço corrente (e sempre em alteração) entre o que conhecemos antes e o novo conhecimento que os dados adicionais nos trazem.

No entanto, devido à dominância de outras correntes estatísticas e à contestação criada pela subjectividade da abordagem bayesiana, somente a partir do início da década de oitenta (1980) é que se deu o seu reaparecimento, motivado pelo recente desenvolvimento nos computadores e pelo crescente desejo em descrever fenómenos científicos cada vez mais complexos, que as antigas teorias de amostragem não tinham capacidade de resolver. Desde então, a abordagem bayesiana começou a dominar a investigação estatística, ainda mais pelo aparecimento de ferramentas computacionais que permitem uma estrutura mais flexível para a inferência estatística, ajustando-se cada vez melhor à complexidade crescente da investigação científica.

2. INFERÊNCIA BAYESIANA

Os métodos bayesianos baseiam-se no ajustamento de um modelo probabilístico a um conjunto de observações, resumindo os resultados numa distribuição de probabilidade atribuída aos parâmetros do modelo (inferência) ou a dados não observados (predição).

A interpretação bayesiana de probabilidade é baseada em medidas de credibilidade, por oposição ao ponto de vista frequentista, em que a probabilidade é o resultado de um longo processo repetitivo sempre em idênticas condições de ocorrência.

O grau de credibilidade depende do estado inicial do conhecimento de quem define essa probabilidade, reflectindo-se numa distribuição a priori de probabilidade.

Num modelo bayesiano, todos os dados desconhecidos são tratados como variáveis aleatórias, não existindo distinção fundamental entre variáveis e parâmetros. Este modelo consiste na distribuição conjunta de todos os dados conhecidos e desconhecidos. Então, condicionando os parâmetros em relação às observações (dados), obtemos a distribuição posterior dos parâmetros e dos dados desconhecidos. Esta distribuição posterior, é o objectivo da inferência bayesiana que, em geral, não pode ser obtida de uma forma exacta devido às integrações envolvidas.

Assim, a incerteza acerca dos parâmetros θ é expressa através de uma função densidade de probabilidade para estes parâmetros dado as observações, $p(\theta|y)$. Pela definição de probabilidade condicional:

$$p(\theta|y) = \frac{p(\theta, y)}{p(y)} \quad [4.1]$$

onde:

$p(\theta|y)$ é a distribuição posterior dos parâmetros dado as observações;

$p(\theta, y)$ é a distribuição conjunta dos parâmetros e das observações;

$p(y)$ é a distribuição marginal das observações.

De acordo com a teoria das probabilidades, sabemos que:

$$p(\theta, y) = p(y|\theta) p(\theta) \quad [4.2]$$

onde:

$p(y|\theta)$ é a distribuição das observações dado os parâmetros (verossimilhança);

$p(\theta)$ é a distribuição a priori dos parâmetros.

Pelo teorema de Bayes (1763):

$$p(\theta|y) = \frac{p(y|\theta) p(\theta)}{p(y)} \quad [4.3]$$

Desta forma, a densidade posterior dos parâmetros $p(\theta|y)$ pode ser calculada através da verossimilhança $p(y|\theta)$, a distribuição a priori dos parâmetros $p(\theta)$ e a distribuição marginal das observações $p(y)$.

Como a distribuição marginal das observações é constante, (não depende dos parâmetros θ), é possível re-escrever [4.3] de outra forma:

$$p(\theta | y) \propto p(y | \theta) p(\theta) \quad [4.4]$$

A densidade posterior dos parâmetros é proporcional ao produto da densidade a priori e a função de verosimilhança. A distribuição a priori é construída com base na credibilidade acerca dos parâmetros ou a partir de resultados experimentais antecedentes. A verosimilhança é a função densidade de probabilidade das observações, dados os parâmetros desconhecidos.

Como a distribuição posterior geralmente envolve mais que um parâmetro, a inferência para um parâmetro é obtida pela sua distribuição marginal. Esta marginalização da distribuição do parâmetro (θ_i) é calculada pela integração em relação aos outros parâmetros do modelo (θ_{-i}):

$$p(\theta_i | y) = \int p(\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_n | y) d\theta_{-i} \quad [4.5]$$

Para uma introdução mais pormenorizada sobre a estatística bayesiana, consultar Bernardo (2003).

Uma abordagem mais exaustiva acerca dos fundamentos da estatística bayesiana pode ser encontrada em Bernardo e Smith (1994), Gelman *et al.* (2003) e Paulino *et al.* (2003).

3. MÉTODOS DE MONTE CARLO E CADEIAS DE MARKOV

Na generalidade dos problemas actuais, que tentam ajustar-se da forma mais real possível à complexidade da natureza, é impossível analiticamente obter a sua resolução. Frequentemente, as distribuições marginais posteriores são obtidas por métodos de Monte Carlo com cadeias de Markov (do Inglês *Monte Carlo Markov chain* – MCMC).

Metropolis *et al.* (1953), foram os pioneiros no desenvolvimento dos métodos MCMC para a simulação eficiente dos níveis de energia dos átomos numa estrutura cristalina. A ideia original foi subsequentemente generalizada por Hastings (1970), mas o seu verdadeiro potencial não foi utilizado até aparecer o trabalho de Gelfand e Smith (1990), onde demonstravam a sua aplicação na estimação de integrais que aparecem geralmente no contexto da inferência bayesiana.

A ideia básica na simulação de cadeias de Markov é gerar um processo Markoviano no espaço paramétrico até convergir numa distribuição estacionária, neste caso a distribuição marginal posterior. Esta é considerada uma amostra aproximada da distribuição alvo definida. A partir desta distribuição posterior, podemos obter quartis, momentos ou outros “resumos pontuais” dos parâmetros, nomeadamente a média, a mediana, a moda, o desvio-padrão e percentis.

Os métodos MCMC são computacionalmente intensivos, nos quais uma cadeia estocástica dos valores dos parâmetros é gerada de modo que, após um número conveniente de iterações, chamado aquecimento (do Inglês *burn in*), os valores desta cadeia assume-se serem amostras de uma distribuição de probabilidade específica. Essas cadeias podem ser construídas de várias formas, nomeadamente através dos métodos de amostragem de Gibbs (Gibbs sampling; Geman e Geman, 1984; Gelfand e Smith, 1990; Gelfand *et al.*, 1990) e de Metropolis-Hastings (Metropolis *et al.*, 1953; Hastings, 1970), usados neste trabalho.

3.1. Amostragem de Gibbs

O amostrador de Gibbs foi utilizado pela primeira vez em estatística espacial e apresentado formalmente por Geman e Geman (1984) num contexto de restauração de imagem. As primeiras aplicações à inferência bayesiana foram descritas por Gelfand e Smith (1990) e Gelfand *et al.* (1990). A sua capacidade e utilização, como ferramenta de

estatística para gerar amostras de distribuições complexas provenientes da ocorrência de muitos fenômenos naturais, é inquestionável (e.g. Sorensen e Gianola, 2002).

A ideia geral do processo de amostragem de Gibbs é a de, sucessivamente, retirar amostras da distribuição condicional posterior de cada i -ésimo parâmetro de $\boldsymbol{\theta}$, condicionando a todos os parâmetros remanescentes, em que $\boldsymbol{\theta}$ tenha distribuição $p(\theta_i | \boldsymbol{\theta}_{\{-i\}})$, ou seja, retirar amostras das distribuições:

$$p(\theta_i | \boldsymbol{\theta}_{\{-i\}}) = \frac{p(\boldsymbol{\theta})}{\int p(\boldsymbol{\theta}) d\theta_i}, \quad [4.6]$$

sendo que $\boldsymbol{\theta}_{\{-i\}}$ inclui todos os parâmetros de $\boldsymbol{\theta}$, excepto θ_i . Essas distribuições são as condicionais posteriores. Assim, o amostrador de Gibbs consiste em amostrar as distribuições condicionais de todos os parâmetros desconhecidos do modelo, através do seguinte algoritmo simplificado:

1. Iniciar com $\boldsymbol{\theta} = (\theta_1^{(0)}, \theta_2^{(0)}, \dots, \theta_h^{(0)})$;
- 2.1. Obter $\theta_1^{(1)}$ da distribuição condicional de $\theta_1 | (\theta_2^{(0)}, \dots, \theta_h^{(0)})$;
- 2.2. Obter $\theta_2^{(1)}$ da distribuição condicional de $\theta_2 | (\theta_1^{(1)}, \theta_3^{(0)}, \dots, \theta_h^{(0)})$;
- ...
- 2.h. Obter $\theta_h^{(1)}$ da distribuição condicional de $\theta_h | (\theta_1^{(1)}, \dots, \theta_{h-1}^{(1)})$
3. fazer a iteração desses passos até obter a cadeia de Markov $(\theta_1^{(1)}, \dots, \theta_h^{(1)})$, ..., $(\theta_1^{(n)}, \dots, \theta_h^{(n)})$.

Sob condições de regularidade, a convergência da cadeia de Markov para uma distribuição estacionária multivariada $p(\theta_1, \dots, \theta_h)$ é garantida (Robert e Casella, 2000) de modo que, após um período de m iterações, as observações $(\theta_1^{(m+1)}, \dots, \theta_h^{(m+1)})$, ..., $(\theta_1^{(n)}, \dots, \theta_h^{(n)})$ podem ser consideradas realizações dessa mesma distribuição (distribuição

marginal posterior). Podem, então, ser obtidas estatísticas de resumo dessas amostras e usadas para realizar inferências sobre os seus valores verdadeiros.

3.2. Algoritmo de Metropolis-Hastings

O algoritmo de Metropolis Hastings (Metropolis *et al.*, 1953; Hastings, 1970), é a generalização do amostrador de Gibbs, em que as amostras podem ou não ser aceites, de acordo com um processo aleatório. Este processo de amostragem consiste em gerar e seleccionar amostras de uma distribuição proposta. Este processo é repetido indefinidamente até criar uma cadeia de Markov com distribuição estacionária. O interesse deste algoritmo prende-se com a necessidade de realizar amostragem de distribuições desconhecidas (ex.: proporcionadas por parâmetros não lineares de modelos).

A combinação entre os algoritmos de Gibbs e de Metropolis-Hastings tem sido utilizada para resolver alguns problemas de amostragem derivados de modelações cada vez mais complexas.

4. DIAGNÓSTICOS DE CONVERGÊNCIA

Apesar de robustos, existem algumas incertezas nos métodos MCMC, nomeadamente, se a amostragem está a ser obtida da distribuição objectivo, se o processo está a percorrer todo o espaço de probabilidade e se as estimativas dos parâmetros de interesse são com a precisão desejada.

Existem diversos diagnósticos de convergência que darão resposta à parte destas questões. No entanto, apesar de poderem mostrar que não se obteve a total convergência, nunca teremos a certeza se a convergência da cadeia foi atingida totalmente (Cowles e Carlin, 1996; Gilks *et al.*, 1996).

De entre os diagnósticos mais usuais, destacamos o de Raftery and Lewis (1992) e o de Geweke (1992), já que são os utilizados nesta tese. Cowles e Carlin (1996) apresentam uma revisão comparativa de diversos testes de diagnóstico e concluem que todos eles podem falhar na detecção dos tipos de erro de convergência que deveriam identificar. Apesar disso, existe confiança nestes diagnósticos, já que “um fraco diagnóstico é melhor que nenhum” (Cowles e Carlin, 1996).

5. ALGUMAS APLICAÇÕES EM MELHORAMENTO ANIMAL

Tem sido demonstrado, em alguns problemas surgidos em melhoramento animal, que a aplicação da estatística bayesiana associada aos métodos MCMC, permite a sua mais eficiente resolução, apesar da complexidade dos modelos e das distintas abordagens implementadas. Na última década, as potencialidades desta abordagem têm sido testadas com sucesso, em modelos cada vez mais complexos, fruto das exigências científicas actuais.

A aplicação da inferência bayesiana em melhoramento animal foi inicialmente sugerida por Gianola e Fernando (1986). Devido às características particulares dos dados utilizados em melhoramento animal e à sua relação (genética e ambiental), os problemas daí decorrentes são de elevada complexidade, o que não permite a sua resolução analítica (Gianola *et al.*, 1990). A introdução dos métodos de MCMC permitiu, assim, a implementação da estatística bayesiana em melhoramento animal. A primeira aplicação da amostragem de Gibbs nesta área do conhecimento foi proposta por Wang *et al.* (1993). Posteriormente, Wang *et al.* (1994a, 1994b), apresentaram uma abordagem bayesiana no estudo do tamanho da ninhada em suínos e Jensen *et al.* (1994) introduziram um modelo com efeitos maternos e genéticos aditivos na análise do peso vivo de borregos. Desde então, têm sido publicados sistematicamente trabalhos de aplicação da inferência bayesiana com métodos de MCMC em várias vertentes do melhoramento animal,

nomeadamente: em análise multivariada (Varona *et al.*, 1994), resposta à selecção (Sorensen *et al.*, 1994), modelo categórico (Sorensen *et al.*, 1995) e análise de funções de produção (Varona *et al.*, 1997).

Mais tarde, surgiram outros trabalhos sobre estimativas de parâmetros genéticos e resposta à selecção em aves (Su *et al.*, 1997) e em porcos (Blasco *et al.*, 1998; Sorensen *et al.*, 2000). Korsgaard *et al.* (2003), generalizaram a aplicação bayesiana em simultâneo com variáveis gaussianas, normais truncadas à direita, categóricas ordinais e binárias, usando a amostragem de Gibbs.

Uma descrição detalhada e discussão da aplicação da inferência bayesiana em genética e melhoramento animal existe em Gianola e Fernando (1986), Wang (1998), Blasco (2001) e Sorensen e Gianola (2002).

Abordagem sintética, com noções gerais sobre a aplicação da estatística bayesiana em genética é realizada por Shoemaker *et al.* (1999) e Beaumont e Rannala (2004).

5.1. Modelos lineares

A aplicação de modelos lineares mistos em melhoramento animal é prática corrente, devido ao carácter contínuo da grande maioria das características de interesse económico em produção animal. Este tipo de modelos, associados a variáveis de distribuição normal, é relativamente fácil de implementar (inclusive computacionalmente) numa abordagem bayesiana com métodos MCMC. Entre os primeiros trabalhos nesta área, destacamos os de Wang *et al.* (1994a) e Varona *et al.* (1994), onde os autores concluem que a amostragem de Gibbs, aparentemente, convergiu para a verdadeira distribuição posterior, proporcionando uma melhor descrição da incerteza acerca dos parâmetros genéticos do que a metodologia REML. Ugarte *et al.* (1996), num estudo de parâmetros e tendências genéticas da produção de leite em ovinos, com duas informações

a priori diferentes, verificaram densidades marginais posteriores semelhantes, evidenciando a forte influência da verosimilhança.

5.2. Modelos de limites (threshold)

Algumas características de interesse em melhoramento animal são de manifestação fenotípica binária ou sob a forma de categorias ordenadas com mais de dois níveis. Temos como exemplos a prolificidade (número de crias ao parto), a pontuação (índices) de conformação, a dificuldade ao parto (associada a níveis categóricos) e o aparecimento de uma doença no animal (doente/são) em determinado período de tempo.

Por vezes, estas variáveis são tratadas como se fossem de comportamento gaussiano. Outra forma usual de análise das variáveis categóricas é baseada num modelo de limites (Wright, 1934; Gianola, 1979), onde se assume a existência de uma variável subjacente não observável para cada indivíduo e que esta possui uma distribuição conjunta normal multivariada. O valor fenotípico observado de um animal é determinado no intervalo definido pelo(s) limite(s) imposto(s) na escala da variável subjacente.

A primeira abordagem bayesiana na implementação deste tipo de modelo em melhoramento animal foi realizada por Sorensen *et al.* (1995) na análise da displasia congénita da anca em cães Pastor Alemão.

A estimação de parâmetros genéticos do número de borregos por parto (simples/múltiplo) foi abordada por Altarriba *et al.* (1998), com metodologia bayesiana e amostragem de Gibbs, associando esta variável a uma variável contínua subjacente por aumento de dados (Tanner e Wong, 1987). Varona *et al.* (1999) compararam metodologias na estimação de parâmetros genéticos, onde abordaram uma variável categórica (facilidade de parto) de forma contínua ou discreta, associando-a a outra contínua (peso ao nascimento).

5.3. Modelos hierárquicos lineares e não lineares

A abordagem bayesiana hierárquica permite a inclusão da informação dos efeitos ambientais sistemáticos, das relações de parentesco entre animais e das correlações com outras características na estimação de parâmetros genéticos e não genéticos de variáveis subjacentes (parâmetros de modelos matemáticos -lineares ou não lineares- ou funções derivadas destes, que possuem interpretação biológica) inerentes a processos produtivos longitudinais, como a curva de produção de leite e a curva de crescimento (Varona *et al.*, 1997). Esta abordagem permite, por exemplo a limitação (ou mesmo exclusão) de lactações atípicas, por oposição a trabalhos (ver capítulo 3), em que a análise é realizada em duas fases distintas, introduzindo na segunda fase os parâmetros das curvas, estimados na primeira, como valores observados. De um modo geral, permite a redução de valores extremos dos parâmetros dos modelos (Chang *et al.*, 2002; Sorensen e Gianola, 2002).

Os modelos mistos não lineares são de difícil implementação devido à não linearidade na sua forma. As distribuições condicionais posteriores dos parâmetros não lineares dos modelos não são de forma fechada (conhecida), o que inviabiliza a utilização do amostrador de Gibbs, havendo a necessidade de utilizar, por exemplo o algoritmo de Metropolis-Hastings na sua amostragem.

Devido à sua maior fiabilidade, na última década, têm surgido muitos estudos de análise genética de dados produtivo usando esta estrutura de modelação, numa perspectiva bayesiana.

Wakefield *et al.* (1994) descrevem uma análise bayesiana hierárquica de modelos lineares e não lineares e a sua implementação através da amostragem de Gibbs, focando o estudo nas (co)variâncias residuais entre os parâmetros das curvas. Varona *et al.* (1997), generalizam o procedimento de Wakefield *et al.* (1994), na análise de variáveis biológicas

subjacentes de qualquer função de produção, pela inclusão da matriz de parentescos, considerando, assim, as (co)variâncias genéticas e residuais entre elas.

No estudo de curvas de lactação por análise bayesiana através de um modelo não linear hierárquico (função de Wood), Rekaya *et al.* (2000), utilizaram o método de amostragem de rejeição adaptativa de Metropolis, dentro de Gibbs, para gerar amostras das distribuições posteriores que possuíam forma desconhecida. Chang *et al.* (2001), com o mesmo tipo de abordagem em ovinos, usaram o algoritmo de Metropolis-Hastings para amostrar os parâmetros b e c do modelo de Wood, a partir da sua distribuição condicional posterior.

Outros autores, usaram diferentes tipos de abordagem hierárquica em curvas de lactação de vacas (Varona *et al.*, 1998; Rekaya *et al.*, 2001) e de ovelhas (Chang *et al.*, 2002), e em curvas de crescimento de aves (Mignon-Gastreau *et al.*, 2000) e de coelhos (Blasco *et al.*, 2003; Piles *et al.*, 2003).

Os métodos MCMC proporcionam, num contexto bayesiano, uma forma simples de análise de modelos lineares e não lineares mistos. A utilização da amostragem de Gibbs, associada a outros métodos MCMC, como o de Metropolis-Hastings (quando necessário), permite gerar amostras aleatórias de distribuições conhecidas e/ou desconhecidas.

PARTE II.

TRABALHO EXPERIMENTAL

CAPÍTULO 5.

ANÁLISE EXPLORATÓRIA DOS DADOS PRODUTIVOS DA OVELHA SERRA DA ESTRELA

1. INTRODUÇÃO

A Associação Nacional dos Criadores de Ovelhas Serra da Estrela (ANCOSE) é a organização que detém o espólio nacional dos dados produtivos e reprodutivos da ovelha Serra da Estrela. Já é assim desde 1945, altura do início dos registos de contrastes leiteiros realizados nesta raça.

O objectivo deste capítulo consiste na descrição da edição dos dados produtivos de 1992 a 2003, disponibilizados pela ANCOSE, e a sua abordagem exploratória, por forma a conhecer fenotipicamente esta raça nacional de ovinos.

2. EDIÇÃO DOS DADOS

Os dados que constituíram a base deste trabalho foram-nos cedidos pela Associação Nacional dos Criadores de Ovelhas Serra da Estrela (ANCOSE), referentes à base de dados genealógica e produtiva da raça, compreendendo as lactações ocorridas

entre os anos produtivos (campanhas) de 1992/93 a 2002/03. O ficheiro original era constituído por 1197766 registos de contraste, correspondentes a 189054 lactações.

A manipulação inicial dos dados foi realizada com um sistema de gestão de base de dados (FOXPRO) e para a análise exploratória dos dados foi usado o programa SPSS (1998). Foram criados um conjunto de pequenos programas para manipular a informação, criando variáveis de controlo para poder restringir as variáveis, de acordo com diferentes tipos de critérios.

Numa primeira edição de dados, de acordo com algumas deficiências, erros e omissões detectados, excluimos registos com variedade ou data de nascimento desconhecida, exploração desconhecida ou mal definida, número de lactação maior que 11 e limites nas idades ao parto, de acordo com o número de lactação (Quadro 5.1).

Quadro 5.1. Limites impostos na idade ao parto, de acordo com o número de ordem de lactação.

Ordem de lactação	Idade mínima	Idade máxima
1	11	30
2	19	41
3	31	52
4	43	63
5	55	74
6	67	85
7	79	96
8	91	107
9	103	122
10	115	123
11	128	135

Dentro das restrições e análises que se seguiram, destacamos aquelas que, por serem mais importantes, limitaram a base de dados.

De acordo com Anónimo (1997), para que se possa considerar uma lactação válida têm que se verificar determinados intervalos temporais. Assim, definimos limitações

para o n.º de contrastes por lactação, considerando 4 como mínimo (podendo ser 3 no caso das primíparas) e 9 como máximo. Restringimos o limite de dias que medeia o parto e o primeiro contraste entre 5 e 75 dias. Definimos o intervalo entre dois contraste sucessivos de 26 a 33 dias, podendo um deles estar no intervalo [33-66] dias.

Criámos restrições para a produção, balizando os valores diários entre 200 e 3000 ml, podendo ter produções mínimas por ordenha de 100 ml (ICAR, 2002) e máximas de 2000 ml. Posteriormente calculámos as produção de leite padronizadas e total pelo método de Fleischman.

Após o conjunto de restrições realizadas, ficámos com um ficheiro de 909429 registos de contraste leiteiro, que correspondem a 153143 partos (lactações). Este ficheiro foi depois separado em dois, de acordo com os dados de cada variedade, Branca e Preta (Quadro 5.2). A proporção de animais da variedade Branca (75,7%) é superior à da variedade Preta (24,3%). Tal facto era esperado, mas parece não corresponder à proporção estimada para o efectivo total da raça Serra da Estrela (Carolino *et al.*, 2003a).

Quadro 5.2. Resumo das características dos ficheiros de trabalho, de acordo com a variedade, Branca e Preta.

	Var. Branca	var. Preta
N.º de registos (contrastes)	688556	220873
N.º de lactações	116579	36564
N.º de animais	51541 (75,7%)	16505 (24,3%)
N.º de contrastes por lactação	5,91	6,04
N.º de lactações por animal	2,26	2,22

3. ANÁLISE EXPLORATÓRIA DOS DADOS

Após a edição dos dados realizámos um estudo sintético dos valores de algumas variáveis.

Apresentamos nos quadro 5.3 e 5.4 um resumo descritivo de algumas variáveis mais importantes após a edição dos dados.

Quadro 5.3. Análise descritiva de todas as lactações (n=153143).

	Min.	Máx.	Média	Desv. Pad.
Tipo de parto	1	4	1,4	0,5
Ordem de parto	1	11	3,7	2,1
Idade (meses)	11	135	44,5	24,3
Dur. lactação	76	314	199,6	47,6
N.º de contrastes	3	9	5,9	1,5
Dias últ. contraste	62	300	185,6	47,6
IP1C	5	75	37,7	13,9
IEC	26	65	30,0	2,2
PL120	17800	315050	115570,7	36967,9
PL150	17800	374750	132759,8	43367,3
PLTOT	17800	527950	160438,8	61238,2

IP1C – Intervalo pero-1.º contraste; IEC – Intervalo entre contrastes.

Quadro 5.4. Análise descritiva das lactações para as variedades Branca (n=116579) e Preta(n=36564).

	Variedade Branca				Variedade Preta			
	Min.	Máx.	Média	DP	Min.	Máx.	Média	DP
Tipo de parto	1	4	1,4	0,5	1	4	1,4	0,5
Ordem de parto	1	11	3,7	2,1	1	11	3,8	2,1
Idade (meses)	11	133	44,3	24,3	11	135	45,1	24,3
N.º contrastes	3	9	5,9	1,5	3	9	6,0	1,5
Dur. lactação	76	314	198,2	47,2	77	314	203,9	48,5
Dias últ. Contr.	62	300	184,2	47,2	63	300	189,9	48,5
IEC	26	65	29,9	2,2	26	63	30,1	2,2
IP1C	5	75	37,4	13,7	5	75	38,7	14,4
PL120	17800	315050	115670,6	36951,4	24000	302850	115252,4	37019,2
PL150	17800	374750	132853,0	43569,6	25200	368150	132462,7	42715,2
PLTOT	17800	495450	160016,6	61716,4	25200	527950	161785,3	59668,8

IP1C – Intervalo pero-1.º contraste; IEC – Intervalo entre contrastes.

Genericamente não se verificaram diferenças na produção de leite entre as variedades Branca e Preta (Quadro 5.4). Os intervalos entre partos médios ocorrem cada 30 dias, em média e o número de dias médio entre o parto e o primeiro contraste é de 37,4 e 38,7, para as variedades Branca e Preta, respectivamente.

A distribuição de lactações por número de ordem de parto (Quadro 5.5), evidencia um maior número de lactações (cerca de 38%) nas ordens de parto 2 e 3. Este factor é corroborado por Carolino *et al.* (2003), usando uma base de dados parcial, à utilizada neste trabalho.

O número inferior de lactações, relativas ao primeiro parto pode ser devido ao facto de uma parte das primíparas parirem na Primavera, facto que impede a sua inclusão no contraste leiteiro.

Quadro 5.5. Frequência de lactações por ordem de lactação, por variedade.

OL	Variedade Branca		Variedade Preta	
	n	%	n	%
1	17086	14,7	4672	12,8
2	23483	20,1	7331	20,0
3	20838	17,9	6735	18,4
4	17771	15,2	5688	15,6
5	13681	11,7	4378	12,0
6	10209	8,8	3317	9,1
7	6864	5,9	2237	6,1
8 ^a	6647	5,7	2206	6,0

Nesta ordem de lactação já estão consideradas as subsequentes até 11.

A distribuição de lactações por concelho manifesta uma preponderância da variedade Branca, excepto para o Concelho de Carregal do Sal. Tendo em consideração estes dados, em todos os Concelhos existe produção da variedade Branca e na Guarda e Portalegre é a única variedade existente, talvez pelo facto de existirem poucas lactações e representarem um número reduzido de explorações.

Quadro 5.6. Distribuição geográfica, por concelho, do n.º de lactações, por variedade.

Concelho	Variedade Branca		Variedade Preta	
	n	%	n	%
Arganil	2989	2,6	152	0,4
Carregal do Sal	6355	5,5	8174	22,4
Celorico da Beira	27299	23,4	728	2,0
Covilha	185	0,2	37	0,1
Fornos de Algodres	13872	11,9	347	0,9
Gouveia	8607	7,4	2052	5,6
Guarda	3226	2,8	-	-
Mangualde	5842	5,0	1308	3,6
Nelas	10447	9,0	2334	6,4
Oliveira do Hospital	14603	12,5	12916	35,3
Penalva do Castelo	4969	4,3	376	1,0
Portalegre	556	0,5	-	-
Santa Comba Dão	1638	1,4	294	0,8
Seia	4700	4,0	4676	12,8
Tábua	3387	2,9	965	2,6
Tondela	6927	5,9	1947	5,3
Viseu	977	0,8	258	0,7

Relativamente à distribuição do número de lactações por tipo de parto, verificámos uma supremacia de partos simples (60 a 65%), sendo os partos triplos e quádruplos em número muito baixo (0,5 a 0,8%).

A distribuição do n.º de lactações por mês de parto (Figura 5.1), mostra uma sazonalidade de partos, com preponderância nos meses de setembro e Outubro, correspondendo à principal época de parição. Esta distribuição era esperada, coincidindo, em proporção com a do trabalho de Carolino *et al.* (2003b).

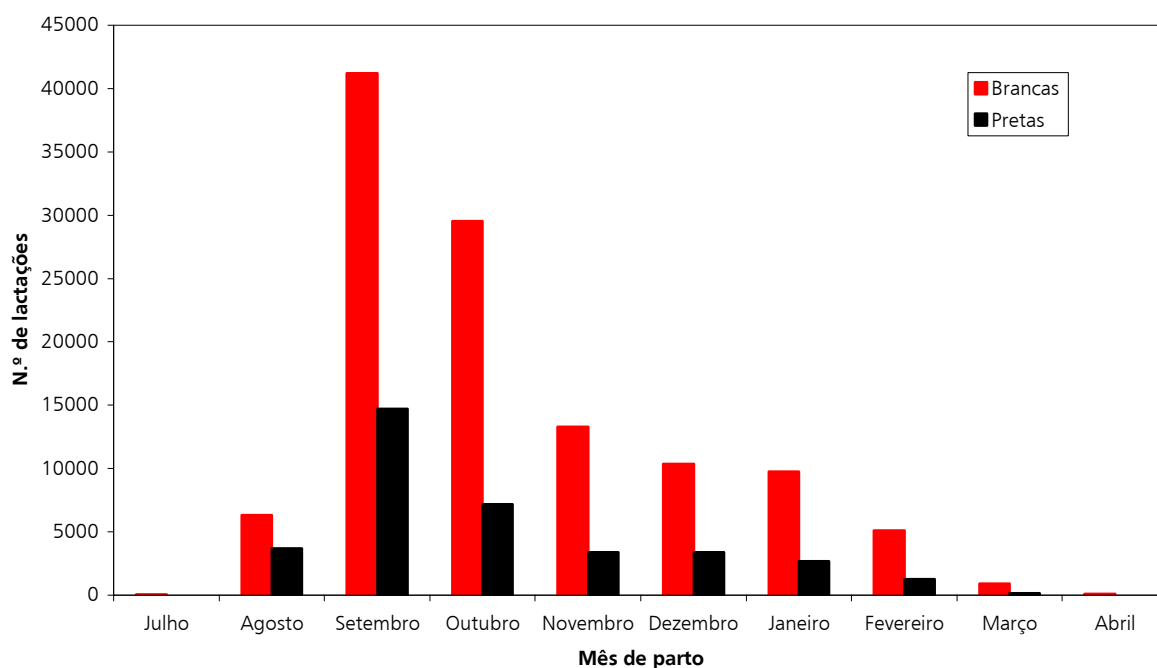


Figura 5.1. Distribuição do n.º de lactações por mês de parto.

Na figura 5.2, estão representadas as “curvas” de produção diária de leite, de acordo com o número de contraste. Não se verifica um pico de lactação na fase inicial da curva, devido ao primeiro contraste já ser realizado, em média () após esse período, resultando o valor médio de produção neste primeiro contraste, do conjunto de valores individuais de lactações com o contraste antes ou depois do pico. Como a representação de contrastes recolhidos antes do pico é muito baixa, o peso destes na média do contraste é inferior à dos que são recolhidos após este ocorrer.

Apresentamos no quadro 5.7 a evolução temporal dos contrastes leiteiros, por variedade. O primeiro contraste encontra-se dentro dos limites definidos no regulamento (Anónimo, 1997). A diferença entre a média de dias de cada contraste com o seu antecedente é cerca de 30 dias para todos os contrastes, o que revela a indicação de manutenção destes intervalos entre partos dentro do estipulado (Anónimo, 1997).

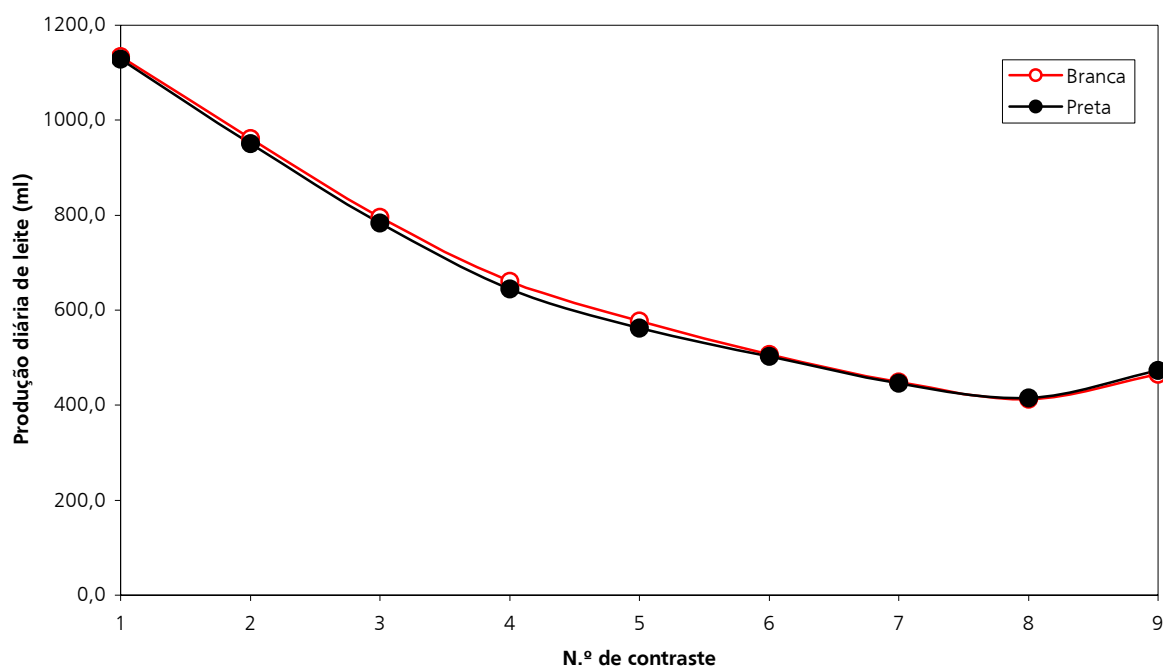


Figura 5.2. Curvas de produção de leite, de acordo com o número de contraste, por variedade.

Quadro 5.7. Média±desvio padrão, mínimo e máximo do número de dias em que ocorrem cada um dos contrastes nas lactações das variedades Branca e Preta.

NC	Variedade Branca				Variedade Preta			
	n	min.	Máx.	Média±DP	n	min.	Máx.	Média±DP
1	116579	5	75	37,4±13,7	36564	5	75	38,7±14,4
2	116579	31	138	67,4±13,8	36564	31	126	68,7±14,6
3	116579	60	170	97,4±14,0	36564	59	161	98,7±14,8
4	110525	87	199	127,9±14,1	35019	89	192	129,3±14,9
5	92816	115	223	157,8±13,9	30123	118	224	159,6±14,6
6	71158	145	256	188,1±13,7	23032	148	254	190,4±14,5
7	46794	173	278	218,5±13,3	16100	178	273	221,4±14,1
8	17133	202	296	247,0±12,3	6819	207	299	249,2±12,3
9	393	238	300	274,7±12,0	88	247	300	277,4±11,7

NC – Número de contraste; DP – desvio padrão.

CAPÍTULO 6.

ESTIMAÇÃO DE PARÂMETROS GENÉTICOS DA PRODUÇÃO DE LEITE E PROLIFICIDADE ATRAVÉS DE UM MODELO LINEAR-CATEGÓRICO

1. INTRODUÇÃO

Apesar da produção de leite ser a principal característica económica nos ovinos Serra da Estrela (através da sua transformação em queijo), é evidente o interesse cada vez maior pela produção de carne, através da comercialização dos borregos de leite logo após o seu desmame aos 30 - 40 dias de idade, com peso entre 7 e 10 kg (borrego canastra). É de salientar que este produto já está reconhecido como sendo de Denominação de Origem Protegida (DOP; CE, 1996). Será, portanto, interessante o estudo genético da prolificidade e a sua relação com a produção de leite, tendo em vista o incremento simultâneo do valor das duas características de interesse económico.

São conhecidas poucas estimativas de heritabilidade para a prolificidade em ovelhas (Olesen *et al.*, 1994; Analla *et al.*, 1997; Haggert, 2002), nomeadamente as estimadas por inferência bayesiana (Altarriba *et al.*, 1998), bem como estimativas de correlações entre esta e a produção de leite (Kominakis *et al.*, 1998; Ligda *et al.*, 2000).

No caso da ovelha Serra da Estrela não se conhecem estimativas recentes de parâmetros genéticos, estando apenas disponível um trabalho (Delgado, 1988) em que é estimada a heritabilidade e a repetibilidade para a produção de leite com metodologia de Máxima Verosimilhança.

O objectivo principal deste capítulo é a estimação de componente de (co)variância para as características prolificidade e produção de leite padronizada a 120 dias de lactação. Também estudámos as tendências genéticas e ambientais sistemáticas das características. Para isso, utilizámos um modelo animal bivariado que inclui uma característica categórica binária e outra contínua, através de uma abordagem bayesiana com amostragem de Gibbs.

2. MATERIAL

A partir da base de dados utilizada no Capítulo 5, criámos 2 conjuntos de dados de acordo com a variedade (Branca e Preta) pois, como os animais das duas variedades não estão geneticamente relacionados entre si, foram tratados distintamente.

Obtivemos, assim, 36564 registos de lactações das ovelhas da variedade Preta e 116579 das ovelhas da variedade Branca. No entanto, para permitir um melhor preenchimento das classes dentro de cada um dos efeitos considerados no modelo a propor, tivemos que realizar algumas restrições (Quadro 6.1), ficando, então, com 35152 registos de lactações das ovelhas da variedade Preta e 114929 registos de lactações das ovelhas da variedade Branca. De entre estas restrições, destacamos a eliminação de rebanhos com menos de 20 ou 30 registos de lactação, respectivamente, para as variedades Preta e Branca, a associação em duas classes dos meses de produção "Julho e Agosto" e "Janeiro a Abril", ficando um total de 6 classes de estações de produção e a associação dos partos duplos, triplos e quádruplos na classe "múltiplo" (Quadro 6.1).

Quadro 6.1. Número de lactações, de animais e número de classes de cada efeito após a edição dos dados com algumas restrições referidas.

Característica/Efeito	Restrições/outros aspectos	Var. Preta	Var. Branca
Lactações		35152	114929
Animais com registo		15660	50251
Total de animais		15841	50683
Animais com pai conhecido		2192	5852
Animais com mãe conhecida		2167	5850
Rebanhos ¹	Eliminação de rebanhos com menos de 20 (variedade Preta) ou 30 (variedade Branca) registos de lactação	194	470
Estações de produção ¹	Criação das classes: Julho-Agosto e Janeiro-Abril	6	6
Anos de produção	De 1992/1993 a 2002/2003	11	11
Ano*Estação	Jul-Ago/1992 a Jan-Abr/2003	66	66
Ordem de lactação	O código de lactação 8 inclui lactações das ordens de lactação 8 a 11	8	8
Idade (meses)	Ver Quadro 5.1	11 a 135	11 a 133
Prolificidade (n.º de borregos por parto)	Simple	21125 (60,1%)	74283 (64,6%)
	Associação dos partos duplos, triplos e quádruplos na classe "múltiplo"	14027 (39,9%)	40646 (35,4%)
	Prolificidade média	1,40±0,49	1,35±0,48
Produção média de leite aos 120 dias (litros)		115,4±37,1	115,9±36,9

¹ Com estas restrições, asseguraram-se grupos de contemporâneas no efeito Ano*Estação com um número mínimo de 118 animais para a variedade Branca e 43 animais para a variedade Preta.

Apresentamos nos quadros 6.2, 6.3 e 6.4 a evolução média das variáveis em análise, para cada uma das variedades, de acordo com as classes de alguns efeitos não genéticos utilizados no modelo a propor.

No quadro 6.2. verificamos o aumento da PL120 e da PROL até à 5.ª ordem de lactação, a partir da qual decresce até valores sempre superiores aos verificados na primeira lactação. Exceptuando a primeira lactação, os valores de PL120 são sempre

superiores para a variedade Branca. Pelo contrário, os valores da PROL, para cada ordem de lactação, são sempre superiores na variedade Preta.

Quadro 6.2. Evolução média da produção de leite aos 120 dias (PL120; litros) e da prolificidade (PROL; n.º de borregos por partos), por n.º de ordem de lactação.

OL	Variedade Preta			Variedade Branca		
	n	PL120	PROL	n	PL120	PROL
1	4545	103,7±32,6	1,11±0,32	16858	100,1±31,8	1,08±0,27
2	7091	114,5±35,3	1,30±0,46	23154	115,1±34,4	1,25±0,44
3	6481	119,1±37,2	1,43±0,49	20466	120,1±37,1	1,40±0,49
4	5456	119,5±38,4	1,49±0,50	17493	120,8±37,8	1,45±0,50
5	4187	120,5±38,7	1,53±0,50	13479	121,1±38,4	1,48±0,50
6	3175	117,8±38,2	1,51±0,50	10103	120,1±38,6	1,47±0,50
7	2127	115,1±37,6	1,51±0,50	6791	117,6±37,7	1,46±0,50
8-11	2090	107,6±35,9	1,47±0,50	6585	114,3±37,0	1,45±0,50

OL – Ordem de lactação.

A PL120 apresenta um comportamento diferenciado de acordo com a estação de produção (Quadro 6.3), sendo máxima em Setembro (Preta) e Julho/Agosto (Branca). Este facto é devido à maior disponibilidade forrageira nos períodos de Outono e Inverno, proporcionando, assim, maior capacidade de manifestação fenotípica para aquela característica. De forma análoga, a PROL apresenta valores máximos na estação Julho/Agosto. Neste caso, será a disponibilidade forrageira de Primavera e a existência de fotoperíodos crescentes na época de cobrição (Abril/Maio) que proporcionam valores superiores nesta característica.

A PROL e a PL120 apresentam uma evolução oscilante ao longo do tempo (quadro 6.4), com valores inferiores na última campanha produtiva estudada (2002/03) em relação à primeira (1992/93). Não podemos, no entanto, afirmar que existe uma tendência negativa quer da PL120 quer da PROL, já que o número de lactações usadas para cada ano produtivo são muito dispares. Entretanto, verificamos que os anos de maior

produção de leite, para as duas variedades, foram 1995/96 e 1999/00, enquanto as maiores prolificidades se atingiram em 1995/96, para a variedade Preta, e em 1993/94, para a variedade Branca.

Quadro 6.3. Evolução média da produção de leite aos 120 dias (PL120; litros) e da prolificidade (PROL; n.º de borregos por partos), por estação de produção (mês de parto).

EP	Variedade Preta			Variedade Branca		
	n	PL120	PROL	n	PL120	PROL
Jan-Abr	4025	105,9±33,3	1,16±0,37	15670	102,3±31,0	1,12±0,32
Jul-Ago	3608	121,6±36,7	1,56±0,50	6271	125,8±41,0	1,47±0,50
Set	14235	122,8±39,3	1,47±0,50	40556	122,1±38,5	1,45±0,50
Out	6759	110,5±34,2	1,39±0,49	29108	116,8±36,2	1,38±0,49
Nov	3244	105,9±32,5	1,34±0,47	13091	111,2±34,6	1,32±0,47
Dez	3281	107,1±33,3	1,29±0,46	10233	109,6±33,6	1,23±0,42

EP – Estação de produção (mês de parto).

Quadro 6.4. Evolução média da produção de leite aos 120 dias (PL120; litros) e da prolificidade (PROL; n.º de borregos por partos), por ano de produção (campanha).

AP	Variedade Preta			Variedade Branca		
	n	PL120	PROL	n	PL120	PROL
1992/93	2067	119,8±32,9	1,42±0,49	5278	117,4±35,5	1,39±0,49
1993/94	2848	107,7±30,8	1,39±0,49	8056	111,2±33,8	1,41±0,49
1994/95	3485	111,7±33,2	1,41±0,49	9735	112,5±35,6	1,38±0,49
1995/96	3446	123,4±39,0	1,44±0,50	10819	123,9±37,8	1,39±0,49
1996/97	3619	111,4±34,4	1,43±0,50	11616	109,5±33,6	1,39±0,49
1997/98	3981	112,3±35,6	1,41±0,49	13199	116,7±35,7	1,35±0,48
1998/99	3663	119,6±38,6	1,36±0,48	13479	121,6±38,1	1,32±0,46
1999/00	3980	121,8±37,8	1,40±0,49	13822	123,1±36,7	1,33±0,47
2000/01	3283	116,4±36,9	1,37±0,48	12737	120,3±34,3	1,33±0,47
2001/02	2961	115,2±38,6	1,37±0,48	9712	116,2±34,1	1,35±0,48
2002/03	1819	104,1±46,5	1,36±0,48	6476	85,4±39,1	1,27±0,44

AP – Ano de produção (campanha).

3. METODOLOGIA

3.1. Modelo

Assumimos que os dados seguem um modelo animal bivariado linear-categórico com duas categorias para a característica prolificidade (simples vs. múltiplo) e com a produção de leite padronizada aos 120 dias, seguindo uma distribuição contínua normal.

O modelo discreto usado relaciona a resposta observada binária com uma variável subjacente teórica contínua gaussiana. A relação entre as duas escalas (categórica e contínua) é estabelecida pelos limites definidos, sendo, neste caso, apenas um. Estabelecemos que se obtém uma resposta na primeira categoria quando o valor da variável normal subjacente é menor que o valor do limite, acontecendo o inverso quando o valor da variável normal subjacente é maior que o valor do limite imposto.

As variáveis produção de leite aos 120 dias e a variável subjacente relacionada com a prolificidade seguem o seguinte modelo:

$$Y_{ijklm} = R_i + AE_j + OL_k + c_1 * id + c_2 * id^2 + a_l + perm_m + e_{ijklm} \quad [6.1]$$

onde (considera-se primeiro o número de níveis da variedade Preta e depois da Branca):

Y_{ijklm} é o vector das observações das duas variáveis (PL120 e variável subjacente à prolificidade)

R_i é o efeito rebanho ($i=1, \dots, 194/470$)

AE_j é o efeito conjunto Ano e Estação de parto ($j=1, \dots, 66$)

OL_k é a ordem de lactação ($k=1, \dots, 8$)

c_1 e c_2 são os coeficientes de regressão associados à representação linear e quadrática da idade ao parto

Id é a idade ao parto (em meses)

\mathbf{a}_i é o efeito genético aditivo do animal ($i=1, \dots, 15841/50683$)

perm_m é o efeito ambiental permanente ($m=1, \dots, 15660/50251$)

\mathbf{e}_{ijklm} é o efeito residual de cada observação

Assume-se, para o modelo, que os animais não são consanguíneos, não existe interação genótipo-ambiente e todos os outros factores ambientais não incluídos no modelo contribuem para a variabilidade residual. Não existem dados em falta para qualquer uma das características.

De forma matricial, podemos escrever os dois modelos como:

$$\begin{pmatrix} \mathbf{y}_{PL120} \\ \mathbf{U}_{PROL} \end{pmatrix} \sim N \left(\begin{pmatrix} \mathbf{X}_1 \boldsymbol{\beta}_{1_{PL120}} + \mathbf{X}_2 \boldsymbol{\beta}_{2_{PL120}} + \mathbf{X}_3 \boldsymbol{\beta}_{3_{PL120}} + \mathbf{X}_4 \boldsymbol{\beta}_{4_{PL120}} + \mathbf{Z}_1 \mathbf{a}_{PL120} + \mathbf{Z}_2 \boldsymbol{\rho}_{PL120} \\ \mathbf{X}_1 \boldsymbol{\beta}_{1_{PROL}} + \mathbf{X}_2 \boldsymbol{\beta}_{2_{PROL}} + \mathbf{X}_3 \boldsymbol{\beta}_{3_{PROL}} + \mathbf{X}_4 \boldsymbol{\beta}_{4_{PROL}} + \mathbf{Z}_1 \mathbf{a}_{PROL} + \mathbf{Z}_2 \boldsymbol{\rho}_{PROL} \end{pmatrix}, \mathbf{I} \otimes \mathbf{R} \right) \quad [6.2]$$

onde \mathbf{y}_{PL120} representa o vector de respostas da produção de leite aos 120 dias, \mathbf{U}_{PROL} a resposta da variável subjacente relacionada com os valores de prolificidade, $\boldsymbol{\beta}_1$ os efeitos do rebanho, $\boldsymbol{\beta}_2$ os efeitos do ano/mês (estação) de parto, $\boldsymbol{\beta}_3$ os efeitos da ordem de parto, $\boldsymbol{\beta}_4$ as covariáveis linear e quadrática da idade ao parto, \mathbf{a} os valores genéticos aditivos e $\boldsymbol{\rho}$ os valores dos efeitos ambientais permanentes; $\mathbf{X}_1, \mathbf{X}_2, \mathbf{X}_3, \mathbf{X}_4, \mathbf{Z}_1$ e \mathbf{Z}_2 são matrizes de incidência que associam os dados com os efeitos respectivos; \mathbf{R} é uma matriz 2x2 das (co)variâncias dos resíduos e \mathbf{I} é a matriz identidade.

Que se pode escrever de forma simplificada por:

$$\mathbf{Y} = \mathbf{W}\boldsymbol{\theta} + \mathbf{E} \quad [6.3]$$

onde:

$$\mathbf{Y} = \begin{bmatrix} \mathbf{y}_{PL120} \\ \mathbf{U}_{PROL} \end{bmatrix} \text{ é a matriz das observações, } \mathbf{W} = \begin{bmatrix} \mathbf{X}_{PL120_i} & \mathbf{Z}_{PL120_j} & 0 \\ 0 & \mathbf{X}_{PROL_i} & \mathbf{Z}_{PROL_j} \end{bmatrix} \text{ (com } i=1,$$

$$2, 3, 4 \text{ e } j=1, 2) \text{ é a matriz das matrizes de incidência, } \boldsymbol{\theta} = \begin{bmatrix} \boldsymbol{\beta}_{PL120_i} & \mathbf{a}_{PL120} & \boldsymbol{\rho}_{PL120} \\ \boldsymbol{\beta}_{PROL_i} & \mathbf{a}_{PROL} & \boldsymbol{\rho}_{PROL} \end{bmatrix}$$

(com $i=1, 2, 3, 4$) é a matriz dos efeitos não genéticos, genético aditivo e ambiental

permanente e $\mathbf{E} = \begin{bmatrix} \mathbf{e}_{PL120} \\ \mathbf{e}_{PROL} \end{bmatrix}$ é a matriz dos resíduos.

A resposta à prolificidade foi modelada, dada a variável subjacente desconhecida, com a seguinte distribuição:

$$p(\mathbf{y}_{PROL} | \mathbf{U}_{PROL}) = \prod_{i=1}^n f(\mathbf{y}_{iPROL} | \mathbf{U}_{iPROL}) = \prod_{i=1}^n 1(\mathbf{U}_{iPROL} < t) 1(\mathbf{y}_{iPROL} = 1) + 1(\mathbf{U}_{iPROL} > t) 1(\mathbf{y}_{iPROL} = 2) \quad [6.4]$$

onde t é o limite que define as duas categorias de resposta (1 - parto simples; 2 - parto múltiplo). Como a escala subjacente é arbitrária para a variável categórica PROL, em relação à média e variância, devemos impor determinadas condições por forma a garantir a sua identificação. Neste caso, em que temos uma variável binária, Sorensen *et al.* (1995) referem-se a uma parametrização padrão, assumindo a variância residual o valor 1 e o limite (*threshold*) o valor $t=0$.

3.2. Distribuições a priori

As distribuições a priori dos efeitos rebanho, ano/mês (estação) de parto e ordem de lactação e das covariáveis linear e quadrática da idade ao parto assumem-se ser uniformes entre intervalos de valores esperados:

$$p(\beta_{1_{PL120}}, \beta_{2_{PL120}}, \beta_{3_{PL120}}, \beta_{4_{PL120}}) \sim U(-1000, 1000)$$

$$p(\beta_{1_{PROL}}, \beta_{2_{PROL}}, \beta_{3_{PROL}}, \beta_{4_{PROL}}) \sim U(-100, 100)$$

As distribuições a priori dos efeitos genéticos aditivos e dos efeitos ambientais permanentes assumem-se normais multivariadas:

$$p(\mathbf{a}_{PL120}, \mathbf{a}_{PROL}) \sim N(0, \mathbf{A} \otimes \mathbf{G}_a)$$

$$p(\mathbf{p}_{PL120}, \mathbf{p}_{PROL}) \sim N(0, \mathbf{I} \otimes \mathbf{G}_p)$$

onde \mathbf{A} é a matriz de parentescos aditiva, \mathbf{G}_a é a matriz de (co)variâncias genéticas aditivas, \mathbf{I} é uma matriz identidade, \mathbf{G}_p é a matriz de (co)variâncias ambientais permanentes.

As distribuições a priori das (co)variâncias genéticas aditivas e ambientais permanentes ajustam-se a distribuições Wishart invertidas:

$$p(\mathbf{G}_a) \sim IW(\mathbf{G}_{a_0}, 5)$$

$$p(\mathbf{G}_p) \sim IW(\mathbf{G}_{p_0}, 5)$$

onde \mathbf{G}_{a_0} e \mathbf{G}_{p_0} são matrizes diagonais, cada uma com elementos com 1/3 do valor total da variância.

Existem duas distribuições a priori para a matriz \mathbf{R} , já que o componente da variância residual da PROL, assumimos ter o valor fixo 1. A distribuição a priori da variância da PL120 é qui-quadrado invertida:

$$p(\mathbf{R}_{PL120}) \sim \chi^{-2}(\sigma_0^2, 5),$$

onde σ_0^2 possui 1/3 do total da variância. A distribuição a priori da correlação entre a PROL e PL120 é uniforme:

$$p(\mathbf{R}_{PL120.PROL}) \sim U(-1, 1).$$

3.3. Distribuição posterior conjunta

A partir da verosimilhança e as distribuições a priori definidas anteriormente, podemos obter a distribuição posterior conjunta de todos os parâmetros e os dados aumentados θ , \mathbf{G}_a , \mathbf{G}_p , \mathbf{R}_{PL120} , $\mathbf{R}_{PL120.PROL}$ e \mathbf{U}_{PROL} , dada a informação e todas as distribuições a priori:

$$p(\theta, \mathbf{G}_a, \mathbf{G}_p, \mathbf{R}_{PL120}, \mathbf{R}_{PL120.PROL}, \mathbf{U}_{PROL} | y_{PL120}, y_{PROL}) \propto$$

$$p(y_{PROL} | U_{PROL}) p(y_{PL120}, U_{PROL} | \theta, R_{PL120}, R_{PL120.PROL}) \times \\ \times p(\theta | G_a, G_p) p(G_a) p(G_p) p(R_{PL120}) p(R_{PL120.PROL}) \quad [6.5]$$

3.4. Distribuições condicionais posteriores

A partir da distribuição posterior conjunta [6.5], são derivadas em ordem a cada um dos parâmetros de interesse, as distribuições condicionais posteriores, necessárias para proceder à amostragem de Gibbs (Geman e Geman, 1984; Gelfand e Smith, 1990).

A integração da variável subjacente na amostragem de Gibbs foi realizada através do aumento de dados (*data augmentation*; Sorensen e Gianola, 2002).

As distribuições condicionais posteriores para os efeitos do rebanho, do ano/mês (estação) de parto, da ordem de lactação, das covariáveis linear e quadrática da idade ao parto, ambientais permanentes e genéticos aditivos são distribuições normais univariadas. As distribuições condicionais posteriores para os componentes de (co)variância são distribuições Wishart invertidas (Varona *et al.*, 1999). Para o caso da variável subjacente aumentada, esta distribuição é normal truncada, como descrito por Sorensen *et al.* (1995).

3.5. Amostragem de Gibbs

O algoritmo de amostragem de Gibbs (Geman e Geman, 1984; Gelfand e Smith, 1990) foi implementado, através de um software específico desenvolvido em Fortran 77, por forma a obter amostras autocorrelacionadas a partir das distribuições condicionais posteriores e, subsequentemente, das distribuições marginais posteriores de todos os parâmetros desconhecidos no modelo.

Os parâmetros desconhecidos (β , a , $perm$, G_a , G_p) foram obtidos, para todas as lactações, usando a amostragem de Gibbs. Os parâmetros R_{PL120} e $R_{PL120.PROL}$ foram amostrados por um processo de Metropolis-Hastings.

A implementação foi a seguinte:

1. Imputar valores iniciais para cada um dos parâmetros desconhecidos;
2. Gerar a variável subjacente mediante distribuição normal univariada truncada;
3. Gerar β das distribuições normais univariadas;
4. Gerar a e $perm$ das distribuições normais univariadas;
5. Gerar G_a da distribuição Wishart invertida;
6. Gerar G_p da distribuição Wishart invertida;
7. Gerar R_{PL120} através de Metropolis-Hastings;
8. Gerar $R_{PL120.PROL}$ através de Metropolis-Hastings;
9. Voltar ao passo 2, e realizar este procedimento 500000 vezes.

3.6. Análises pós amostragem de Gibbs

A partir do algoritmo de Gibbs, obtivemos cadeias de Markov das (co)variâncias genéticas aditivas, ambientais permanentes e residuais das variáveis PROL e PL120. A partir das fórmulas usuais de cálculo da heritabilidade, repetibilidade e correlações:

$$h^2(X) = \frac{\sigma_a^2(X)}{\sigma_a^2(X) + \sigma_{perm}^2(X) + \sigma_e^2(X)} \quad [6.6]$$

$$r(X) = \frac{\sigma_a^2(X) + \sigma_{perm}^2(X)}{\sigma_a^2(X) + \sigma_{perm}^2(X) + \sigma_e^2(X)} \quad [6.7]$$

$$r_i(X \cdot Y) = \frac{\sigma_i(X \cdot Y)}{\sqrt{\sigma_i^2(X) * \sigma_i^2(Y)}} \quad [6.8]$$

com X e Y sendo PL120 ou PROL e i sendo a , $perm$ ou e , obtivemos cadeias amostrais de Gibbs das heritabilidades e repetibilidades de PL120 e PROL e das correlações genéticas aditivas, ambientais permanentes e residuais entre PL120 e PROL (Wang *et al.*, 1994b).

Através deste processo iterativo de amostragem, obtivemos cadeias de Markov de 500000 iterações, com espaçamento entre as iterações amostradas (*thin*) de 5 e com um

período de aquecimento (*burn-in*) de 10000 iterações. O período de aquecimento definido foi baseado na avaliação subjectiva dos traçados das cadeias de Markov. Apesar das cadeias parecerem convergir, de um modo geral, a partir das primeiras 1000 a 5000 iterações, foi usado um critério mais conservador para garantir a estacionaridade das cadeias das quais se retiram inferências. As inferências genéticas e não genéticas foram realizadas, portanto, considerando as 98000 iterações restantes.

Das distribuições posteriores foram obtidas estatísticas pontuais e de dispersão como a mediana, a moda, a média, o desvio padrão e o intervalo de credibilidade a 95%.

3.7. Convergência, tamanho efectivo das amostras e erro de Monte Carlo

Analísamos a convergência das cadeias de Markov resultantes do processo, usando os diagnósticos de Geweke (1992) e de Raftery e Lewis (1992; 1995), o cálculo do tamanho efectivo das amostras (Geyer, 1992), o cálculo do erro de Monte Carlo e o critério informal de visualização gráfica, através do software R (R Development Core Team, 2004) e CODA (Best *et al.*, 1995; Plummer *et al.*, 2005).

No caso do diagnóstico de Geweke (1992), foram consideradas uma amostra das 10% primeiras iterações e outra das 50% últimas, para avaliar a convergência das cadeias. No diagnóstico de Raftery e Lewis (1992; 1995) foi considerado, para a estimação, um grau de precisão de $\pm 0,005$ com a probabilidade de 95%.

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1. Convergência, tamanho efectivo das amostras e erro de Monte Carlo

O algoritmo de amostragem de Gibbs parece ter convergido, em relação a todos os parâmetros, em ambas as populações, pois a análise informal da convergência, através

da observação dos traçados de convergência (Anexos 1 e 2) e da forma característica das distribuições marginais posteriores (Anexos 3 e 4), mostram a estabilização dos processos. Além disso, os valores do erro de Monte Carlo para todas as distribuições dos parâmetros (Quadro 6.5) são muito baixos (entre 0,0003 e 0,0585), excepto para as variâncias da PL120. Por outro lado, o tamanho efectivo das cadeias de Markov é, em alguns casos, inferior a 100: $\sigma_{perm}^2(\text{PROL})$ e $r_{perm}(\text{PROL} \cdot \text{PL120})$, para as duas variedades e $\sigma_{perm}^2(\text{PL120})$ e $\sigma_{perm}(\text{PROL} \cdot \text{PL120})$, para a variedade Branca. No entanto, para a maior parte dos parâmetros, o tamanho efectivo da amostra é na ordem das centenas, estando mesmo entre 6362 e 6932 para a $\sigma_e(\text{PROL} \cdot \text{PL120})$ e $r_e(\text{PROL} \cdot \text{PL120})$.

O coeficiente Z (Quadro A5.1), relativo ao diagnóstico de convergência de Geweke (1992), apresenta, para a maior parte dos parâmetros (nomeadamente para a variedade Branca), valores em limites extremos de uma distribuição $N(0,1)$, indicando possíveis falhas de convergência. Verificámos excepção nos parâmetros $\sigma_{perm}^2(\text{PL120})$, $\sigma_e(\text{PROL} \cdot \text{PL120})$, $\sigma_e^2(\text{PL120})$, $r_a(\text{PROL} \cdot \text{PL120})$, $r(\text{PROL})$ e $r(\text{PL120})$, relativos à variedade Preta, e $\sigma_a^2(\text{PROL})$, $\sigma_e^2(\text{PL120})$ e $\sigma_a(\text{PROL} \cdot \text{PL120})$, relativos à variedade Branca (inferiores a 1,96), que se encontram dentro do intervalo de confiança de 95% (Quadro A5.1).

O número de iterações eliminadas no período inicial (10000) foi, para todas as cadeias de Markov, superior aos valores propostos no diagnóstico de Raftery e Lewis (1992, 1995; Quadros A5.2 e A5.3). Estes valores situam-se entre 9 e 3570, sendo, de um modo geral, inferiores para a variedade Preta.

O número de iterações totais propostas no mesmo diagnóstico (Raftery e Lewis, 1992, 1995) variam entre 26484 e 1595696, para a variedade Preta, e entre 12171 e 3115854, para a variedade Branca (Quadros A5.2 e A5.3).

Teoricamente, um modelo complexo, como é o caso do utilizado neste trabalho, que inclui um procedimento de aumento de dados associado à variável binária (PROL) e um incremento no número de parâmetros pela estrutura bivariada (PL120 e PROL), determina taxas de convergência mais lentas e menores tamanhos efectivos das amostras

(Varona *et al.*, 1999). No entanto, estes aspectos não são totalmente evidentes neste trabalho.

Quadro 6.5. Tamanho Efectivo da Amostra e Erro de Monte Carlo associados às distribuições marginais posteriores das (co)variâncias e correlações genética aditiva, ambiental permanente e residual, e heritabilidades e repetibilidades das variáveis prolificidade (PROL) e produção de leite padronizada aos 120 dias (PL120; n=98000).

	Tamanho Efectivo da Amostra		Erro de Monte Carlo	
	var. Preta	var. Branca	var. Preta	var. Branca
σ_a^2 (PROL)	205	326	0,0018	0,0007
σ_{perm}^2 (PROL)	69	63	0,0021	0,0009
σ_e^2 (PROL)	-	-	-	-
σ_a^2 (PL120)	380	495	2,325	1,461
σ_{perm}^2 (PL120)	160	89	2,517	1,548
σ_e^2 (PL120)	666	593	2,024	2,160
σ_a (PROL · PL120)	250	403	0,0522	0,0266
σ_{perm} (PROL · PL120)	114	91	0,0585	0,0290
σ_e (PROL · PL120)	6362	6620	0,0097	0,0093
r_a (PROL · PL120)	333	702	0,0070	0,0032
r_{perm} (PROL · PL120)	89	54	0,0152	0,0120
r_e (PROL · PL120)	6861	6932	0,0002	0,0002
h^2 (PROL)	182	295	0,0016	0,0007
h^2 (PL120)	376	467	0,0008	0,0004
r (PROL)	941	946	0,0003	0,0002
r (PL120)	869	716	0,0003	0,0003

Alguns estudos de simulação (Hoeschele e Tier, 1995; Luo *et al.*, 2001) com modelos animais categóricos e amostragem de Gibbs, mostraram problemas de convergência, que poderão estar relacionados com o facto de todas as observações, dentro de um nível de um efeito, estarem na mesma categoria (Janssens *et al.*, 2004).

Assim, podemos assumir que as cadeias de Markov convergiram suficientemente bem para que os valores obtidos das estimativas sejam estimativas razoáveis das verdadeiras médias e desvios padrão marginais posteriores da PL120 e PROL, pois a condição de estacionaridade das cadeias parece ter sido atingida.

4.2. Estimativas dos parâmetros genéticos

Os Quadros 6.6 e 6.7 apresentam as medianas, modas e médias das distribuições marginais posteriores dos parâmetros genéticos aditivos, ambientais permanentes e residuais das características em estudo, das variedades Preta e Branca. Estimámos heritabilidades médias posteriores da PROL de $0,07 \pm 0,015$ e $0,06 \pm 0,008$ e da PL120 de $0,14 \pm 0,013$ e $0,12 \pm 0,006$; respectivamente, para as variedades Preta e Branca (Quadros 6.6 e 6.7). Valores semelhantes obtiveram-se para as modas e medianas posteriores, mostrando que as distribuições posteriores resultaram em distribuições normais (Anexos 3 e 4). No entanto, a $\sigma_{perm}^2(\text{PROL})$, para a variedade Preta, apresenta uma distribuição enviesada à esquerda, a $\sigma_{perm}(\text{PROL} \cdot \text{PL120})$, para a variedade Branca e a $r_{perm}(\text{PROL} \cdot \text{PL120})$, para ambas, apresentam distribuições enviesadas à direita.

Algumas distribuições marginais posteriores são multi-modais, apresentando-se, nesse caso, aquela com maior número de observações.

Apesar dos valores das estimativas entre as variedades serem semelhantes, verificámos serem ligeiramente superiores para a variedade Preta. Este facto pode ser devido à maior selecção que se exerceu empiricamente sobre esta variedade, pela maior eliminação de animais devido à cor do vêlo, que implicava menor valor comercial da lã (Dinis, 1997/98) e consequente opção pelos melhores animais como reprodutores.

Os valores da $r(\text{PROL})$ situam-se entre $0,10 \pm 0,009$ e $0,09 \pm 0,005$ e da $r(\text{PL120})$ entre $0,18 \pm 0,010$ e $0,14 \pm 0,006$, respectivamente para as variedades Preta e Branca (Quadros 6.6 e 6.7). A existência de poucas lactações por animal, ou mesmo de alguns animais,

apenas representados com uma lactação nos dados, pode subestimar este parâmetro. Por outro lado, com valores desta grandeza para as repetibilidades podemos questionar a necessidade de se considerar cada uma das lactações do mesmo animal como características diferentes e estimar os seus parâmetros através de um modelo multivariado.

Quadro 6.6. Mediana, moda, média, desvio padrão e intervalo de credibilidade a 95% posteriores das (co)variâncias e correlações genética aditiva, ambiental permanente e residual, e heritabilidades e repetibilidades das variáveis prolificidade (PROL) e produção de leite padronizada aos 120 dias (PL120), para a variedade Preta.

	Mediana	Moda	Média	DP	[95%]
σ_a^2 (PROL)	0,08	0,08	0,08	0,017	0,04 - 0,11
σ_{perm}^2 (PROL)	0,03	0,02	0,04	0,017	0,01 - 0,08
σ_e^2 (PROL)	-	-	-	-	-
σ_a^2 (PL120)	401,7	386,5	401,8	36,2	330,7 - 472,7
σ_{perm}^2 (PL120)	121,5	116,3	122,1	30,7	65,5 - 185,8
σ_e^2 (PL120)	2319	2351	2325	55,3	2231 - 2447
σ_a (PROL · PL120)	1,61	1,63	1,59	0,558	0,44 - 2,65
σ_{perm} (PROL · PL120)	1,69	1,52	1,73	0,522	0,79 - 2,88
σ_e (PROL · PL120)	-0,90	-1,02	-0,90	0,745	-2,37 - 0,56
r_a (PROL · PL120)	0,29	0,30	0,28	0,086	0,10 - 0,44
r_{perm} (PROL · PL120)	0,88	0,96	0,85	0,117	0,53 - 0,99
r_e (PROL · PL120)	-0,02	-0,02	-0,02	0,015	-0,05 - 0,01
h^2 (PROL)	0,07	0,07	0,07	0,015	0,04 - 0,10
h^2 (PL120)	0,14	0,14	0,14	0,013	0,12 - 0,17
r (PROL)	0,10	0,10	0,10	0,009	0,08 - 0,12
r (PL120)	0,18	0,19	0,18	0,010	0,16 - 0,20

Os valores das correlações genéticas aditivas são 0,28 e 0,44, para as variedades Preta e Branca, respectivamente (Quadros 6.6 e 6.7). Apesar da pequena grandeza dos valores, um aumento genético da PL120 vai proporcionar um incremento na PROL. As correlações ambientais permanentes, para as duas variedades são elevadas (0,85 e 0,83,

respectivamente para a variedade Preta e Branca), manifestando a influência comum do ambiente permanente associado a cada animal em todas as suas lactações (Quadros 6.6 e 6.7). Por outro lado, as correlações residuais são praticamente nulas (Quadros 6.6 e 6.7).

Quadro 6.7. Mediana, moda, média, desvio padrão e intervalo de credibilidade a 95% posteriores das (co)variâncias e correlações genética aditiva, ambiental permanente e residual, e heritabilidades e repetibilidades das variáveis prolificidade (PROL) e produção de leite padronizada aos 120 dias (PL120), para a variedade Branca.

	Mediana	Moda	Média	DP	[95%]
σ_a^2 (PROL)	0,07	0,07	0,07	0,009	0,05 – 0,09
σ_{perm}^2 (PROL)	0,03	0,02	0,03	0,008	0,01 – 0,04
σ_e^2 (PROL)	-	-	-	-	-
σ_a^2 (PL120)	470,2	463,8	469,6	22,7	424,1 – 512,4
σ_{perm}^2 (PL120)	63,6	64,9	64,8	14,4	38,6 – 95,9
σ_e^2 (PL120)	3253	3209	3256	45,2	3176 – 3350
σ_a (PROL · PL120)	2,49	2,49	2,50	0,289	1,94 – 3,07
σ_{perm} (PROL · PL120)	1,10	1,18	1,09	0,249	0,61 – 1,56
σ_e (PROL · PL120)	-0,58	-0,60	-0,57	0,510	-1,6 – 0,44
r_a (PROL · PL120)	0,44	0,43	0,44	0,042	0,35 – 0,52
r_{perm} (PROL · PL120)	0,85	0,90	0,83	0,092	0,61 – 0,96
r_e (PROL · PL120)	-0,01	-0,01	-0,01	0,009	-0,03 – 0,01
h^2 (PROL)	0,06	0,06	0,06	0,008	0,05 – 0,08
h^2 (PL120)	0,12	0,13	0,12	0,006	0,11 – 0,14
r (PROL)	0,09	0,09	0,09	0,005	0,08 – 0,10
r (PL120)	0,14	0,14	0,14	0,006	0,13 – 0,15

A bibliografia consultada apresenta estimativas de heritabilidade e repetibilidade para a característica prolificidade com valores baixos. Esta tendência é suportada neste trabalho. Por outro lado, as estimativas de heritabilidade para a produção de leite são quase sempre de valor superior aos verificados neste estudo.

Vários trabalhos apresentam estimativas de parâmetros genéticos da produção de leite ou prolificidade, sendo poucos os que associam estas duas características, no estudo da sua relação. Por outro lado, poucos são os que se debruçam sobre a estimativa de parâmetros genéticos da prolificidade usando uma abordagem bayesiana.

Kominakis *et al.* (1998), usando metodologia REML, obtiveram valores de heritabilidade e repetibilidade para a PROL semelhantes aos deste trabalho e para a PL120 cerca do dobro superiores (0,30), em ovelhas gregas Boutsico. Por outro lado, a correlação genética aditiva foi superior no nosso estudo (0,28 e 0,44 vs. 0,13). Ligda *et al.* (2000), num estudo trivariado em ovelhas Chios, em que incluíam (também) o peso médio da ninhada ao desmame, obtiveram estimativas REML para as correlações genética aditiva e ambiental permanente muito baixas, quando comparadas com as obtidas no nosso trabalho. As estimativas das heritabilidades foram de 0,225 e 0,153 e das repetibilidades de 0,373 e 0,181, respectivamente para a “produção comercial de leite” e para o número de borregos ao nascimento.

Por sua vez, Haggert (2002), aplicando a mesma metodologia num modelo univariado com repetibilidade, em dados de 4 raças ovinas Suíças, obteve para a PROL heritabilidades e repetibilidades entre 0,066 e 0,164.

Analla *et al.* (1997), num estudo com ovelhas da raça Segureña, observaram valores de heritabilidade de 0,08/0,07 e 0,14/0,11 de repetibilidade para a PROL, usando modelos lineares univariado e multivariado (com as características peso ao nascimento, ao desmame e aos 90 dias), respectivamente.

Altarriba *et al.* (1998), com dados da raça ovina Rasa Aragonesa, usando metodologia idêntica à nossa e um modelo categórico univariado, obtiveram médias posteriores semelhantes para a heritabilidade (0,077) e repetibilidade (0,141) da PROL. Segundo trabalho de Ugarte *et al.* (1996), usando metodologia bayesiana com diferentes informações *a priori*, a heritabilidade posterior para a produção de leite variou entre 0,210

e 0,235, valores superiores aos obtidos no nosso trabalho. Eventualmente, as estimativas da heritabilidade para a produção total de leite serão de maior magnitude.

El-Saied *et al.* (1999), num estudo realizado em ovinos espanhóis da raça Churra, usando um modelo que incluía a contagem de células somáticas, a percentagem de proteína e a produção de leite aos 120 dias, apresenta estimativas de heritabilidade e repetibilidade para esta última características de 0,24 e 0,49.

Delgado (1988), usando metodologia de máxima verosimilhança, com dados de ovinos Serra da Estrela, obteve heritabilidades e repetibilidades de 0,185 e 0,154; 0,218 e 0,54 respectivamente para a produção total de leite e produção padronizada aos 150 dias.

4.3. Tendências genéticas e ambientais

4.3.1. Tendências genéticas

A partir dos valores genéticos aditivos posteriores de cada animal considerado na genealogia, construímos as figuras 6.1 e 6.2, com as médias posteriores por ano de nascimento, criando curvas de tendência genética para cada uma das variáveis em estudo (PL120 e PROL) e para cada variedade, Branca e Preta.

Salientamos que, para cada uma das figuras apresentadas, as médias posteriores para os primeiros anos de nascimento foram obtidas com um número reduzido de animais, o que, com certeza “permitiu” valores médios extremos que, em alguns casos, não estão representados nos gráficos (Figuras 6.1 e 6.2).

No caso da figura 6.1, relativa à evolução genética média da PROL (na escala da variável subjacente), parece haver uma tendência ligeira de descida, apesar de não ser marcante. Realçamos o caso da variação positiva ocorrida no ano 2000 para a variedade Preta (Figura 6.1).

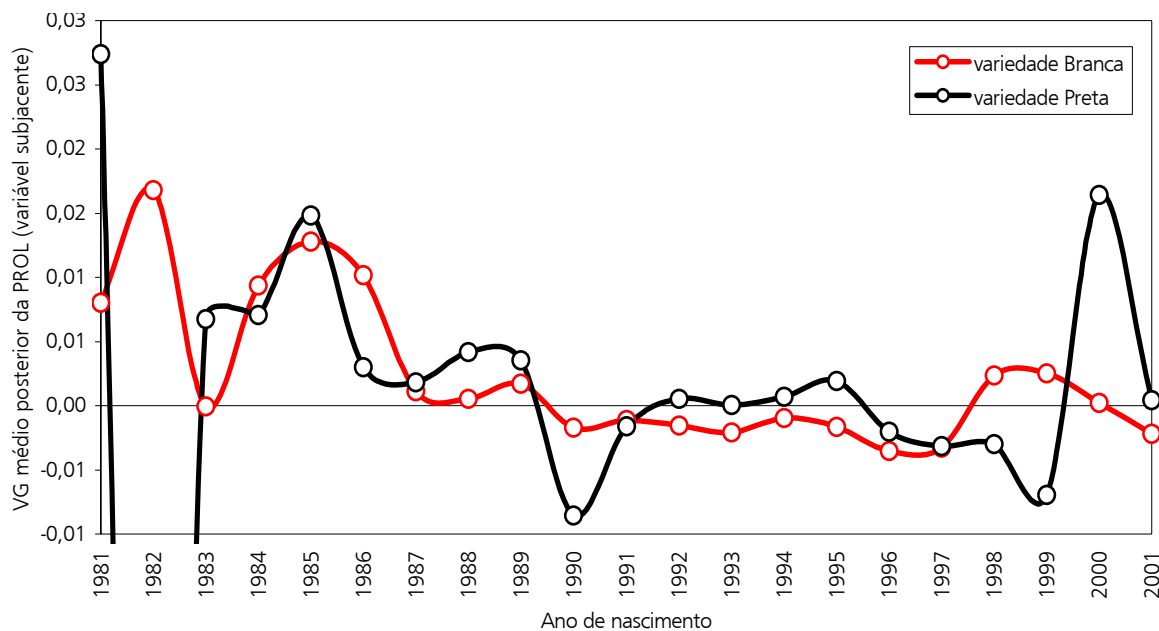


Figura 6.1. Tendências genéticas aditivas da prolificidade (na escada da variável subjacente) por ano de nascimento.

Não existe tendência genética para a variedade Branca, no que diz respeito à PL120. No entanto, parece haver uma descida da média genética posterior da variedade Preta. No ano 2000 ocorreu uma descida brusca (fenômeno contrário ao ocorrido com a PROL; Figura 6.1), logo recuperando no ano seguinte (Figura 6.2).

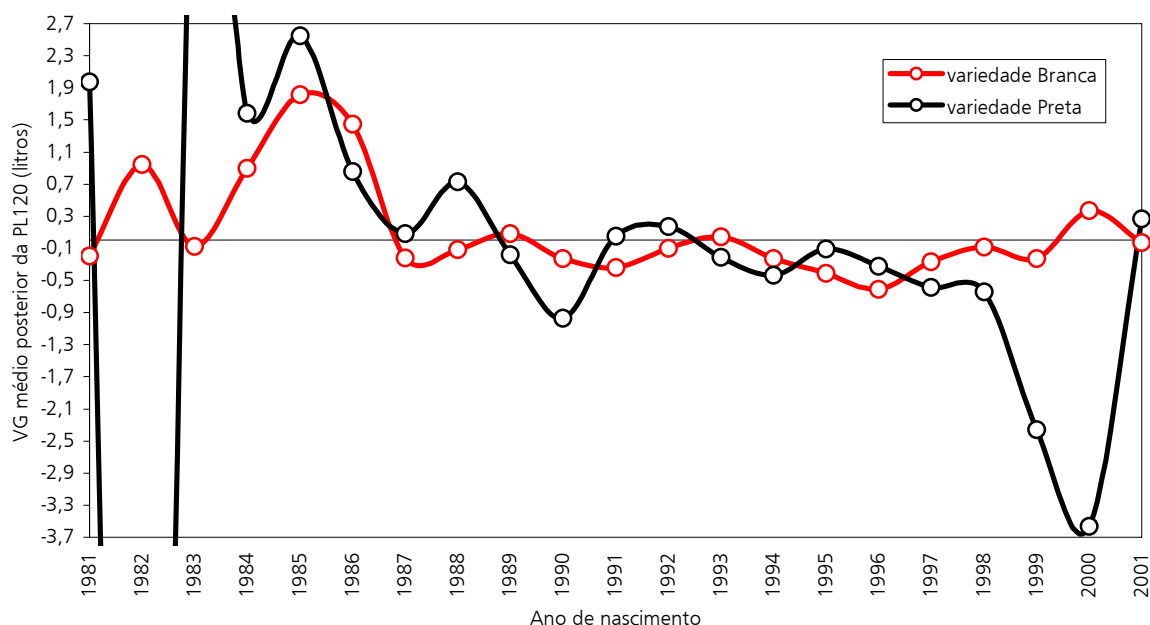


Figura 6.2. Tendências genéticas aditivas da produção de leite aos 120 dias por ano de nascimento.

4.4. Tendências ambientais

4.4.1. Efeito do ano/mês (estação) de parto

Não parece haver tendências anuais marcantes na influência do ano/mês de parto nas duas características estudadas (Figuras 6.3 e 6.4). No entanto, existe, de forma evidente, uma sazonalidade na influência da PROL e PL120 na variedade Branca. A maior influência deste factor de variação existe nas lactações iniciadas nos meses de Agosto e Setembro (Figuras 6.3 e 6.4). Tal facto parece advir da maior disponibilidade forrageira nas meses subsequentes (Gonçalves, 1982).

O efeito na PROL e PL120 na variedade Preta, tem um comportamento irregular sem tendência definida (Figuras 6.3 e 6.4).

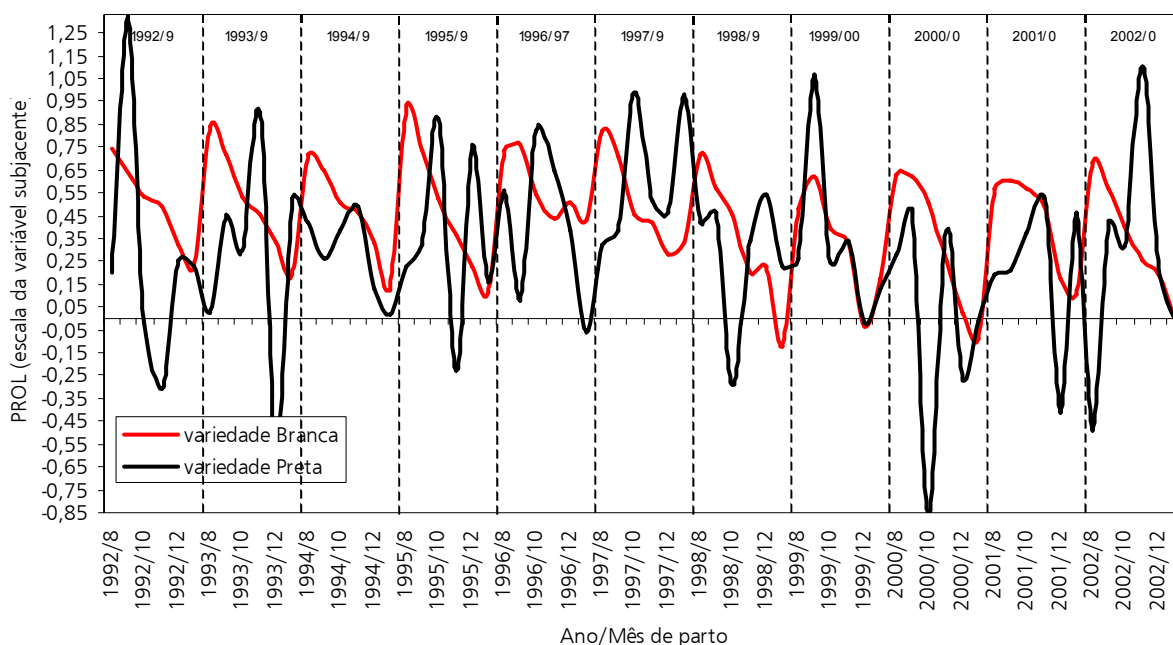


Figura 6.3. Evolução média posterior da influência do factor ano/mês (estação) de parto na prolificidade (na escala da variável subjacente). Separados por linhas tracejadas estão definidos os anos de produção (campanhas).

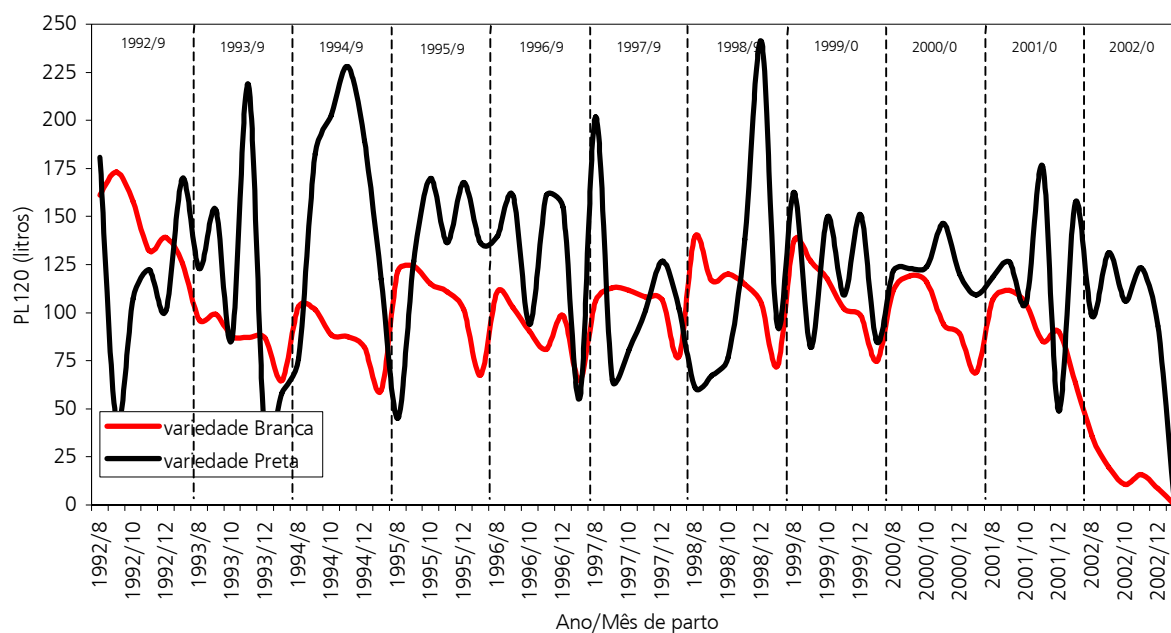


Figura 6.4. Evolução média posterior da influência do factor ano/mês (estação) de parto na produção de leite aos 120 dias. Separados por linhas tracejadas estão definidos os anos de produção (campanhas).

4.4.2. Efeito do número de ordem de lactação

Existe um efeito tendencialmente oposto deste factor de variação na PROL (Figura 6.5) e na PL120 (Figura 6.6) pois, se para a primeira característica os valores mais elevados ocorrem nas segunda e terceira lactações, vindo em acréscimo da primeira e voltando a decrescer até às lactações mais tardias, na PL120 há uma tendência generalizada de aumento da influência média posterior até às lactações 5 e 6, para a variedade Branca, e 8-11, para a variedade Preta.

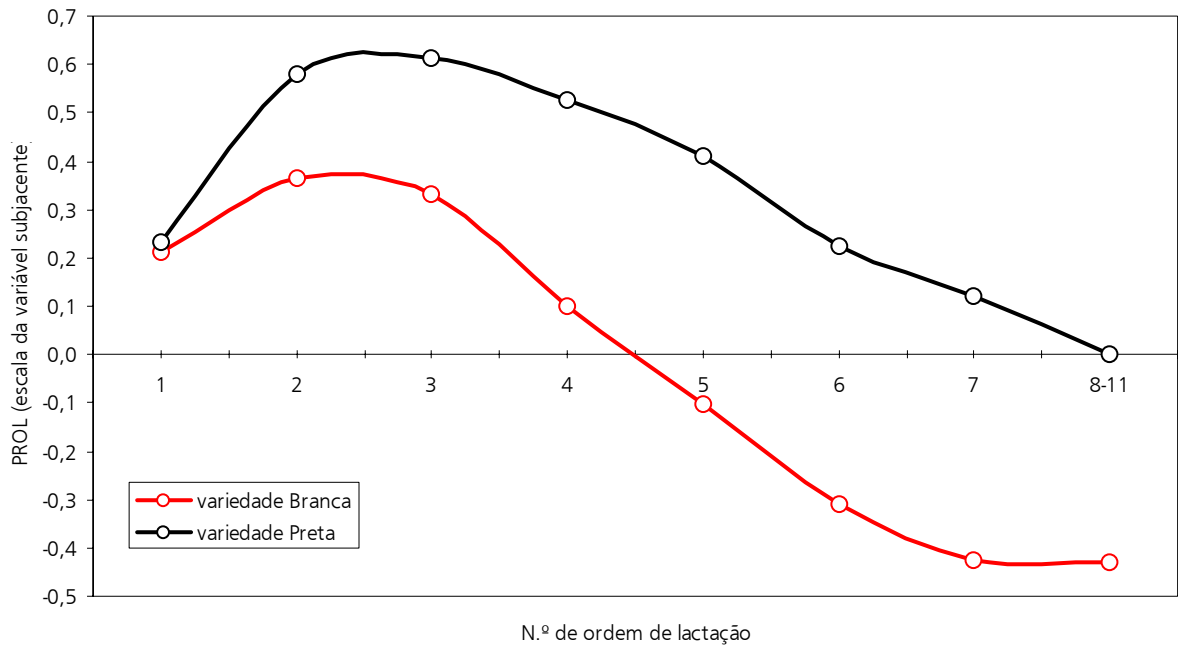


Figura 6.5. Evolução média posterior da influência do número de ordem de lactação na prolificidade (na escala da variável subjacente).

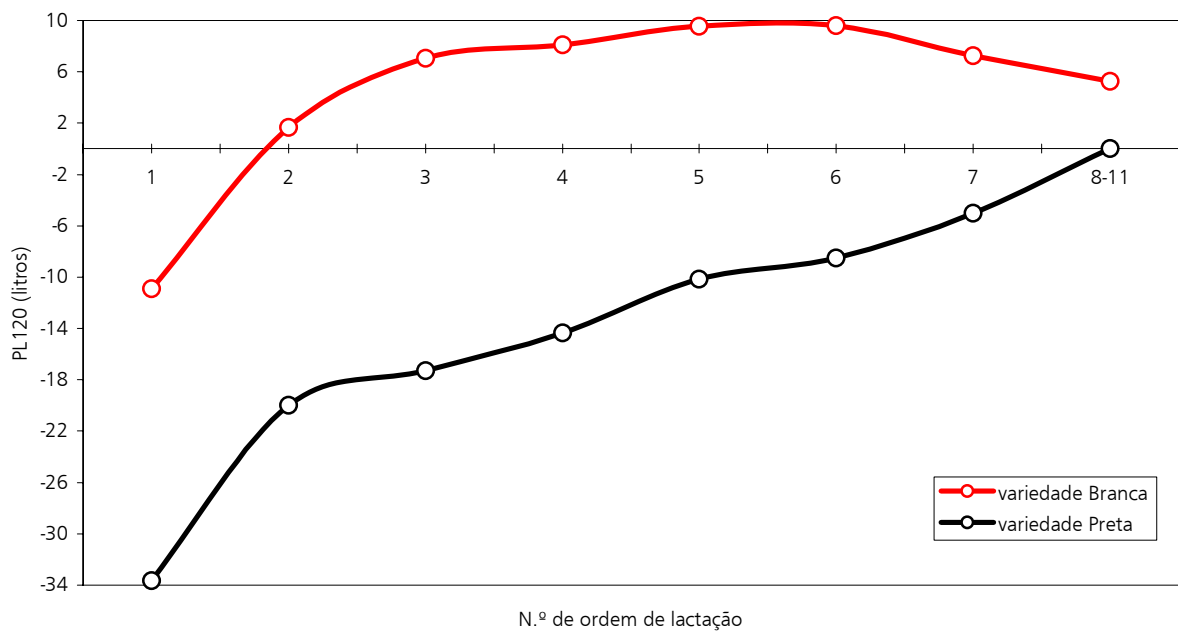


Figura 6.6. Evolução média posterior da influência do número de ordem de lactação na produção de leite aos 120 dias.

4.4.3. Efeito da idade ao parto

A PROL é influenciada por este factor de variação de forma quadrática convexa (Figura 6.7). A maior influência ocorre aos 40 meses, para a variedade Branca e 60 meses, para a variedade Preta. Podemos, assim, fazer um paralelismo genérico da influência do número de ordem de lactação com a influência da idade ao parto na PROL, isto do ponto de vista temporal (Figuras 6.5 e 6.7).

Por outro lado, no caso de PL120, e mantendo o critério temporal, há uma relação antagónica na influência do número de ordem de lactação (Figura 6.6) com a idade ao parto (Figura 6.8). Os valores de influência mais elevados ocorrem no primeiro parto, decrescendo a partir daí de forma quase linear, mais bruscamente na variedade Preta (Figura 6.8).

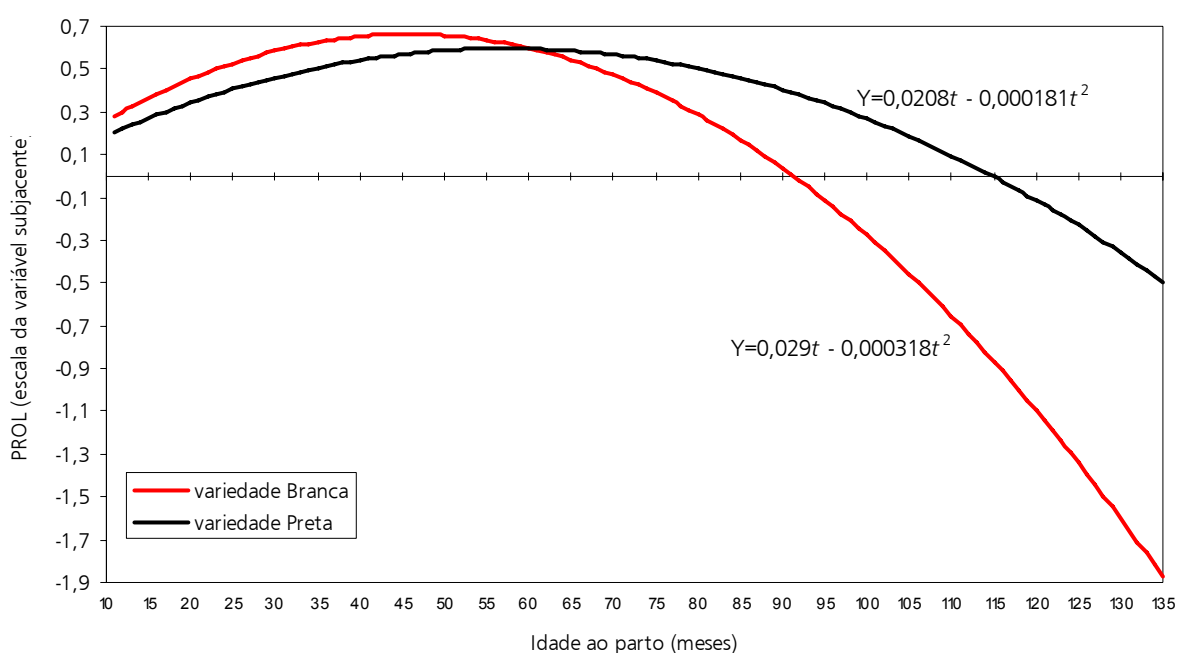


Figura 6.7. Evolução média posterior da influência da idade ao parto na prolificidade (na escala da variável subjacente), definida através da função quadrática (representada na figura) pelos coeficientes linear e quadrático posteriores.

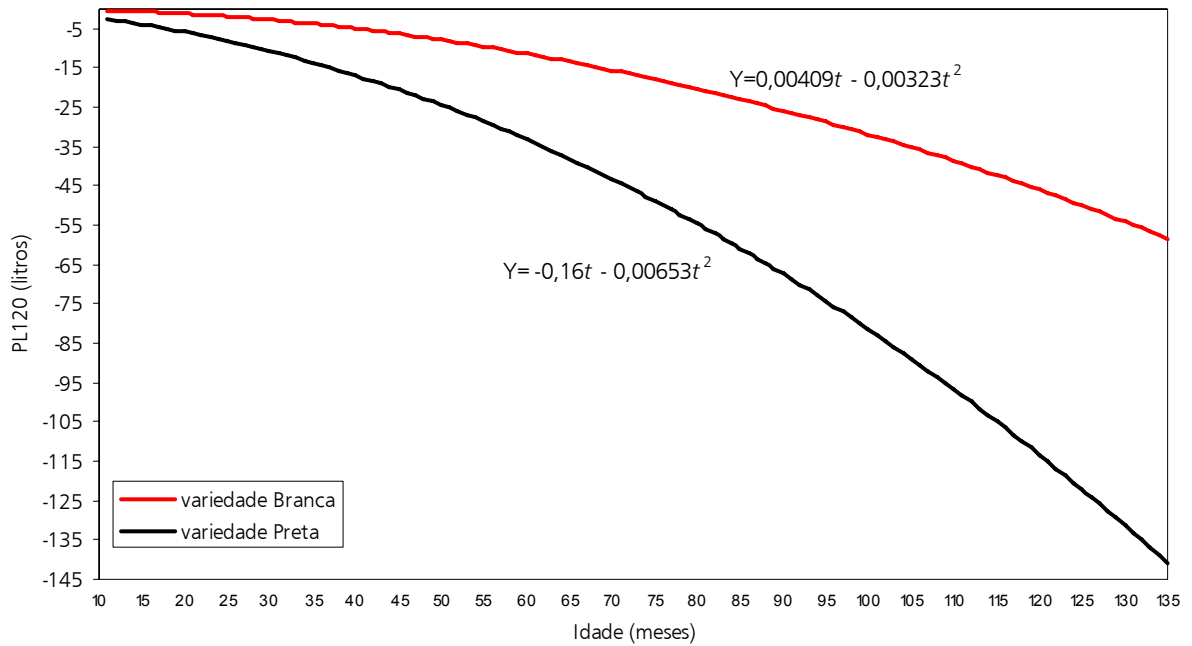


Figura 6.8. Evolução média posterior da influência da idade ao parto na produção de leite aos 120 dias, definida através da função quadrática (representada na figura) pelos coeficientes linear e quadrático posteriores.

De um modo geral, salientamos que a amplitude de variação na influência destes efeitos nas duas características em estudo, para as duas variedades, é superior no ano/mês (estação) de parto e idade ao parto em detrimento do número de ordem de lactação.

5. CONCLUSÕES

Os valores das heritabilidades e repetibilidades da PROL não se afastam dos que se encontram na generalidade da bibliografia consultada. No entanto, os valores para os mesmos parâmetros da PL120 são inferiores aos referidos para ovinos, usando metodologia bayesiana com amostragem de Gibbs ou REML.

Obtivemos estimativas da correlação ambiental permanente elevadas, indicando que fêmeas com maior tendência para partos múltiplos, irão produzir mais leite.

As estimativas da correlação genética são reduzidas (0,28 e 0,44), indiciando, apesar de tudo, uma relação positiva entre a produção de leite aos 120 dias e a

prolificidade. Desta forma, seleccionando os animais para o aumento da PL120, obteremos um acréscimo no valor médio da prolificidade nas gerações seguintes.

Parece não haver tendência genética evidente para as duas características em estudo, apresentando uma grande oscilação anual, apesar de ser notar uma ligeira descida das médias genéticas anuais na variedade Preta.

A influência do ano/mês (estação) de parto reflecte a sazonalidade forrageira e, eventualmente, das condições edafo-climáticas, ao longo do ano. No entanto, não existem tendências anuais evidentes.

O número de ordem de lactação tem uma influência antagónica nas duas características. Enquanto a PL120 aumenta para as lactações mais tardias, a PROL apresenta valores máximos (inflexão) na segunda e terceira ordens de parto, diminuindo a partir dessas lactações.

A idade ao parto influencia a PROL de forma semelhante ao factor número de ordem de lactação (com uma zona de inflexão máxima entre 45 e 60 meses). Verificamos um decréscimo do efeito sobre a PL120 com o aumento da idade ao parto, com os animais mais jovens a serem positivamente influenciados.

CAPÍTULO 7.

ESTIMAÇÃO DE PARÂMETROS GENÉTICOS DA CURVA DE PRODUÇÃO DE LEITE ATRAVÉS DE UM MODELO HIERÁRQUICO

1. INTRODUÇÃO

A análise de dados longitudinais, através da curva de lactação, permite um conhecimento mais aprofundado do comportamento produtivo dos ovinos, bem como uma capacidade de intervenção mais rigorosa e eficiente nas operações de manejo individual e do efectivo. Assim, o estudo (nomeadamente genético) dos parâmetros associados a um modelo de ajuste da curva de lactação é factor de primordial importância. Outro aspecto importante é a escolha do melhor modelo para ajuste da curva de lactação de ovinos leiteiros, baseado nos contrastes leiteiros. A opção pelo modelo de Wood (1967), dentro da panóplia de modelos lineares e não-lineares referidos na bibliografia (Masselin *et al.*, 1987; Gipson e Grossman, 1989; Pollott e Gootwine, 2000; Ruiz *et al.*, 2000), baseia-se no conhecimento do ajustamento à curva de lactação de ovinos, referenciado por vários autores (ver Capítulo 3) e, também, pelo facto do número de contrastes médio por lactação, em ovinos, ser, normalmente, em reduzido número.

Muitos autores (Shanks *et al.*, 1981; Sakul e Boylan, 1992; Franci *et al.*, 1999), estimaram os parâmetros do modelo de Wood pelo ajustamento da curva de lactação aos contrastes leiteiros fenotípicos individualmente seguido da utilização dessas estimativas como variáveis dependentes em modelos mistos para obter os valores genéticos e os componentes de (co)variância. Com esta abordagem, os efeitos ambientais específicos a cada contraste não são tidos em consideração e a estrutura de covariância não é especificada correctamente.

De outra forma, a utilização de um modelo hierárquico em que, numa primeira fase, a informação fenotípica é ajustada ao modelo de Wood e numa segunda fase, os parâmetros da curva de lactação são ajustados a um modelo linear misto, permite ter em conta toda a covariância entre as observações, aumentando a fiabilidade das estimativas dos parâmetros do modelo de Wood, dos valores genéticos e dos componentes de (co)variância. Varona *et al.* (1997; 1998) foram os primeiros autores a implementar um modelo bayesiano hierárquico na análise de variáveis biológicas subjacentes de produção e de contrastes leiteiros.

O objectivo deste capítulo é fazer inferências acerca dos componentes de (co)variância dos parâmetros da curva de lactação de ovelhas Serra da Estrela, através de uma abordagem hierárquica do modelo não linear sugerido por Wood (1967), ajustado aos dados de contraste mensais da produção de leite. Pretendemos, também, estimar os valores individuais dos parâmetros do modelo de Wood (A, B e C) e estudar as tendências genéticas e ambientais sistemáticas para cada um dos parâmetros. A amostragem das distribuições marginais posteriores foi obtida através do algoritmo de Gibbs e de um procedimento de Metropolis-Hastings dentro de Gibbs (Hastings, 1970) para os parâmetros B e C do modelo de Wood.

2. MATERIAL

Devido à maior exigência computacional do modelo a implementar, fomos forçados a restringir o volume de dados a utilizar, para cada uma das variedades. Assim, a partir dos ficheiros de dados utilizados no capítulo 6 (35152 registos de lactações das ovelhas da variedade Preta e 114929 registos de lactações das ovelhas da variedade Branca), eliminámos todas as lactações de animais que não possuíam qualquer relação de parentesco com os demais; portanto, animais “isolados” geneticamente, além de “obrigarmos” que todos os animais possuíssem registo produtivo. Desta forma, obtivemos 9527 lactações para a variedade Preta e 29057 para a variedade Branca. Além disso, alterámos o número de classes de “estações de produção” para 7, dividindo a classe Janeiro-Abril em duas: Janeiro e Fevereiro-Março-Abril. Esta alteração deveu-se à observação de que um número razoável de lactações se iniciavam em Janeiro, podendo assim separá-lo dos meses seguintes sem desequilibrar muito os dados por classes.

Realizámos também a união em classes das idades ao parto (Quadro 7.1), tendo em consideração a distribuição do número de lactação por idade ao parto, “cortando” as classes nos meses com menor representatividade de animais.

Com a edição dos dados obtivemos uma representação mínima de 4 lactações por rebanho, com um máximo de 785 e 624, respectivamente para as variedades Branca e Preta. O efeito ano/mês (estação) de parto ficou representado dentro dos limites de 12 a 1926 e 4 a 668 lactações (classes Fevereiro-Março-Abril/2003 e Setembro/1999), respectivamente para as variedades Branca e Preta.

No Quadro 7.2 apresentamos um resumo das características genealógicas e produtivas dos dados utilizados neste estudo.

Quadro 7.1. Número de classes por factores de variação usados no modelo.

Característica/efeito	Var. Preta	Var. Branca
N.º de explorações	83	227
N.º médio de lactações por exploração	114,8±133,0	128,0±129,0
N.º de anos de produção	11	11
N.º de estações de produção	7	7
N.º de anos/estações de produção	77	77
<i>Ordem de lactação</i>		
1	1740	5617
2	2205	6307
3	1807	5041
4	1338	4084
5	1018	3078
6	664	2225
7	418	1427
8-11 ¹	337	1278
<i>Idade ao parto</i>		
11-19 (1)	1678	5354
20-30 (2)	2243	6474
31-41 (3)	1823	5092
42-54 (4)	1340	4088
55-64 (5)	1017	3091
65-78 (6)	671	2244
79-90 (7)	414	1430
91-101 (8)	206	782
102-135 (9)	135	502
<i>Tipo de parto</i>		
Simple	5554	18632
Múltiplo ²	3973	10425
<i>Tipo de contraste</i>		
A4	5303	11804
AT	4224	17253

¹ Inclui as lactações de ordem 8 a 11. ² Inclui partos duplos, triplos e quádruplos.

Quadro 7.2. Resumo de características dos ficheiros de dados analisados.

	Var. Preta	Var. Branca
N.º de lactações	9527	29057
N.º total de animais (com registo produtivo)	3553	9914
N.º de lactações por animal	2,68	2,93
N.º de animais com pai conhecido	2192 (61,7%)	5852 (59,0%)
N.º de animais com mãe conhecida	2167 (61,0%)	5850 (59,0%)
N.º de contrastes leiteiros	58542	175900
N.º de contrastes por lactação	6,14	6,05

3. METODOLOGIA

3.1. Modelo

Neste capítulo foi usado um modelo hierárquico de 3 fases para descrever a variação dos contrastes funcionais de produção para cada lactação e a variação entre os parâmetros específicos de cada lactação.

3.1.1. Primeira fase: variação entre contrastes da mesma lactação

Esta primeira fase apresenta a modelação dos contrastes leiteiros, ou seja, a descrição da sua variação ao longo da lactação, dado o valor dos parâmetros da curva de produção de leite. Assumimos que a curva de produção de leite é correctamente descrita pela função de Wood (1967):

$$y_{ij} = A_i t_{ij}^{B_i} \exp(-C_i t_{ij}) + e_{ij} \quad [7.1]$$

onde y_{ij} é o contraste leiteiro da lactação i obtido no tempo j , com $i = 1, \dots$, (número de lactações das variedades Pretas e Brancas, respectivamente) e $j = 1, \dots, n_i$ (n_i é o número

de contrastes leiteiros da lactação i); A_i , B_i e C_i são os parâmetros do modelo de Wood para cada lactação i , que representam o valor inicial de produção (A), a fase inicial ascendente da curva (B) e a fase descendente, após o pico de produção (C); t_{ij} é o tempo em que cada contraste leiteiro j de cada lactação i é observado.

Foram definidas restrições para cada um dos parâmetros do modelo de Wood ($A > 0$, $0 < B < 1$ e $0 < C < 1$), de forma a não obtermos formas atípicas de curvas de lactação.

Assume-se que os resíduos e_{ij} são independentes e normalmente distribuídos:

$$e_{ij} \sim N(0, \sigma_e^2) \quad [7.2]$$

onde σ_e^2 é a variância residual, também definida com variância de ajuste da curva.

Também se assume que esta variância é independente dos parâmetros.

3.1.2. Segunda fase: variação entre lactações

Nesta segunda fase da modelação da produção de leite, pretendemos descrever como a curva de produção de leite varia entre lactações e, conseqüentemente, entre ovelhas. Assumimos que os parâmetros A, B e C do modelo anterior (variáveis subjacentes), que definem a curva de lactação, são correctamente descritos por um modelo animal misto que inclui efeitos ambientais sistemáticos, ambientais permanentes e genéticos aditivos:

$$\theta_{ijklmnop} = R_i + AE_j + OL_k + IP_l + TP_m + TC_n + a_o + perm_p + e_{ijklmnop} \quad [7.3]$$

onde (considera-se primeiro o número de níveis da variedade Preta e depois da Branca):

$\theta_{ijklmnop}$ é o vector 3n dos parâmetros A, B e C;

R_i é o efeito rebanho ($i=1, \dots, 83/227$);

AE_j é o efeito conjunto Ano e Estação de parto ($j=1, \dots, 77$);

OL_k é o efeito da ordem de lactação ($k=1, \dots, 8$);

IP_l é o efeito da idade ao parto, em classes de meses ($l=1, \dots, 9$);

TP_m é o efeito do tipo de parto ($m=1, 2$);

TC_n é o efeito do tipo de contraste ($n=1, 2$);

a_o é o efeito genético aditivo do animal ($o=1, \dots, 3553/9914$);

$perm_p$ é o efeito ambiental permanente ($p=1, \dots, 3553/9914$);

$e_{ijklmnop}$ é o efeito residual de cada observação;

Assume-se, para o modelo, que os animais não são consanguíneos, não existe interação genótipo-ambiente e todos os outros factores ambientais não incluídos no modelo contribuem para a variabilidade residual. Não existem dados em falta para qualquer uma das características.

De forma matricial podemos re-escrever [7.3] como:

$$\begin{pmatrix} \mathbf{A} \\ \mathbf{B} \\ \mathbf{C} \end{pmatrix} \sim N \left(\begin{pmatrix} \mathbf{X}\beta_A + \mathbf{Z}a_A + \mathbf{W}p_A \\ \mathbf{X}\beta_B + \mathbf{Z}a_B + \mathbf{W}p_B \\ \mathbf{X}\beta_C + \mathbf{Z}a_C + \mathbf{W}p_C \end{pmatrix}, \mathbf{I} \otimes \mathbf{R} \right) \quad [7.4]$$

onde \mathbf{A} , \mathbf{B} e \mathbf{C} representam os vectores dos parâmetros do modelo de Wood; β é a matriz dos efeitos fixos (já definidos em cima) para cada um dos parâmetros; \mathbf{a} é o vector dos efeitos genéticos aditivos para cada um dos parâmetros; \mathbf{p} é o vector dos efeitos ambientais permanentes associados a cada um dos parâmetros; \mathbf{X} , \mathbf{Z} e \mathbf{W} são matrizes de incidência que associam os parâmetros com os efeitos respectivos; \mathbf{R} é uma matriz 3x3 das (co)variâncias dos resíduos entre os parâmetros e \mathbf{I} é a matriz identidade.

3.1.3. Terceira fase: informação *a priori* dos parâmetros desconhecidos

Esta terceira fase consiste na descrição da informação *a priori* de todos os parâmetros de interesse das primeira e segunda fases.

A variância residual (variância de ajuste da curva), relativa à primeira fase da modelação proposta, segue uma distribuição a priori uniforme no espaço paramétrico adequado:

$$p(\sigma_e^2) \sim U(0, 5) \quad [7.5]$$

As distribuições a priori dos efeitos rebanho, ano/mês (estação) de parto, ordem de lactação, idade ao parto, tipo de parto e tipo de contraste assumem-se ser uniformes entre intervalos de valores esperados:

$$p(\beta_A) \sim U(-1000, 1000) \quad [7.6]$$

$$p(\beta_B) \sim U(-100, 100) \quad [7.7]$$

$$p(\beta_C) \sim U(-100, 100) \quad [7.8]$$

As distribuições a priori dos efeitos genéticos aditivos e dos efeitos ambientais permanentes assumem-se ser normais multivariadas:

$$p(\mathbf{a}_A, \mathbf{a}_B, \mathbf{a}_C) \sim N(0, \mathbf{A} \otimes \mathbf{G}_a) \quad [7.9]$$

$$p(\mathbf{p}_A, \mathbf{p}_B, \mathbf{p}_C) \sim N(0, \mathbf{I} \otimes \mathbf{G}_p) \quad [7.10]$$

onde \mathbf{A} é a matriz de parentescos aditiva, \mathbf{G}_a é a matriz de (co)variâncias genéticas aditivas, \mathbf{I} é uma matriz identidade, \mathbf{G}_p é a matriz de (co)variâncias ambientais permanentes.

As distribuições a priori das (co)variâncias genéticas aditivas, ambientais permanentes e dos resíduos ajustam-se a distribuições Wishart invertidas:

$$p(\mathbf{G}_a) \sim IW(\mathbf{G}_{a_0}, 5) \quad [7.11]$$

$$p(\mathbf{G}_p) \sim IW(\mathbf{G}_{p_0}, 5) \quad [7.12]$$

$$p(\mathbf{R}) \sim IW(\mathbf{R}_0, 5) \quad [7.13]$$

onde \mathbf{G}_{a_0} , \mathbf{G}_{p_0} e \mathbf{R}_0 são matrizes diagonais, cada uma com elementos com 1/3 do valor total da variância.

3.3. Distribuição posterior conjunta

A distribuição posterior conjunta pode ser representada por:

$$\begin{aligned}
 & p(A, B, C, \sigma_e^2, \mathbf{a}_A, \mathbf{a}_B, \mathbf{a}_C, \rho_A, \rho_B, \rho_C, \beta_A, \beta_B, \beta_C, G_a, G_p, R | y) \propto \\
 & p(y | A, B, C, \sigma_e^2) p(A, B, C | \mathbf{a}_A, \mathbf{a}_B, \mathbf{a}_C, \rho_A, \rho_B, \rho_C, \beta_A, \beta_B, \beta_C, G_a, G_p, R) \\
 & \times p(\mathbf{a}_A, \mathbf{a}_B, \mathbf{a}_C | G_a) p(\rho_A, \rho_B, \rho_C | G_p) p(\sigma_e^2) p(R) p(G_a) p(G_p) p(\beta_A, \beta_B, \beta_C) \quad [7.14]
 \end{aligned}$$

sendo $p(y | A, B, C, \sigma_e^2)$ a verossimilhança das observações y (contrastos leiteiros, dado os parâmetros A , B e C e a variância residual da primeira fase de modelação [7.1]; $p(A, B, C | \mathbf{a}_A, \mathbf{a}_B, \mathbf{a}_C, \rho_A, \rho_B, \rho_C, \beta_A, \beta_B, \beta_C, G_a, G_p, R)$, a distribuição a priori dos parâmetros A , B e C , dados os efeitos genéticos aditivos, ambientais permanentes e fixos, e as variâncias genética aditiva, ambiental permanente e residual [7.4]; $p(\mathbf{a}_A, \mathbf{a}_B, \mathbf{a}_C | G_a)$ e $p(\rho_A, \rho_B, \rho_C | G_p)$, as distribuições a priori dos efeitos genéticos aditivos (dado a variância genética aditiva) [7.9] e ambientais permanentes (dado a variância ambiental permanente) [7.10]; $p(\sigma_e^2)$, a distribuição a priori da variância residual de ajustamento da curva [7.5]; $p(R)$, $p(G_a)$ e $p(G_p)$, as distribuições a priori das variâncias residual [7.13], genética aditiva [7.11] e ambiental permanente [7.12] da segunda fase de modelação; $p(\beta_A, \beta_B, \beta_C)$, a distribuição a priori dos efeitos fixos [7.6] [7.7] [7.8].

3.4. Distribuições condicionais posteriores

A partir da distribuição posterior conjunta [7.14], desenvolvemos as distribuições condicionais posteriores dos parâmetros de interesse, necessárias para proceder à amostragem de Monte Carlo.

A distribuição condicional posterior da variância residual da primeira fase da modelação é Qui-quadrada invertida.

As distribuições condicionais posteriores para os efeitos do rebanho, do ano/mês (estação) de parto, da ordem de lactação, da idade ao parto, do tipo de parto, do tipo de contraste, ambientais permanentes e genéticos aditivos são distribuições normais univariadas. As distribuições condicionais posteriores para os componentes de (co)variância são distribuições Wishart invertidas (Varona *et al.*, 1997; 1999).

O parâmetro A do modelo de Wood assume-se seguir uma distribuição condicional posterior normal univariada. Por outro lado, como o modelo de Wood apresenta uma forma não-linear relativamente aos parâmetros B (t^B) e C ($e^{-C \times t}$), as distribuições, para cada um dos parâmetros, são de forma desconhecida (Sorensen e Gianola, 2002).

3.5. Algoritmos de amostragem

Estimativas dos parâmetros desconhecidos (A, B, C, σ_e^2 , β , a, p, G_a , G_p , R) foram obtidas, para todas as lactações, usando a amostragem de Gibbs (Geman e Geman, 1984; Gelfand e Smith, 1990), com um procedimento de Metropolis-Hastings (Hastings, 1970) para os casos da estimação dos parâmetros B e C do modelo de Wood.

A implementação dos algoritmos foi realizada através de um software específico desenvolvido em Fortran 77, por forma a obter amostras autocorrelacionadas a partir das distribuições condicionais posteriores e subseqüentemente, das distribuições marginais posteriores de todos os parâmetros desconhecidos nos modelos.

A implementação foi a seguinte:

1. Imputar valores iniciais para cada um dos parâmetros desconhecidos;
2. Gerar A_i , para cada lactação i ($i= 1, \dots, 9527/29057$), da distribuição normal univariada;

3. Gerar B_i e C_i , para cada lactação i ($i= 1, \dots, 9527/29057$), através de Metropolis-Hastings;
4. Gerar σ_e^2 , de uma distribuição χ^2 invertida;
5. Gerar β de distribuições normais univariadas;
6. Gerar a e p de distribuições normais univariadas;
7. Gerar G_a de uma distribuição Wishart invertida;
8. Gerar G_p de uma distribuição Wishart invertida;
9. Gerar R de uma distribuição Wishart invertida;
10. Voltar ao passo 2, e realizar este procedimento 500000 vezes.

3.6. Análises após Gibbs

A partir das amostragens realizadas, obtivemos cadeias de Markov da variância de ajustamento da curva (1.^a fase) e das (co)variâncias genéticas aditivas, ambientais permanentes e residuais dos parâmetros A, B e C. A partir das fórmulas usuais de cálculo da heritabilidade, repetibilidade e correlações [6.6], [6.7] e [6.8], obtivemos cadeias amostrais das heritabilidades e repetibilidades de A, B e C e das correlações genéticas aditivas, ambientais permanentes e residuais entre os parâmetros do modelo de Wood (Wang *et al.*, 1994b).

Através deste processo iterativo de amostragem, obtivemos cadeias de Markov de 500000 iterações, com espaçamento entre as iterações amostradas (*thin*) de 10 e com um período de aquecimento (*burn-in*) de 1000 iterações. O período de aquecimento definido foi baseado na avaliação subjectiva dos traçados das cadeias de Markov. As inferências genéticas e não genéticas foram realizadas, portanto, considerando as 49000 iterações restantes.

Das distribuições posteriores foram obtidas estatísticas pontuais e de dispersão como a mediana, a moda, a média, o desvio padrão e o intervalo de credibilidade a 95%.

3.7. Convergência, tamanho efectivo das amostras e erro de Monte Carlo

Analísamos a convergência das cadeias de Markov resultantes do processo, usando os diagnósticos de Geweke (1992) e de Raftery e Lewis (1992; 1995), o cálculo do tamanho efectivo das amostras (Geyer, 1992), o cálculo do erro de Monte Carlo e o critério informal de visualização gráfica, através do software R (R Development Core Team, 2004) e CODA (Best *et al.*, 1995; Plummer *et al.*, 2005).

No caso do diagnósticos de Geweke (1992), foram consideradas uma amostra das 10% primeiras iterações e outra das 50% últimas para avaliar a convergência das cadeias. Para o diagnóstico de Raftery e Lewis (1992; 1995) foi considerado para a estimação um grau de precisão de $\pm 0,005$ com a probabilidade de 95%.

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1. Convergência, tamanho efectivo das amostras e Erro de Monte Carlo

Nos Quadro 7.3 e 7.4 apresentamos os valores dos tamanhos efectivos das amostras e Erros de Monte Carlo para as (co)variâncias e parâmetros ambientais permanentes, genéticos e residuais para os parâmetros A, B e C do modelo de Wood utilizado.

Para as (co)variâncias estimadas, de um modo geral (exceptuando a variância de ajuste da curva), os tamanhos efectivos das amostras são baixos (Quadro 7.3). No entanto, os valores do Erro de Monte Carlo são baixos, exceptuando, estranhamente, para as variâncias genética aditiva, ambiental permanente e residual do parâmetro A, que se apresentam muito elevados (Quadro 7.3).

Quadro 7.3. Tamanho Efectivo da Amostra e Erro de Monte Carlo associados às distribuições marginais posteriores das (co)variâncias genética aditiva, ambiental permanente e residual dos parâmetros A, B e C do modelo de Wood e variância de ajuste da curva (n=49000).

	Tamanho Efectivo da Amostra		Erro de Monte Carlo	
	var. Preta	var. Branca	var. Preta	var. Branca
σ_a^2 (A)	38	45	75	42,2
σ_a^2 (B)	56	25	$0,4 \cdot 10^{-5}$	$0,4 \cdot 10^{-5}$
σ_a^2 (C)	24	72	$0,1 \cdot 10^{-7}$	$0,7 \cdot 10^{-8}$
σ_a (A · B)	40	28	0,015	0,0112
σ_a (A · C)	41	94	0,0008	0,0004
σ_a (B · C)	60	29	$0,1 \cdot 10^{-6}$	$0,2 \cdot 10^{-6}$
σ_{perm}^2 (A)	10	24	81	23,1
σ_{perm}^2 (B)	11	17	$0,9 \cdot 10^{-5}$	$0,5 \cdot 10^{-5}$
σ_{perm}^2 (C)	40	30	$0,1 \cdot 10^{-7}$	$0,3 \cdot 10^{-7}$
σ_{perm} (A · B)	23	52	0,01	0,0061
σ_{perm} (A · C)	19	30	0,0006	0,0002
σ_{perm} (B · C)	21	24	$0,2 \cdot 10^{-6}$	$0,1 \cdot 10^{-6}$
σ_e^2 (A)	7	8	283,6	246,0
σ_e^2 (B)	11	17	0,00001	$0,4 \cdot 10^{-5}$
σ_e^2 (C)	207	143	$0,1 \cdot 10^{-7}$	$0,8 \cdot 10^{-8}$
σ_e (A · B)	10	30	0,039	0,0123
σ_e (A · C)	43	42	0,002	0,0009
σ_e (B · C)	8	18	$0,3 \cdot 10^{-6}$	$0,2 \cdot 10^{-6}$
σ_e^2	15642	13745	0,0003	0,0002

Os valores do tamanho efectivo das amostras dos parâmetros apresentados no Quadro 7.4, são baixos, mas aceitáveis pela complexidade do modelo utilizado neste trabalho. Varona *et al.* (1998) obtiveram valores de tamanho efectivo das amostras da mesma ordem de grandeza. Além disso, os valores do Erro de Monte Carlo são satisfatoriamente baixos (máximo de 0,07, com a maioria, de valor inferior a 0,01). De

qualquer forma, os erros de Monte Carlo respeitantes à variedade Preta são ligeiramente superiores aos da variedade Branca, com os valores do tamanho efectivo das amostras, genericamente, a variarem de forma inversa.

Através da análise dos coeficientes Z do teste de convergência de Geweke (1992; Quadro A13.1) verificámos a existência de valores muito dispares (de 1,00 a 58,8, para a variedade Preta e -0,71 a 30, para a variedade Branca), o que pressupõe a não convergência total pelo menos para aqueles parâmetros com valores de Z mais elevados.

Tal situação de convergência também é evidente na análise dos valores obtidos pelo diagnóstico de convergência de Rafery e Lewis (1992, 1995; Quadros A13.2 e A13.3). Assim, apesar de para a grande maioria das estimativas os valores de *burn-in* aconselhados pelo teste serem inferiores ao utilizado por nós neste trabalho (*burn-in*=1000) e o número de iterações totais ser também maioritariamente inferior a 500000, observámos que existem alguns parâmetros com valores superiores para estes dois critérios. De facto, a análise visual dos traçados de convergência revela, em algumas distribuições, cadeias com fraca estacionaridade, mesmo após o período de *burn-in* (Anexos 8 e 9).

Não obstante podermos considerar que as médias posteriores obtidas a partir das cadeias de Monte Carlo são uma estimativa das (co)variâncias, correlações, heritabilidades e repetibilidades dos parâmetros A, B e C do modelo de Wood, parece que, pelo menos algumas das cadeias poderiam ser mais longas; ou seja, o processo iterativo de amostragem ser mantido com mais de 500000 iterações. Assim, a inferência total acerca de algumas formas das distribuições marginais posteriores não podem ser determinadas eficientemente (Varona *et al.*, 1998).

4.2. Estimativas dos parâmetros do modelo de Wood

No Quadro 7.5 apresentamos as estimativas médias posteriores dos parâmetros A, B e C do modelo de Wood, para cada uma das variedades. As estimativas de A são

ligeiramente inferiores aos obtidos por Delgado (1988), com um número muito reduzido de lactações da ovelha Serra da Estrela. No entanto, este autor obtém valores médios negativos para B e C, o que não se observa no nosso trabalho devido à abordagem bayesiana que se implementou.

Quadro 7.4. Tamanho Efectivo da Amostra e Erro de Monte Carlo associados às distribuições marginais posteriores das correlações genética aditiva, ambiental permanente e residual, e heritabilidades e repetibilidades dos parâmetros A, B e C do modelo de Wood (n=49000).

	Tamanho Efectivo da Amostra		Erro de Monte Carlo	
	var. Preta	var. Branca	var. Preta	var. Branca
$r_a(A \cdot B)$	24	12	0,007	0,018
$r_a(A \cdot C)$	30	16	0,005	0,007
$r_a(B \cdot C)$	59	26	0,008	0,013
$r_{perm}(A \cdot B)$	19	41	0,06	0,016
$r_{perm}(A \cdot C)$	12	17	0,07	0,033
$r_{perm}(B \cdot C)$	13	65	0,04	0,016
$r_e(A \cdot B)$	6	13	0,009	0,005
$r_e(A \cdot C)$	10	13	0,001	0,001
$r_e(B \cdot C)$	10	20	0,001	0,004
$h^2(A)$	19	59	0,002	0,001
$h^2(B)$	48	39	0,003	0,003
$h^2(C)$	29	71	0,002	0,002
$r(A)$	28	93	0,002	0,001
$r(B)$	14	23	0,006	0,004
$r(C)$	42	125	0,002	0,002

Como é evidenciado pela Figura 7.1, as curvas médias para as duas variedades são semelhantes, apresentando, no entanto, a curva de lactação da variedade Preta, um valor de A superior (Quadro 7.5), com conseqüente valor superior no início da lactação avaliada (a partir do 5.º dia, como foi definido pelas restrições impostas e referidas no Capítulo 5),

com produção no pico superior, e este obtido mais precocemente. Por outro lado, a curva de produção de leite da variedade Branca parece apresentar maior persistência (valor de C ligeiramente inferior ao da variedade Preta; Quadro 7.5).

Quadro 7.5. Médias posteriores (\pm desvio padrão posterior) dos parâmetros A, B e C do modelo de Wood, e do dia (Dpico) e produção (Ppico) no pico da curva de lactação, por variedade.

	var. Branca (n=29057)	var. Preta (n=9527)
A (ml)	913,6 \pm 231,5	970,5 \pm 251,6
B	0,167 \pm 0,070	0,157 \pm 0,067
C	0,0084 \pm 0,0024	0,0085 \pm 0,0028
Dpico (dias)	19,8	18,5
Ppico (ml)	1271,2	1311,5

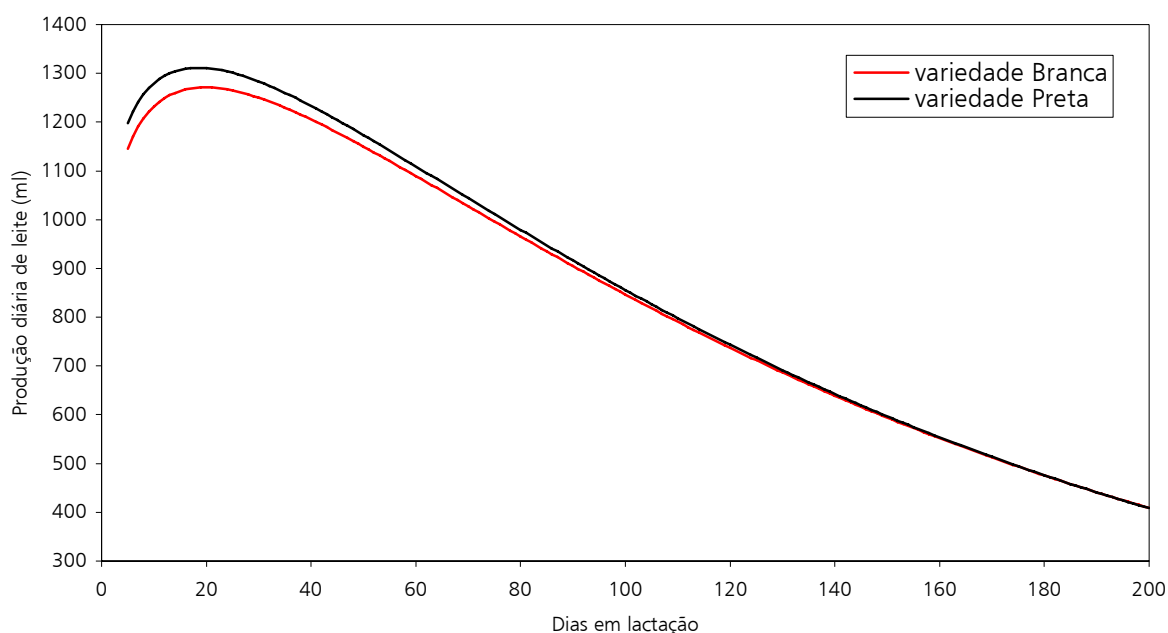


Figura 7.1. Curvas médias de produção de leite estimadas de acordo com as variedade Branca e Preta.

A frequência da distribuição das médias posteriores para cada parâmetro é semelhante entre as duas variedades (Quadro 7.6). Verificamos, para o parâmetro A, uma representação de $\pm 70\%$, com valores entre 500 e 1250. O parâmetro B apresenta $\pm 55\%$

dos valores médios posteriores entre 0,10 e 0,20 e o parâmetro C cerca de 65% das médias posteriores entre 0,005 e 0,010 (Quadro 7.6).

Quadro 7.6. Distribuição, por classes, dos parâmetros A, B e C do modelo de Wood.

Classes	var. Branca (n=29057)		var. Preta (n=9527)	
	n	%	n	%
A				
[0-250[32	0,1	0	0,0
[250-500[1256	4,3	287	3,0
[500-750[5208	17,9	1535	16,1
[750-1000[12390	42,6	3462	36,3
[1000-1250[8190	28,2	2923	30,7
[1250-1500[1748	6,0	1133	11,9
[1500-1750[221	0,8	176	1,8
>1750	12	0,0	11	0,1
B				
[0-0,05[530	1,8	195	2,0
[0,05-0,10[4615	15,9	1773	18,6
[0,10-0,15[8131	28,0	2892	30,4
[0,15-0,20[6978	24,0	2397	25,2
[0,20-0,25[4977	17,1	1340	14,1
[0,25-0,30[2592	8,9	596	6,3
[0,30-0,35[966	3,3	259	2,7
>0,35	268	0,9	75	0,8
C				
[0-0,0025[103	0,4	54	0,6
[0,0025-0,0050[1879	6,5	761	8,0
[0,0050-0,0075[8365	28,8	2864	30,1
[0,0075-0,0100[11520	39,6	3347	35,1
[0,0100-0,0125[5870	20,2	1708	17,9
[0,0125-0,0150[1145	3,9	583	6,1
[0,0150-0,0175[155	0,5	170	1,8
>0,0175	20	0,1	40	0,4

4.3. Estimativas das curvas de produção, de acordo com os factores ambientais

As Figuras 7.2 e 7.3 apresentam o comportamento das curvas de produção de leite, para cada uma das variedades, de acordo com o número de ordem de lactação. É evidente a diferença das curvas médias, nomeadamente entre a curva da primeira lactação e as restantes lactações. Assim, as primeiras lactações apresentam uma produção inicial (A) e inclinações nas fases ascendente da curva até ao pico (B) e descendente, após o pico de produção (C) inferiores, o que implica menores produções no pico (Ppico; Quadros A6.1 e A6.2). O número de dias ao pico (Dpico) é inferior para a variedade Branca e superior para a variedade Preta, quando comparados com os valores das ordens de lactação superiores (Quadros A6.1 e A6.2). Por outro lado, existe um padrão genérico de evolução dos valores das parâmetros, de acordo com o número de ordem de lactação. De forma geral, as médias posteriores de A, B e C, Dpico e Ppico aumentam da primeira até às terceira, quarta ou quinta lactações, após as quais diminuem até às lactações de ordem 8 a 11 (Quadros A6.1 e A6.2).

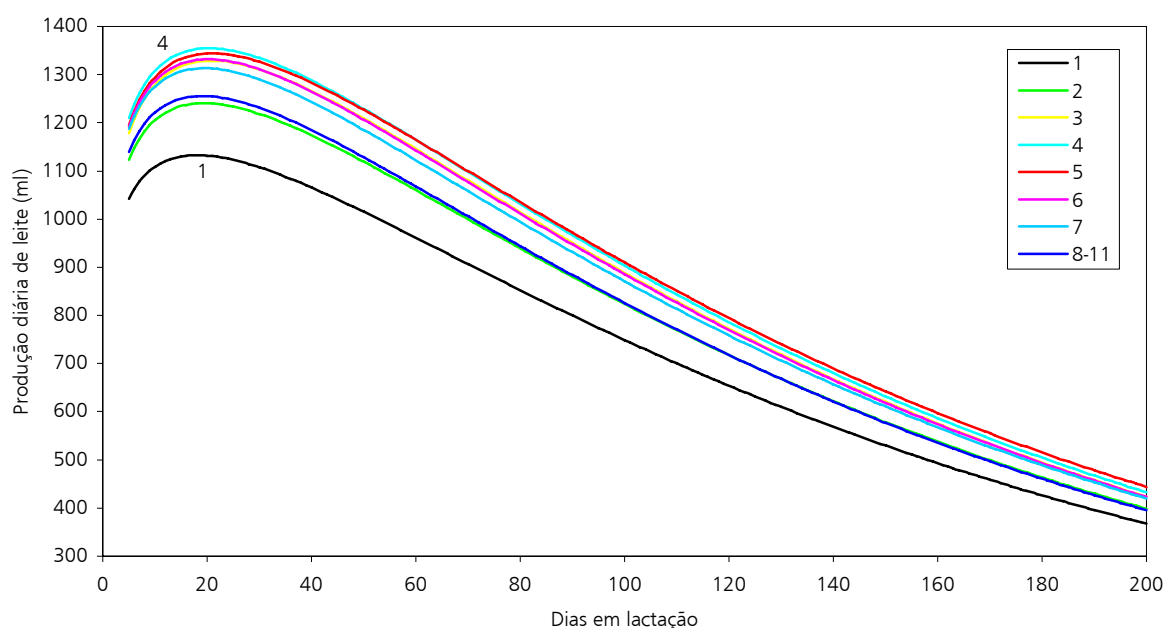


Figura 7.2. Curvas médias de produção de leite estimadas da variedade Branca, de acordo com o número de ordem de lactação.

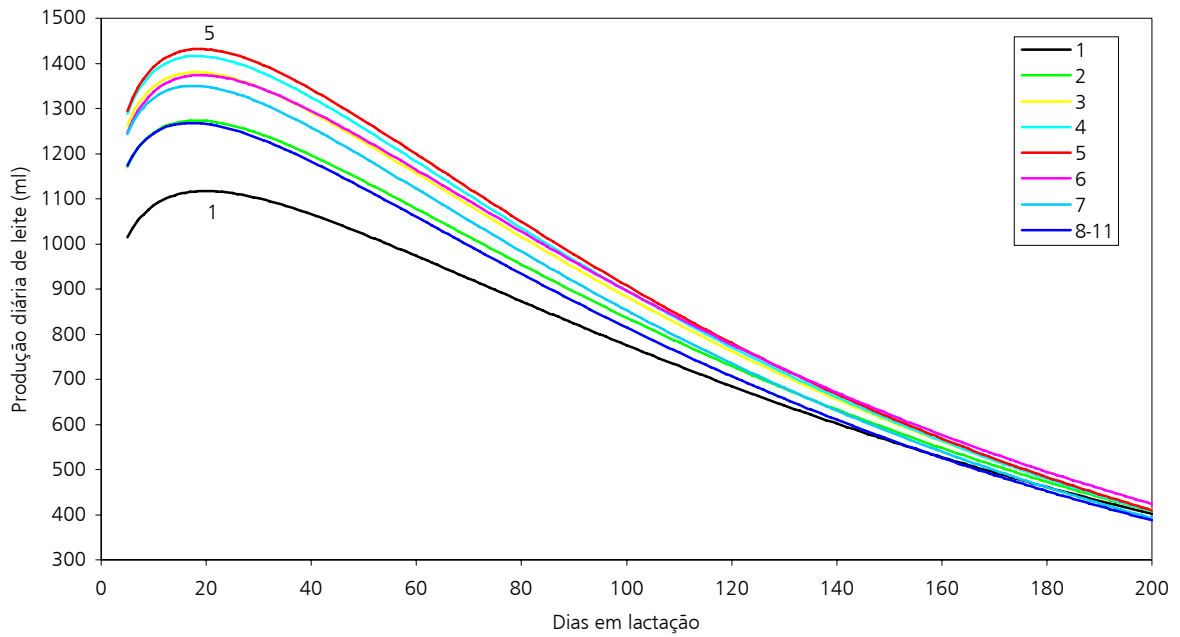


Figura 7.3. Curvas médias de produção de leite estimadas da variedade Preta, de acordo com o número de ordem de lactação.

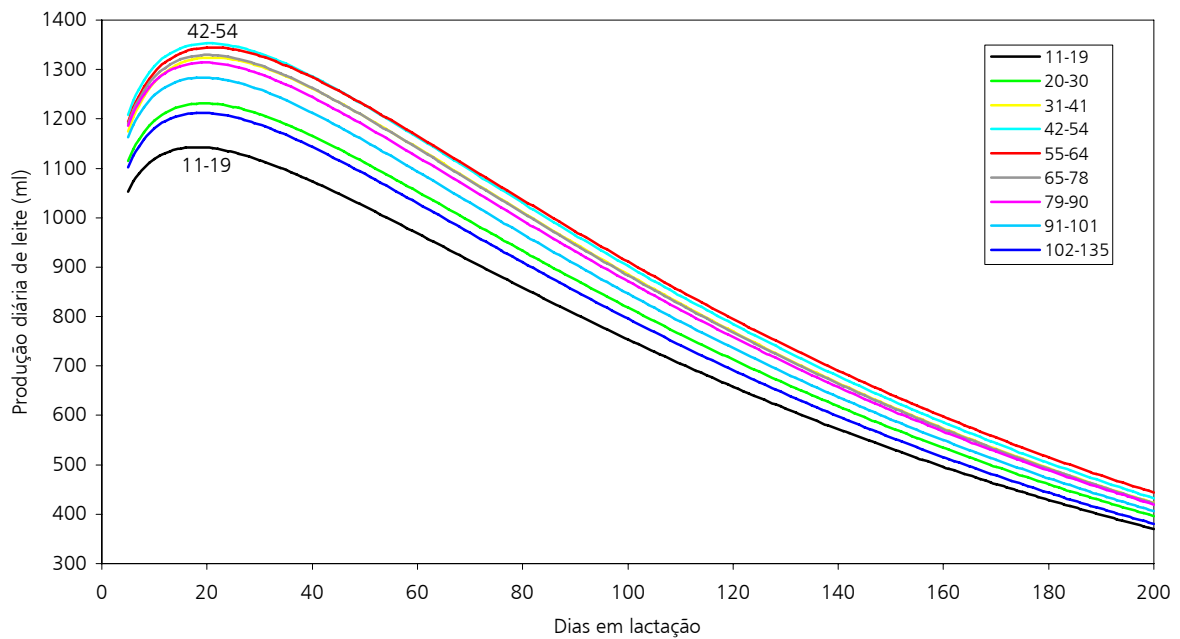


Figura 7.4. Curvas médias de produção de leite estimadas da variedade Branca, de acordo com a idade ao parto.

A influência da idade ao parto na disposição das curvas estimadas (Figuras 7.4 e 7.5) é similar à influência do número de ordem de lactação (Quadros A6.1 e A6.2) devido, provavelmente, à concomitância entre a idade ao parto e a evolução temporal do número

de ordem de lactação. Por conseguinte, os valores mais elevados para todos os parâmetros (Quadros A6.1 e A6.2) são obtidos nas idades ao parto intermédias consideradas (31 a 64 meses), diminuindo para idades inferiores e superiores a estas.

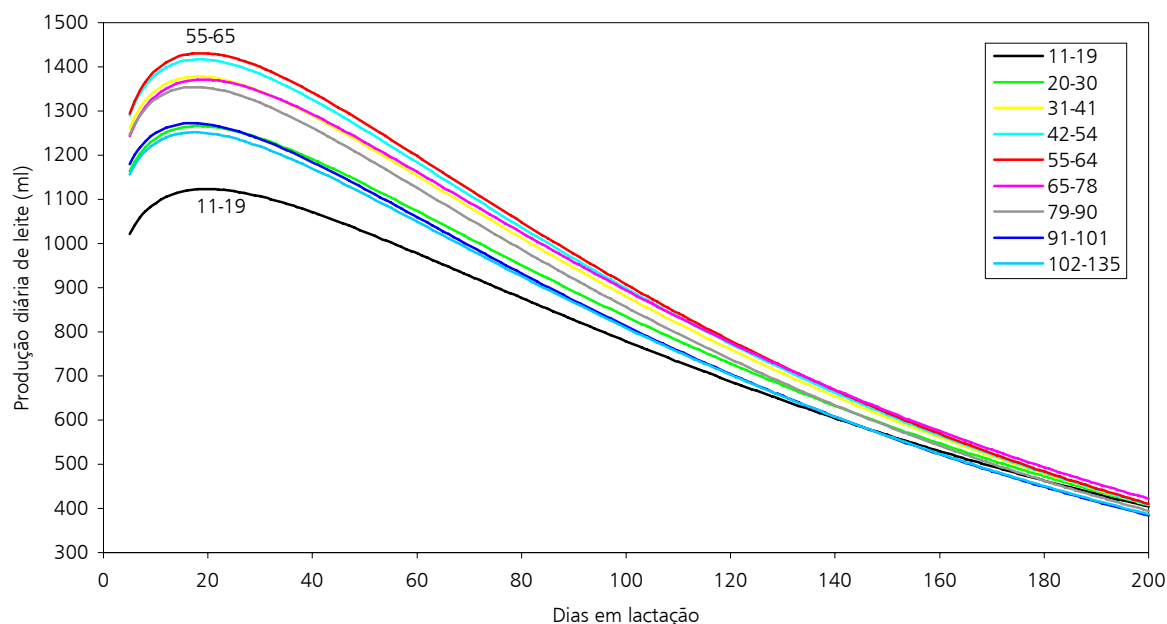


Figura 7.5. Curvas médias de produção de leite estimadas da variedade Preta, de acordo com a idade ao parto.

A influência do tipo de parto é evidente na manifestação da trajectória das curvas de lactação (Figuras 7.6 e 7.7). Os partos múltiplos originam curvas médias de lactação com maiores valores dos parâmetros (Quadros A6.1 e A6.2), exceptuando o D_{pico} , que é superior para os partos simples na variedade Preta. Obtêm-se, deste modo, valores iniciais de produção superiores, picos mais elevados mas menores persistências para as curvas de produção de leite originadas em lactações de ovelhas com partos múltiplos (Figuras 7.6 e 7.7).

Apesar de não ser tão evidente a diferença como no caso da influência do tipo de parto, o tipo de contraste funcional (leiteiro) implica a existência de dois tipos de curvas de produção de leite diferenciadas, para qualquer uma das variedades (Figuras 7.8 e 7.9). Assim, lactações em que o tipo de contraste é o A4 (mensuração de 2 ordenhas no dia do

contraste), apresentam uma curva média de produção de leite com valores médios superiores para os parâmetros A, B (excepto para a variedade Branca), C e Ppico e inferiores para o Dpico (Quadros A6.1 e A6.2).

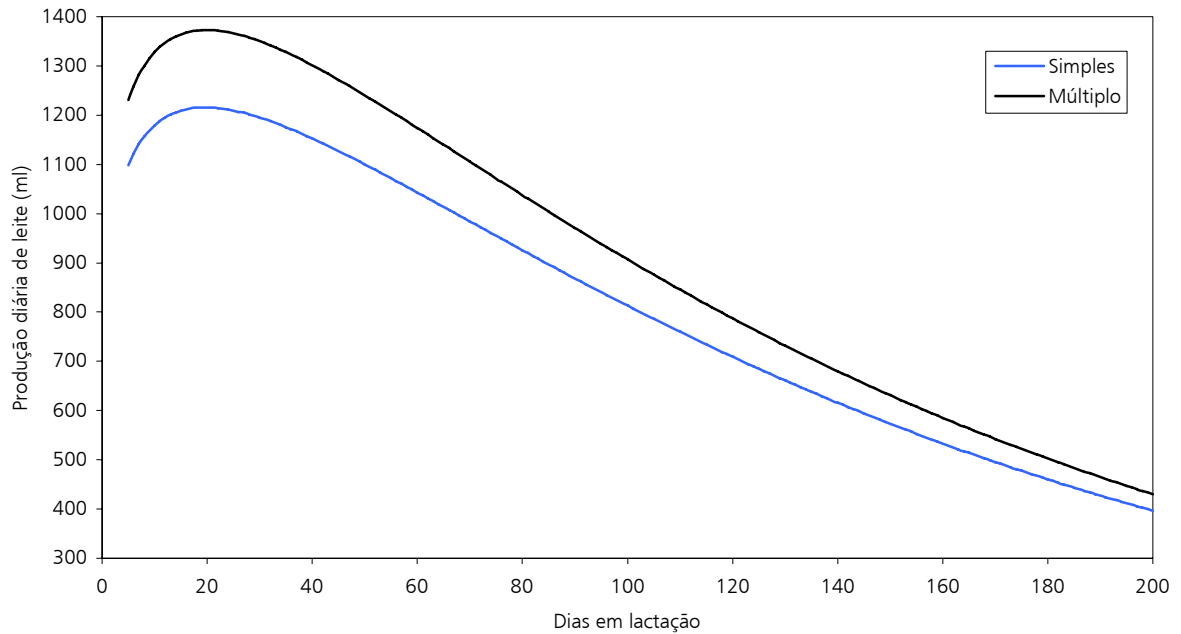


Figura 7.6. Curvas médias de produção de leite estimadas da variedade Branca, de acordo com o tipo de parto.

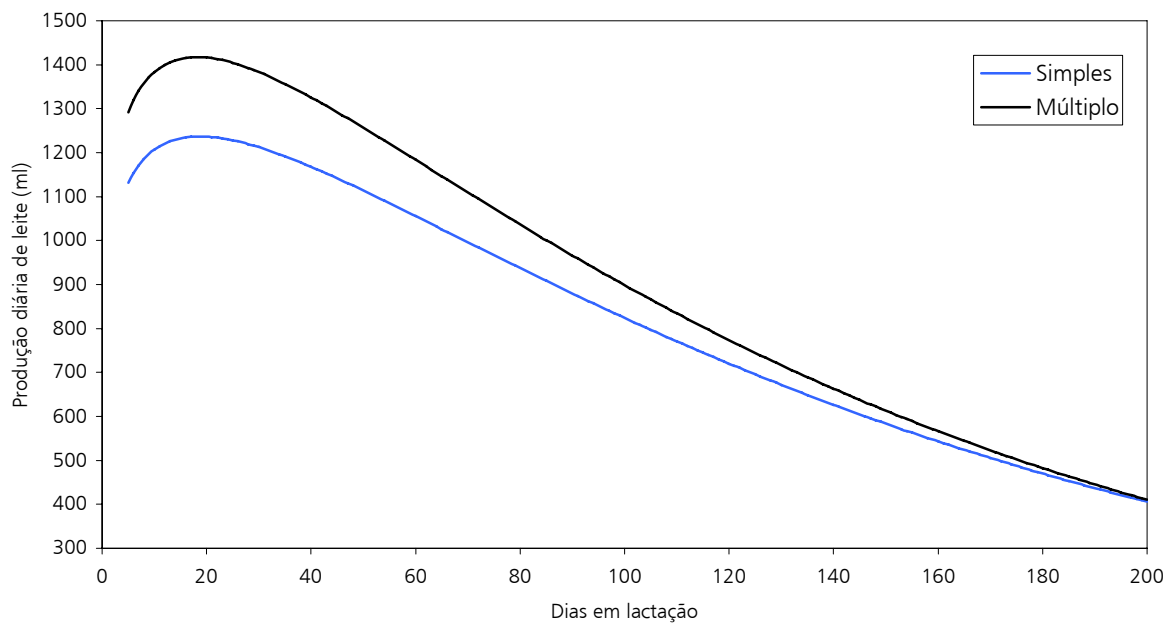


Figura 7.7. Curvas médias de produção de leite estimadas da variedade Preta, de acordo com o tipo de parto.

Desta forma, parece ser evidente a necessidade da avaliação da ponderação do valor do contraste diário realizado no tipo de contraste AT (mensuração de 1 ordenha no dia do contraste) a partir da única ordenha utilizada para aferir da produção desse dia. Como mencionado antes (Capítulo 5), este factor de correcção é de valor 2, duplicando-se a produção de uma ordenha para considerarmos a produção total do contraste diário.

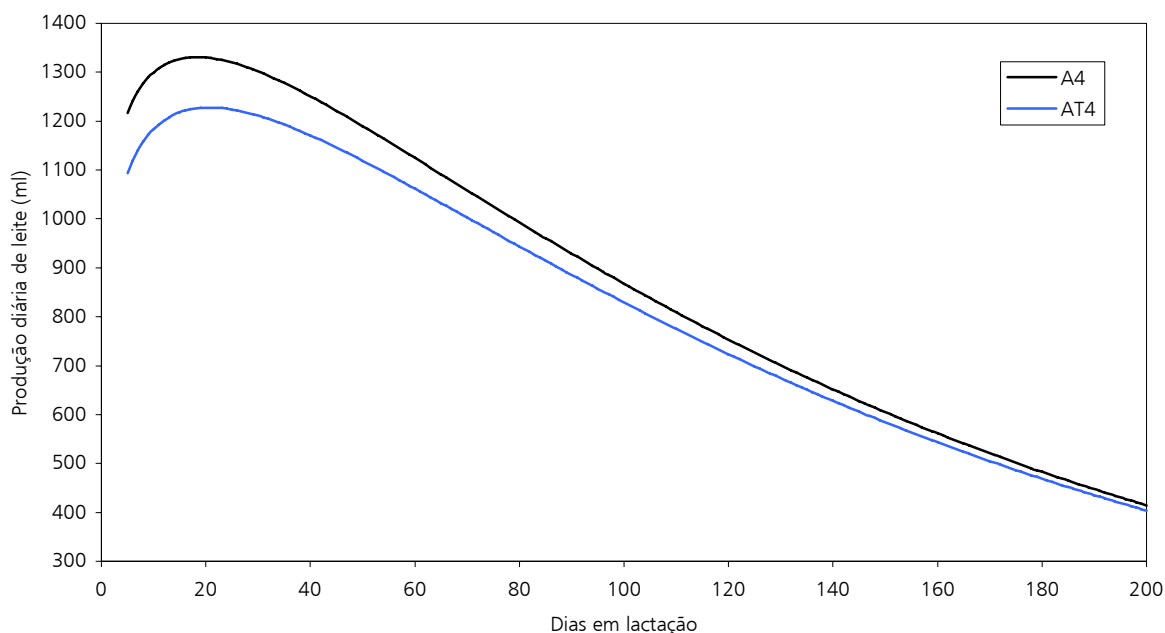


Figura 7.8. Curvas médias de produção de leite estimadas da variedade Branca, de acordo com o tipo de contraste funcional.

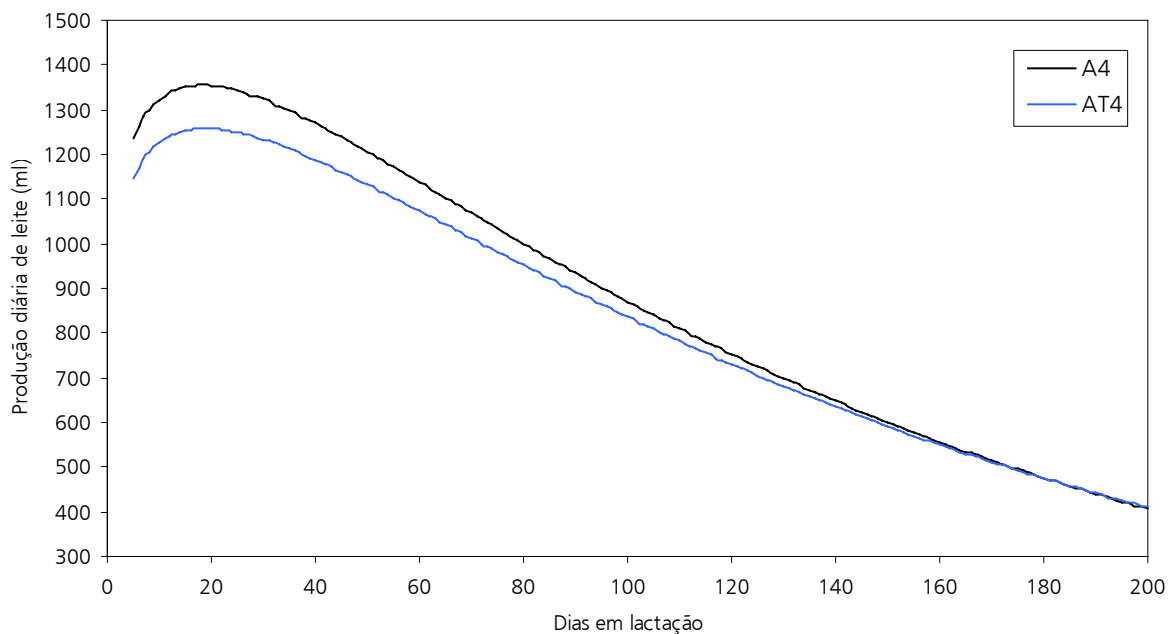


Figura 7.9. Curvas médias de produção de leite estimadas da variedade Preta, de acordo com o tipo de contraste funcional.

4.4. Estimativas dos parâmetros genéticos

As inferências realizadas para todas os componentes de (co)variância e parâmetros daí construídos, foram baseadas nas cadeias amostrais de tamanho 49000 (total de 50000, com seleção de uma em cada 10 (*thin*=10), com um período de *burn-in* de 1000 iterações).

Os traçados de convergência e as densidades posteriores estimadas para os parâmetros de dispersão encontram-se nos Anexos 7 a 12.

Apesar de muitas distribuições posteriores serem tendencialmente normais e unimodais, existem alguns casos em que as densidades condicionais posteriores são bi- ou multi-modais e/ou enviesadas, derivado a problemas numéricos de arredondamento e do processo de construção dos gráficos das densidades usado no software CODA (Plummer *et al.*, 2005).

As estimativas das média±desvio padrão, moda, mediana e intervalo de credibilidade a 95% das distribuições posteriores dos componentes de (co)variância encontram-se nos quadros 7.7 e 7.8.

A média, a moda e a mediana da variância residual da primeira fase do modelo hierárquico (σ_e^2) são iguais, para as duas variedades, confirmando a simetria das distribuições marginais posteriores (Figuras A7.1 e A7.2). As inferências acerca deste parâmetro são precisas, reforçadas pela pequena magnitude do intervalo de credibilidade a 95% e pelos valores dos coeficientes de variação: 0,4 e 0,7%, respectivamente para as variedades Branca e Preta (Quadros 7.7 e 7.8).

As densidades posteriores das variâncias genéticas ($\sigma_a^2(x)$) apresentam curvas enviesadas, sendo algumas bi-modais, com a mediana e a média semelhantes e a moda ligeiramente diferente, de acordo com o grau de enviesamento (Quadros 7.7 e 7.8). Os coeficientes de variação variam entre 8,9 e 16,7%, nas duas variedades.

As densidades posteriores das covariâncias genéticas ($\sigma_a(x \cdot \gamma)$) dos três parâmetros, apresentam dois padrões diferentes, conforme a variedade. Assim, os intervalos de credibilidade a 95% são mais amplos (com coeficientes de variação superiores) para a variedade Branca em relação à Preta (Quadros 7.7 e 7.8).

Quadro 7.7. Mediana, moda, média, desvio padrão e intervalo de credibilidade a 95% posteriores das (co)variâncias genética aditiva, ambiental permanente e residual dos parâmetros A, B e C do modelo de Wood e variância de ajuste da curva, para a variedade Branca.

	Mediana	Moda	Média	DP	[95%]
$\sigma_a^2(A)$	2485	1671	2452	360	1709 - 3136
$\sigma_a^2(B) (*10^{-5})$	21,0	19,0	21,0	3,5	14,7 - 28,0
$\sigma_a^2(C) (*10^{-7})$	7,20	7,40	7,16	0,64	6,0 - 8,4
$\sigma_a(A \cdot B)$	0,392	0,311	0,395	0,093	0,234 - 0,558
$\sigma_a(A \cdot C)$	0,034	0,032	0,034	0,003	0,028 - 0,041
$\sigma_a(B \cdot C) (*10^{-7})$	9,0	13,0	7,2	12,7	-17,0 - 29,0
$\sigma_{perm}^2(A)$	317,1	187,0	366,6	188,0	122,5 - 808,6
$\sigma_{perm}^2(B) (*10^{-5})$	17,0	15,0	18,0	4,2	10,8 - 25,6
$\sigma_{perm}^2(C) (*10^{-7})$	0,8	0,8	0,86	0,32	0,3 - 1,5
$\sigma_{perm}(A \cdot B)$	0,180	0,167	0,185	0,051	0,097 - 0,296
$\sigma_{perm}(A \cdot C)$	0,0035	0,0034	0,0037	0,0019	0,0004 - 0,0080
$\sigma_{perm}(B \cdot C) (*10^{-7})$	29,0	35,0	28,8	9,5	10,0 - 46,0
$\sigma_e^2(A)$	24826,7	23314,9	25577,0	2033,4	23228,0 - 30420,0
$\sigma_e^2(B) (*10^{-5})$	61,0	61,0	61,0	3,6	50,8 - 66,9
$\sigma_e^2(C) (*10^{-7})$	35,0	35,0	35,0	0,79	32,9 - 36,0
$\sigma_e(A \cdot B)$	2,20	2,26	2,18	0,102	1,97 - 2,34
$\sigma_e(A \cdot C)$	0,264	0,261	0,266	0,008	0,253 - 0,283
$\sigma_e(B \cdot C) (*10^{-7})$	67,0	78,0	65,8	15,9	34,0 - 92,0
σ_e^2	2,00	2,00	2,00	0,008	1,99 - 2,02

As densidades posteriores das (co)variâncias ambientais permanentes dos parâmetros A, B e C, apresentam-se, em geral, enviesadas e com grandes amplitudes dos intervalos de credibilidade a 95%. Os coeficientes de variação variam entre 23,3 e 1277,8%. Já as densidades posteriores das (co)variâncias residuais, apesar de que nalguns casos sejam bi-modais, apresentam uma dispersão menor, associada aos intervalos de credibilidade a 95%. Os valores dos coeficientes de variação variam entre 2,3 e 11,0, com valores superiores nas covariâncias residuais entre os parâmetros B e C ($\sigma_{e(B \cdot C)}$): 24,2%, na variedade Branca e 30,8%, na variedade Preta.

Nas quadros 7.9 e 7.10, apresentamos as mediana, moda, média \pm desvio padrão e intervalo de credibilidade a 95% posteriores das heritabilidades, repetibilidades e correlações genéticas, ambientais permanentes e residuais para os parâmetros A, B e C do modelo de Wood, para as variedades Branca e Preta.

Os valores médios posteriores das heritabilidades são, respectivamente, para as variedades Branca e Preta: 0,086 \pm 0,011 e 0,112 \pm 0,017 (A); 0,210 \pm 0,027 e 0,244 \pm 0,026 (B); 0,168 \pm 0,015 e 0,138 \pm 0,018 (C). Como se constata, as heritabilidades dos parâmetros A e B são superiores na variedade Preta e o inverso ocorre na variedade Branca, para o parâmetro C (Quadros 7.9 e 7.10).

As densidades posteriores para as heritabilidades estão representadas nos Anexos 11 (variedade Branca) e 12 (variedade Preta). Apesar de serem tendencialmente normais, existe enviesamento e/ou bi-modalidade, nomeadamente nas correspondentes ao parâmetro A, reflectindo valores modais diferentes das médias e medianas (Quadros 7.9 e 7.10). No entanto, as inferências a fazer sobre este parâmetro são moderadamente precisas, como indica o facto dos coeficientes de variação estarem entre os valores de 8,9 e 15,2%.

De qualquer forma, apesar destas heritabilidades serem de baixo a médio valor, tendo em conta os limites superiores dos intervalos de credibilidade a 95%, podemos

acreditar que existe probabilidade de alterar a forma da curva de produção de leite por selecção nos parâmetros dessa mesma curva.

Quadro 7.8. Mediana, moda, média, desvio padrão e intervalo de credibilidade a 95% posteriores das (co)variâncias genética aditiva, ambiental permanente e residual dos parâmetros A, B e C do modelo de Wood e variância de ajuste da curva, para a variedade Preta.

	Mediana	Moda	Média	DP	[95%]
$\sigma_a^2(A)$	4702	4171	4675	572	3672 - 5796
$\sigma_a^2(B) (*10^{-5})$	32,0	32,0	32,0	3,0	25,6 - 40,0
$\sigma_a^2(C) (*10^{-7})$	8,0	8,0	8,0	1,0	5,1 - 9,2
$\sigma_a(A \cdot B)$	1,05	1,06	1,03	0,12	0,806 - 1,26
$\sigma_a(A \cdot C)$	0,053	0,053	0,052	0,006	0,036 - 0,062
$\sigma_a(B \cdot C) (*10^{-6})$	8,0	8,0	8,0	1,0	5,9 - 10,3
$\sigma_{perm}^2(A)$	232	77	475	617	23 - 2477
$\sigma_{perm}^2(B) (*10^{-5})$	20,0	22,0	20,0	7,0	8,2 - 34,8
$\sigma_{perm}^2(C) (*10^{-7})$	1,5	1,7	1,5	0,6	0,4 - 2,7
$\sigma_{perm}(A \cdot B)$	-0,018	-0,070	0,009	0,115	-0,202 - 0,248
$\sigma_{perm}(A \cdot C)$	0,0039	0,0058	0,0041	0,0046	-0,0036 - 0,0158
$\sigma_{perm}(B \cdot C) (*10^{-7})$	-19,0	-18,0	-18,0	15,0	-43,9 - 22,7
$\sigma_e^2(A)$	35188	33759	36940	3842	32390 - 44690
$\sigma_e^2(B) (*10^{-4})$	8,0	8,0	7,9	0,8	6,3 - 9,4
$\sigma_e^2(C) (*10^{-7})$	47,0	47,0	47,0	2,0	43,4 - 49,8
$\sigma_e(A \cdot B)$	3,0	2,9	2,9	0,318	2,1 - 3,4
$\sigma_e(A \cdot C)$	0,381	0,377	0,385	0,020	0,356 - 0,428
$\sigma_e(B \cdot C) (*10^{-5})$	1,4	1,6	1,3	0,4	0,326 - 2,024
σ_e^2	2,7	2,7	2,7	0,019	2,6 - 2,7

Chang *et al.* (2001), obtiveram valores de heritabilidade superiores para todos os parâmetros: $h^2(A)=0,35$, $h^2(B)=0,35$ e $h^2(C)=0,27$. Também Rekaya *et al.* (2000), em vacas leiteiras, obtiveram valores de heritabilidade superiores aos do nosso trabalho. Por outro

lado, Varona *et al.* (1998), igualmente em vacas leiteiras, encontraram uma heritabilidade para o parâmetro B ($h^2(B)=0,17$) inferior àquela estimada por nós.

As estimativas pontuais das repetibilidades para cada um dos parâmetros A, B e C encontram-se nos quadros 7.9 (variedade Branca) e 7.10 (variedade Preta). Os valores médios posteriores são, respectivamente para as variedades Branca e Preta: $0,099\pm 0,010$ e $0,123\pm 0,016$ (A); $0,387\pm 0,029$ e $0,397\pm 0,051$ (B); $0,189\pm 0,012$ e $0,165\pm 0,017$ (C). Verificámos valores superiores na variedade Preta para as repetibilidades dos parâmetros A e B, sendo a média do parâmetro C superior na sua congénere Branca.

Como se constata pelas densidades condicionais posteriores das repetibilidades (Figuras A11.2 e A12.2) e pelos valores medianos, modais e médios (Quadros 7.9 e 7.10), verificámos uma certa simetria para os parâmetros A e C, enquanto para o B, há claramente um enviesamento e multi-modalidade. De qualquer forma, os coeficientes de variação são de baixo valor relativo, entre 6,3 e 13,0%, indicando estimativas que são uma boa aproximação dos valores reais.

As estimativas das correlações posteriores são positivas exceptuando as ambientais permanentes entre A e B ($r_{perm(A \cdot B)}$) e entre B e C ($r_{perm(B \cdot C)}$), da variedade Preta (Quadro 7.10). No primeiro caso, apenas a moda (-0,085) e a mediana (-0,096) posteriores são negativas, com média igual a 0,032, enquanto no segundo caso, todos os três parâmetros de localização possuem valores negativos (Quadro 7.10). Refira-se que as densidades posteriores das $r_{perm(X \cdot Y)}$ dos parâmetros da curva de lactação da variedade Preta possuem uma grande dispersão (Figuras A12.4), com coeficientes de variação muito elevados e, em todos os casos contendo o valor zero (ver intervalos de credibilidade a 95% no quadro 7.10), o que pressupõe a hipótese de correlação nula. As $r_{perm(X \cdot Y)}$ da variedade Branca possuem valores médios posteriores moderados (0,671 a 0,768; Quadro 7.9), notando-se, no entanto, enviesamento nas distribuições (Figura A11.4).

As correlações genéticas aditivas médias posteriores são elevadas entre os parâmetros A e B (variedade Preta) e A e C (nas duas variedades), baixas entre A e B

(variedade Branca) e B e C (variedade Preta) e muito baixa entre B e C (variedade Branca; Quadros 7.9 e 7.10). Verificámos, então, que uma proporção de 81,7 (Branca) e 86,5% (Preta) dos genes influenciam igualmente o parâmetro A e C, sendo de 84,8% para os parâmetros A e B, na variedade Preta. Por outro lado, parece haver pouca relação entre os parâmetros B e C, sendo quase nula na variedade Branca.

Contrariamente aos resultados do nosso trabalho, Chang *et al.* (2001), verificaram correlações genéticas negligenciáveis entre os três parâmetros do modelo de Wood.

Quadro 7.9. Mediana, moda, média, desvio padrão e intervalo de credibilidade a 95% posteriores das correlações genética aditiva, ambiental permanente e residual, e heritabilidades e repetibilidades dos parâmetros A, B e C do modelo de Wood, para a variedade Branca.

	Mediana	Moda	Média	DP	[95%]
$r_a(A \cdot B)$	0,548	0,427	0,559	0,138	0,340 - 0,780
$r_a(A \cdot C)$	0,822	0,849	0,817	0,056	0,709 - 0,910
$r_a(B \cdot C)$	0,073	0,105	0,055	0,105	-0,154 - 0,227
$r_{perm}(A \cdot B)$	0,769	0,709	0,768	0,125	0,512 - 0,972
$r_{perm}(A \cdot C)$	0,674	0,956	0,671	0,255	0,150 - 1,000
$r_{perm}(B \cdot C)$	0,761	0,792	0,746	0,134	0,417 - 0,957
$r_e(A \cdot B)$	0,56	0,587	0,554	0,037	0,479 - 0,608
$r_e(A \cdot C)$	0,897	0,896	0,896	0,010	0,864 - 0,910
$r_e(B \cdot C)$	0,148	0,165	0,143	0,033	0,075 - 0,194
$h^2(A)$	0,087	0,087	0,086	0,011	0,065 - 0,105
$h^2(B)$	0,209	0,183	0,210	0,027	0,164 - 0,263
$h^2(C)$	0,169	0,171	0,168	0,015	0,142 - 0,195
$r(A)$	0,099	0,097	0,099	0,010	0,081 - 0,119
$r(B)$	0,391	0,411	0,387	0,029	0,332 - 0,433
$r(C)$	0,189	0,200	0,189	0,012	0,168 - 0,211

Em vacas leiteiras, Rekaya *et al.* (2000) e Varona *et al.* (1998), obtiveram valores de correlações genéticas entre os pares de parâmetros A-B de -0,89 e 0,05, A-C de -0,54

e 0,48 e B-C de 0,58 e 0,58. Apenas no último caso (B-C) é que existe concordância, apresentando comportamentos antagônicos nas correlações genéticas entre os parâmetros A-B e A-C.

As densidades posteriores das correlações genéticas aditivas apresentam enviesamento e vários valores modais (Figuras A11.3 e A12.3).

As densidades das correlações residuais dos parâmetros do modelo de Wood apresentam, genericamente, formas de Gauss, mas com enviesamento à direita (Figuras A11.5 e A12.5). O padrão de grandeza dos valores é semelhante ao das correlações genéticas, dentro de cada variedade (Quadros 7.9 e 7.10).

Quadro 7.10. Mediana, moda, média, desvio padrão e intervalo de credibilidade a 95% posteriores das correlações genética aditiva, ambiental permanente e residual, e heritabilidades e repetibilidades dos parâmetros A, B e C do modelo de Wood, para a variedade Preta.

	Mediana	Moda	Média	DP	[95%]
$r_a(A \cdot B)$	0,864	0,786	0,848	0,052	0,733 - 0,928
$r_a(A \cdot C)$	0,866	0,847	0,865	0,045	0,704 - 0,924
$r_a(B \cdot C)$	0,498	0,414	0,510	0,069	0,391 - 0,669
$r_{perm}(A \cdot B)$	-0,085	-0,096	0,032	0,459	-0,745 - 0,91
$r_{perm}(A \cdot C)$	0,671	0,991	0,503	0,522	-0,808 - 1,00
$r_{perm}(B \cdot C)$	-0,387	-0,453	-0,342	0,330	-0,828 - 0,634
$r_e(A \cdot B)$	0,576	0,465	0,547	0,074	0,356 - 0,633
$r_e(A \cdot C)$	0,931	0,918	0,930	0,010	0,910 - 0,954
$r_e(B \cdot C)$	0,238	0,256	0,218	0,067	0,056 - 0,314
$h^2(A)$	0,113	0,087	0,112	0,017	0,083 - 0,146
$h^2(B)$	0,242	0,246	0,244	0,026	0,199 - 0,308
$h^2(C)$	0,144	0,143	0,138	0,018	0,094 - 0,161
$r(A)$	0,123	0,103	0,123	0,016	0,094 - 0,154
$r(B)$	0,396	0,375	0,397	0,051	0,288 - 0,497
$r(C)$	0,166	0,167	0,165	0,017	0,127 - 0,193

4.5. Tendências genéticas

A evoluo genética média do efectivo em estudo está reflectiva nas Figuras 7.10, 7.11 e 7.12. Salientamos, desde já, a no considerao para análise dos anos de 1984, 1985 e 1986 pelo facto do número de animais nascidos (considerados) nesses anos ser extremamente reduzido (de 2 em 1984 a 60 em 1986), o que proporcionava a existênciade médias posteriores anormais.

A evoluo geral, para qualquer um dos parâmetros, é oscilatória, sendo de maiores amplitudes para o caso da variedade Preta. No caso do parâmetro A (Figura 7.10), parece haver uma tendência de descida da média genética posterior até 1995, mais evidente na variedade Preta, após o qual há uma tendência de subida dos valores médios, salvaguardando o último ano considerado (2000), em que há uma quebra acentuada, nomeadamente na variedade Preta.

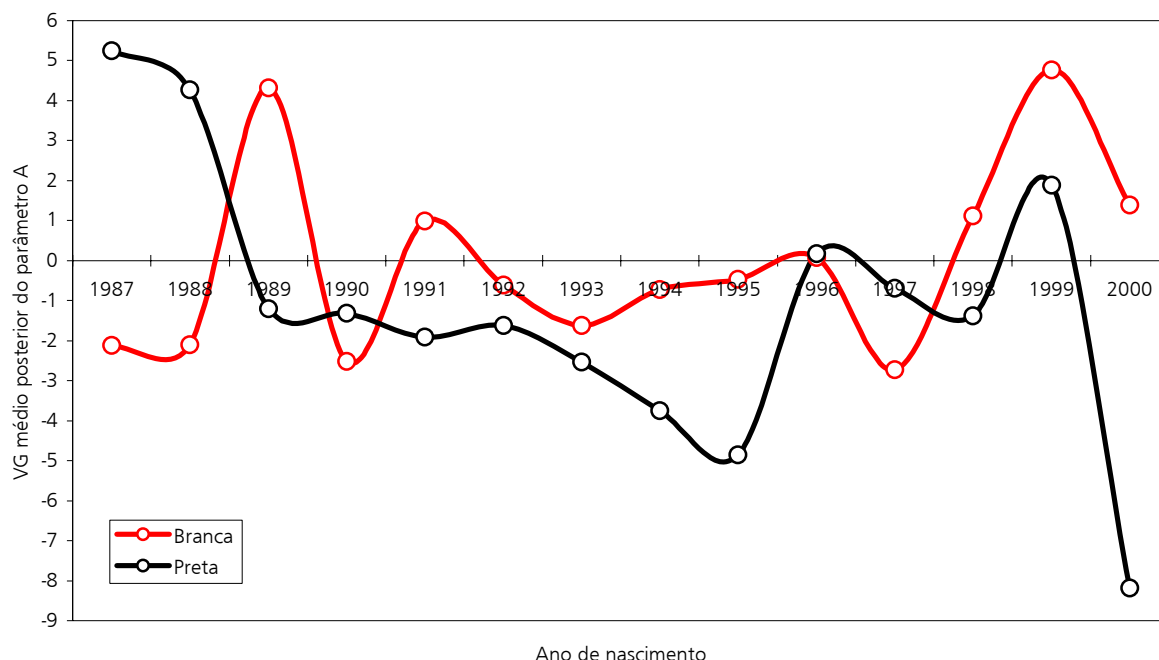


Figura 7.10. Tendências genéticas aditivas do parâmetro A do modelo de Wood, por ano de nascimento.

Para o parâmetro B, nota-se uma tendência de queda nos valores médios desde 1998, sendo semelhante para as duas variedades, com uma oscilação ascendente em 1991, para a variedade Branca e um ano depois para a variedade Preta (Figura 7.11). A recuperação positiva inicia-se em 1995, para a variedade Branca e um ano mais tarde para a variedade Preta. A partir daí, a variedade Branca manifesta uma tendência sempre crescente, enquanto a Preta apresenta uma subida oscilatória até 1999, descendo depois abruptamente no ano 2000.

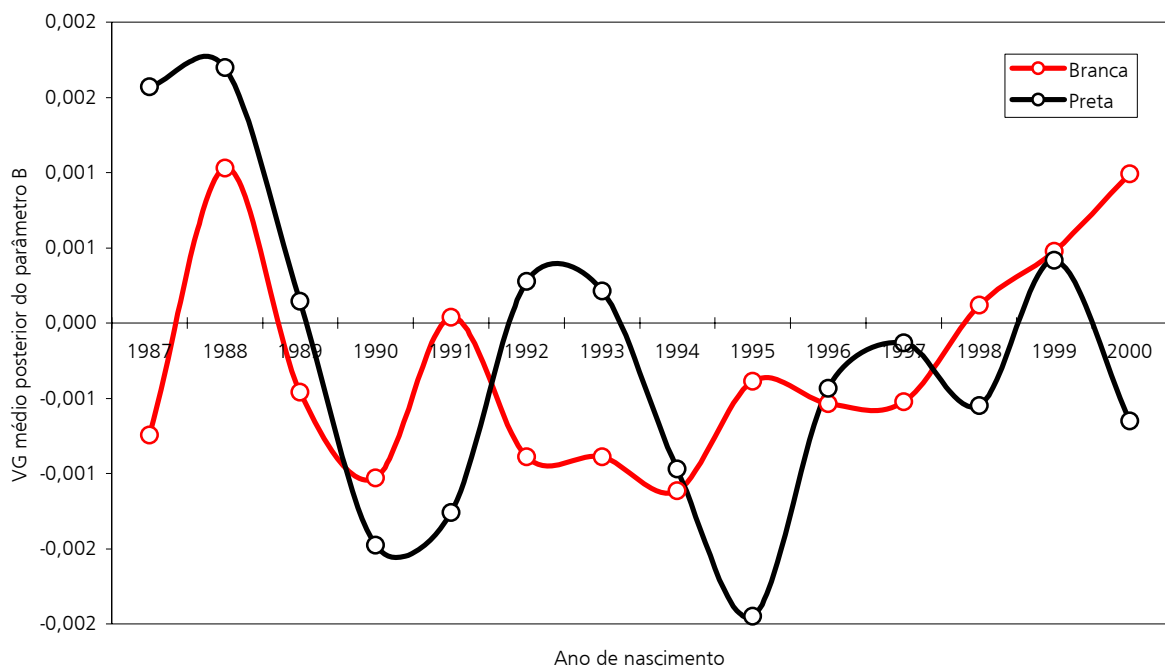


Figura 7.11. Tendências genéticas aditivas do parâmetro B do modelo de Wood, por ano de nascimento.

O comportamento das linhas que unem as médias genéticas posteriores para o parâmetro C (Figura 7.12) é semelhante ao do parâmetro A (Figura 7.10). Este facto é devido, provavelmente, à correlação genética elevada entre estes dois parâmetros, para as duas variedades (Quadros 7.8 e 7.10).

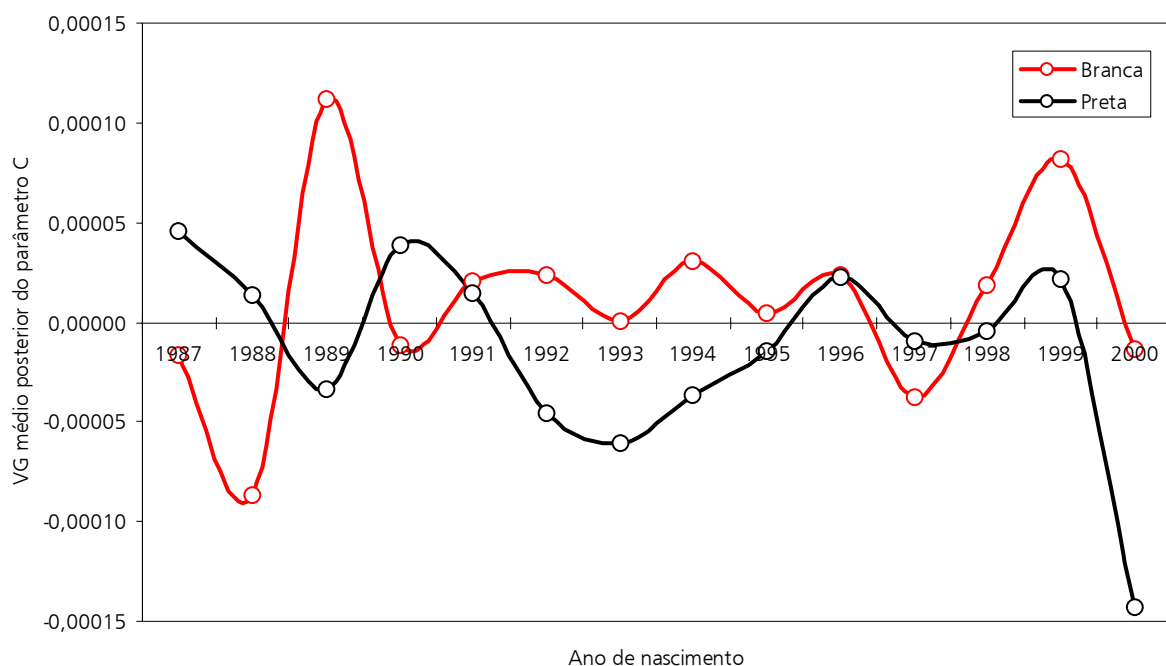


Figura 7.12. Tendências genéticas aditivas do parâmetro C do modelo de Wood, por ano de nascimento.

Queremos salientar a evolução que existiu desde 1996. Foi neste ano que se iniciou, de forma mais intensa, a utilização da inseminação artificial nos ovinos Serra da Estrela e o centro de testagem de reprodutores na ANCOSE (Esteves, 1997/98). Tal facto, como parece se evidente nas Figuras 7.10, 7.11 e 7.12, proporcionou, nos anos subsequentes, o nascimento de descendentes de maior valor genético médio. Por outro lado, a descida abrupta da média genética posterior dos parâmetros A e C, para ambas as variedades e B para a variedade Preta, pode ser devido ao menor número de animais considerados.

4.6. Tendências ambientais

4.6.1. Efeito do ano/mês (estação) de parto

A influência média posterior do efeito ano/mês (estação) de parto no parâmetro A não mostra tendência anual de variação, exceptuando nos anos 1992/1993 e

2002/2003, em que se verificaram tendências de decréscimo (Figura 7.13). Por conseguinte, é evidente uma variação sazonal, reflectindo valores mais elevados nos meses de Setembro, Outubro e Novembro, de forma mais evidente na variedade Preta. Esta tendência é devido, provavelmente, à maior disponibilidade forrageira nestes meses de Outono (Gonçalves, 1982) no início da lactação (ou mesmo no final da gestação), proporcionando mais e melhor alimento às reprodutoras.

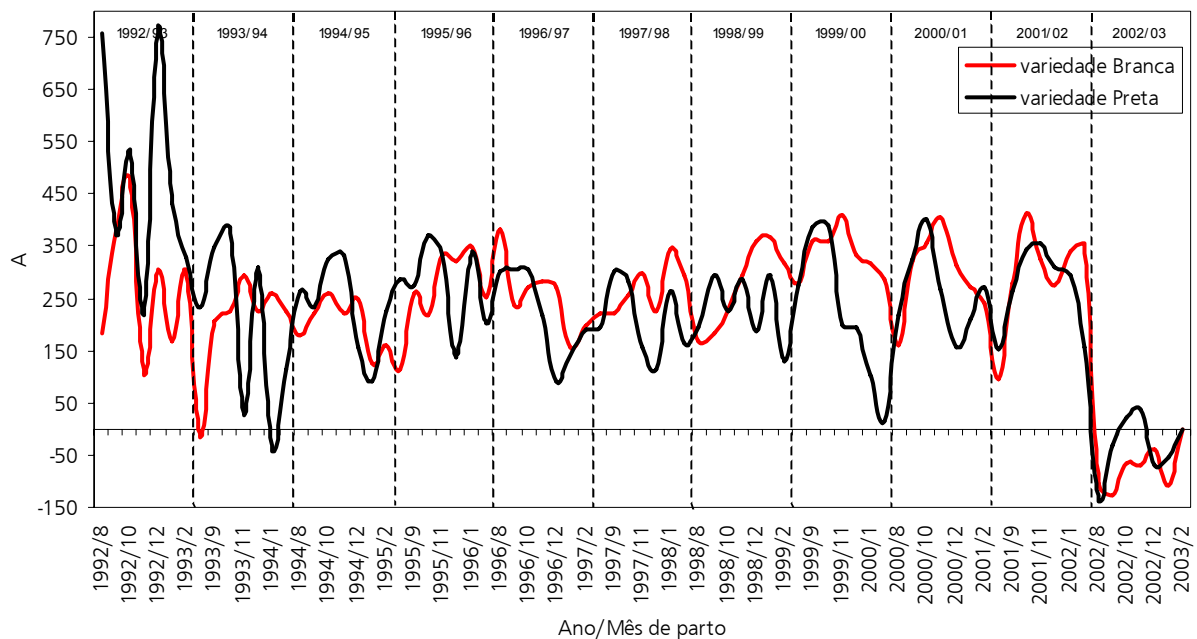


Figura 7.13. Evolução média posterior da influência do factor ano/mês (estação) de parto no parâmetro A do modelo de Wood.

No caso do parâmetro B (Figura 7.14), a tendência oscilatória manifesta uma variação sazonal, com valores mais elevados no final do Inverno e início da Primavera, proporcionando nas lactações iniciadas nesta época curvas de produção com picos mais precoces. Esta tendência é mais evidente na variedade Preta.

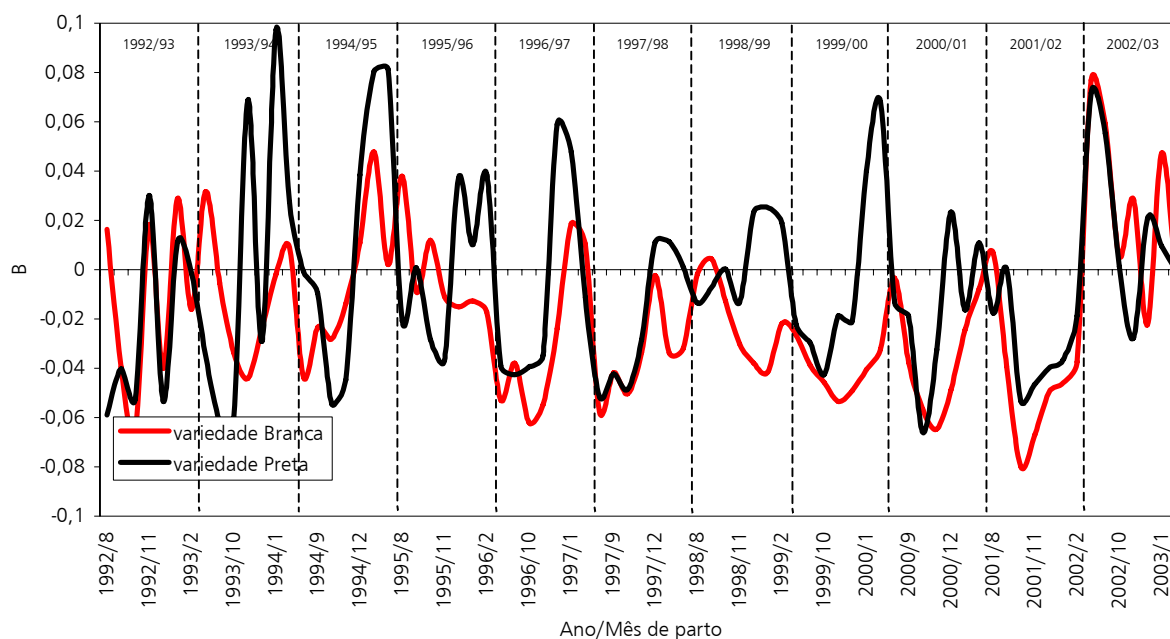


Figura 7.14. Evolução média posterior da influência do factor ano/mês (estação) de parto no parâmetro B do modelo de Wood.

A influência do ano/estação de parto no parâmetro C parece manifestar uma tendência de evolução praticamente nula entre o primeiro e o último anos considerados, mas com ligeira concavidade nos anos intermédios 1997/98 (Figura 7.15). Mais evidente é a variação sazonal, com valores mais elevados de C nos meses de Inverno, implicando menores persistências nas lactações iniciadas nestes meses. A fase após o pico da curva de lactação das produções iniciadas nos meses de Dezembro, Janeiro ou Fevereiro, vai coincidir com os meses de Primavera e/ou Verão, altura em que a disponibilidade forrageira é menor (Gonçalves, 1982), socorrendo-se os criadores a estratégias de (maior) suplementação alimentar com alimentos concentrados, ou recorrendo à vezeira e, actualmente em menor grau, à transumância (Patto, 2000).

Varona *et al.* (1998), verificaram uma tendência inversa na influência do ano/mês (estação) de parto no parâmetro A, com valores superiores nos meses de Primavera e menores de Agosto a Novembro. Já para os parâmetros B e C, o padrão de influência é semelhante ao do nosso trabalho.

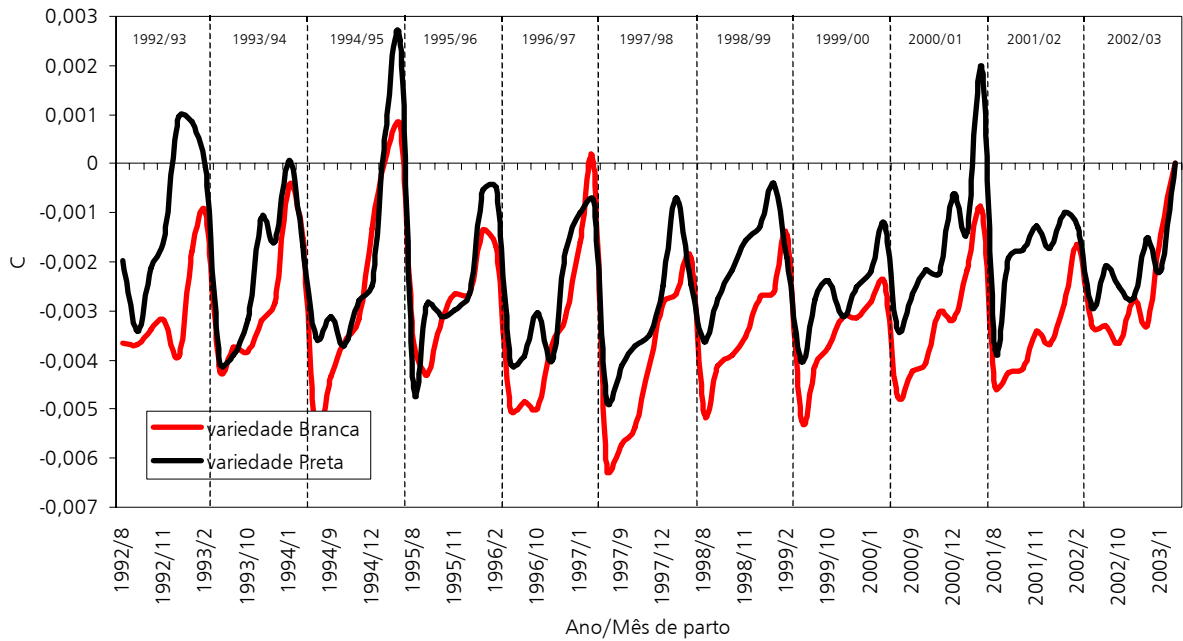


Figura 7.15. Evolução média posterior da influência do factor ano/mês (estação) de parto no parâmetro C do modelo de Wood.

De modo genérico, podemos afirmar que as lactações iniciadas nos meses de Setembro e Outubro (época principal de parições) possuem curvas com maior valor inicial (valores mais elevados de A), mais tempo até atingir o pico (valores mais baixos de B) e maiores persistências (valores mais baixos de C).

4.6.2. Efeitos do número de ordem de lactação e da idade ao parto

De forma geral, os comportamentos do efeito do número de ordem de lactação e da idade ao parto nos parâmetros A, B e C parecem ser antagónicos (Figuras 7.16 a 7.21). O efeito do número de ordem de lactação no parâmetro A diminui, de forma convexa, até às lactações mais tardias (Figura 7.16), enquanto aumenta, de forma quase linear, para o caso do efeito da idade ao parto (Figura 7.19). Comportamento análogo é o do parâmetro C, no entanto mais evidente na variedade Preta (Figuras 7.18 e 7.21). Situação algo inversa ocorre com o parâmetro B (Figuras 7.17 e 7.20).

Apesar da manifestação antagônica, para cada um dos parâmetros, estes dois factores de variação, deveriam (!) sobrepor-se na sua influência em termos temporais. Fazendo um exercício meramente académico, associando os efeitos de cada factor de forma longitudinal, obtemos, de forma grosseira, uma influência média que originaria um padrão de curvas semelhantes àquelas das Figuras 7.2 a 7.5. Obviamente que, para além destes factores, na construção dessas curvas estão associados valores médios dos parâmetros A, B e C (por número de ordem de lactação e por idade ao parto) de lactações com diversas influências de outros factores de variação, nomeadamente o tipo de contraste, o tipo de parto, o rebanho e o ano/mês de parto, proporcionando, para cada uma delas uma influência multifactorial distinta.

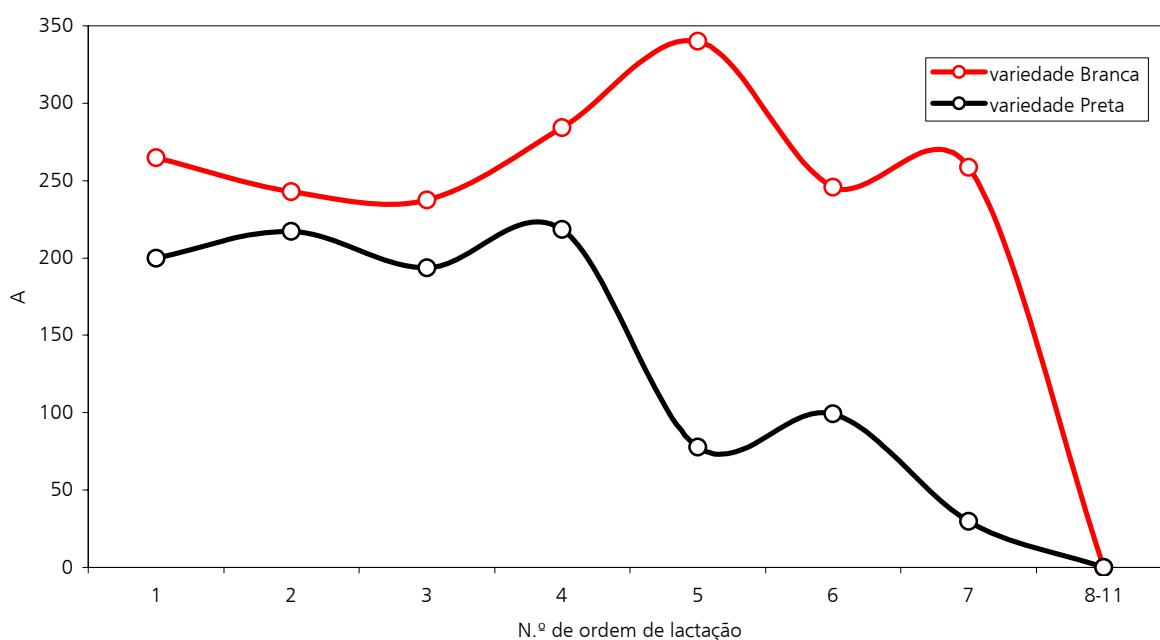


Figura 7.16. Evolução média posterior da influência do número de ordem de lactação no parâmetro A do modelo de Wood.

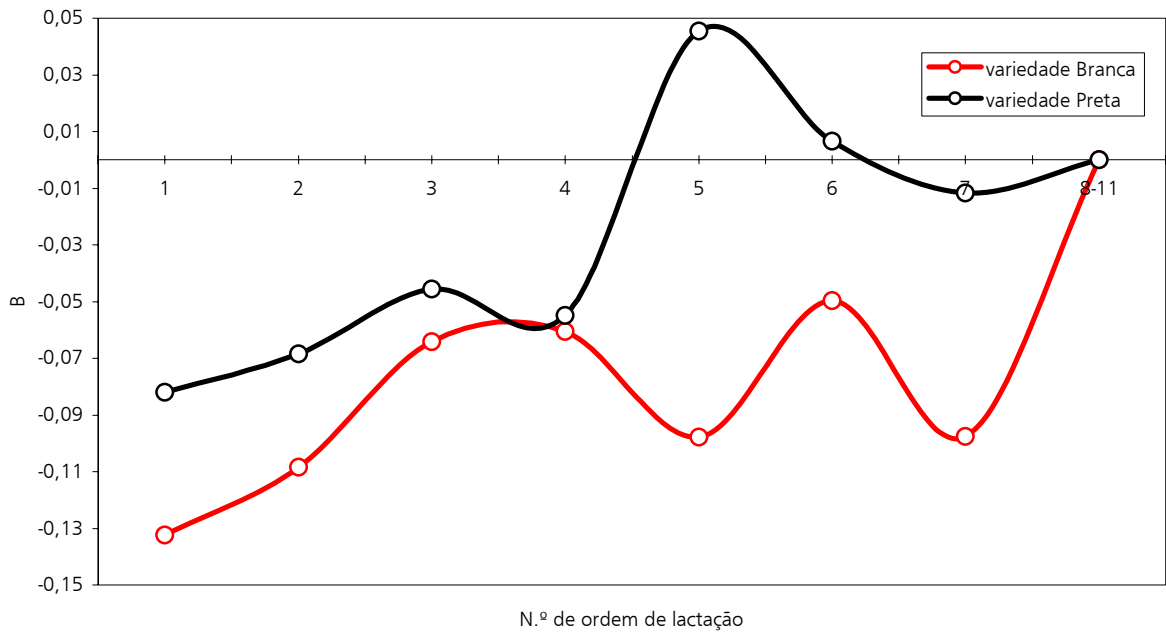


Figura 7.17. Evolução média posterior da influência do número de ordem de lactação no parâmetro B do modelo de Wood.

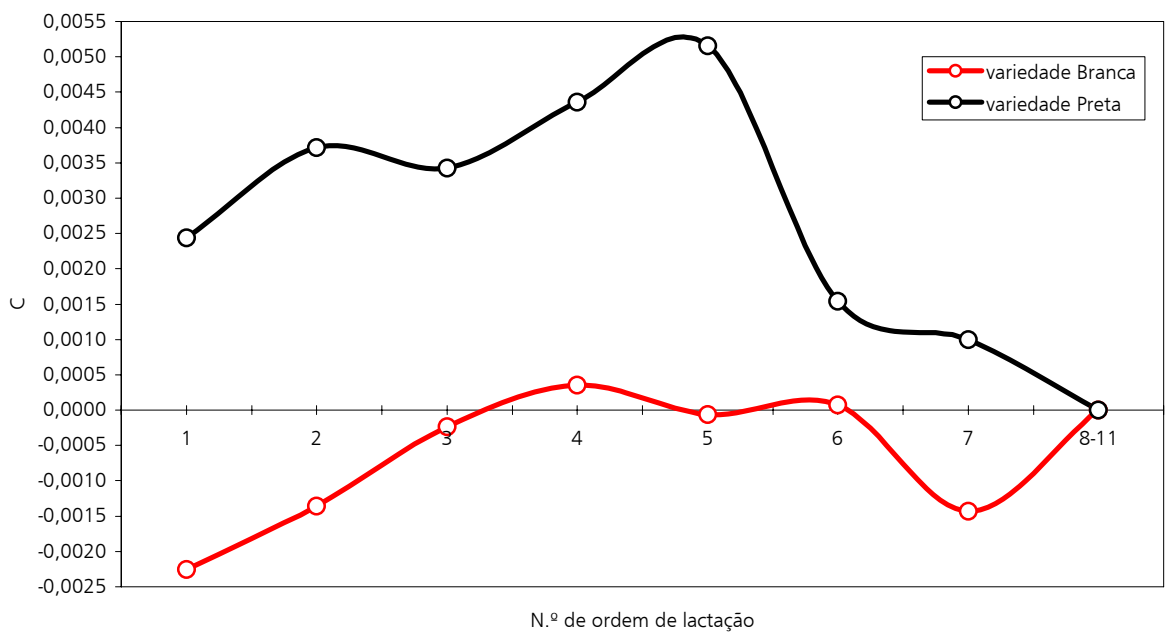


Figura 7.18. Evolução média posterior da influência do número de ordem de lactação no parâmetro C do modelo de Wood.

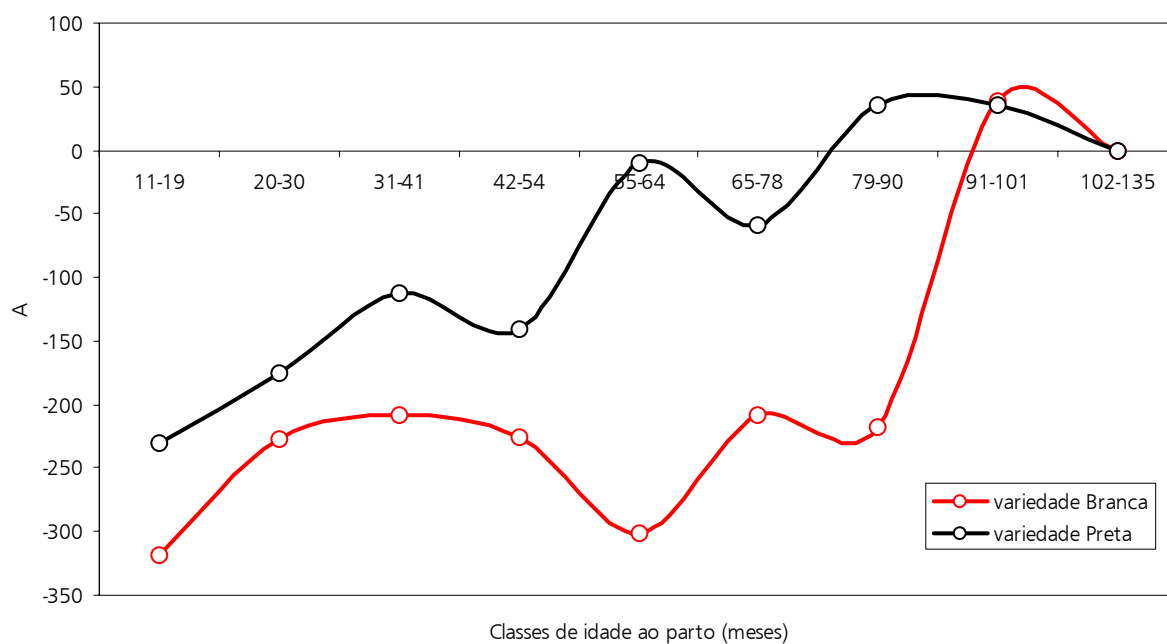


Figura 7.19. Evolução média posterior da influência da idade ao parto (meses) no parâmetro A do modelo de Wood.

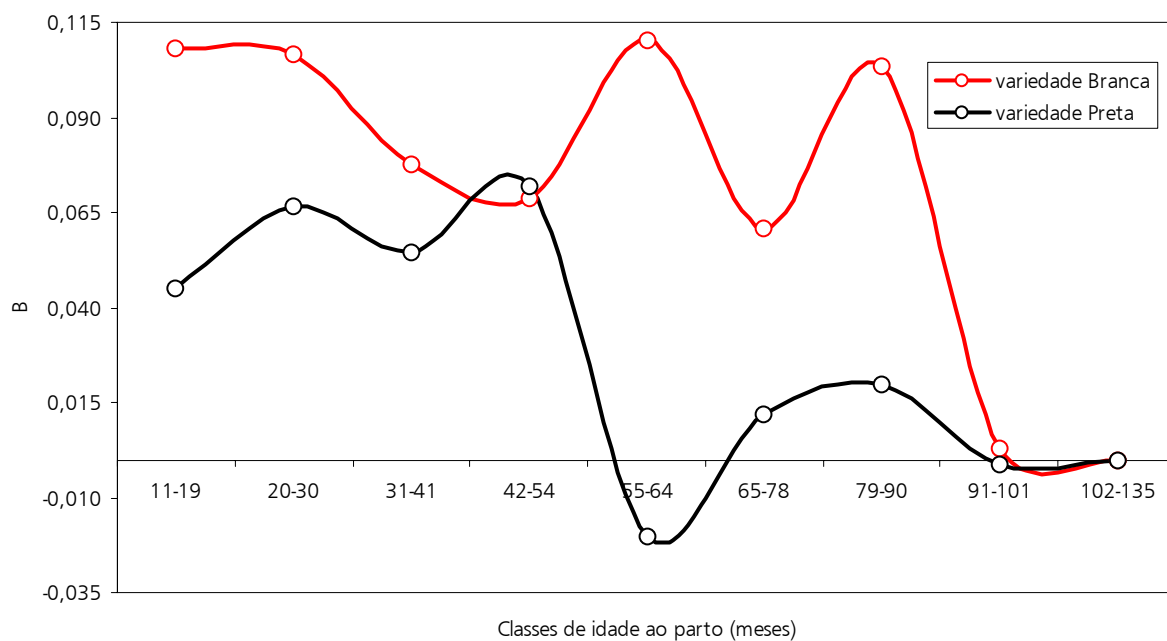


Figura 7.20. Evolução média posterior da influência da idade ao parto (meses) no parâmetro B do modelo de Wood.

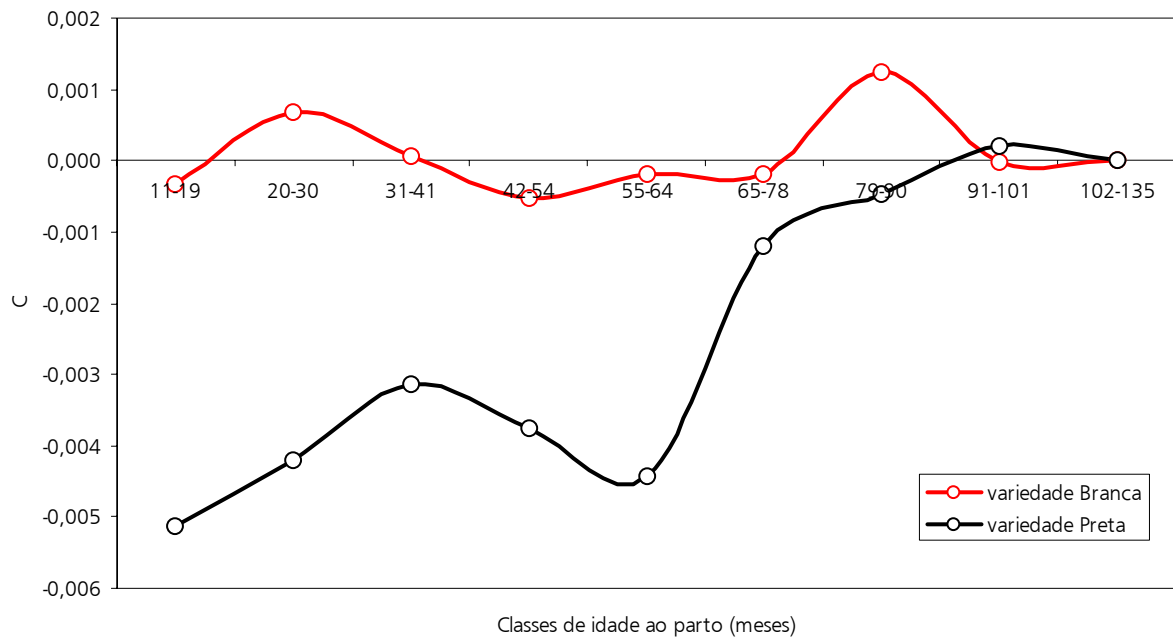


Figura 7.21. Evolução média posterior da influência da idade ao parto (meses) no parâmetro C do modelo de Wood.

Chang *et al.* (2001), numa análise bayesiana não linear da curva de lactação em ovinos similar à nossa, registaram uma influência da idade ao parto inversa à verificada no nosso trabalho no parâmetro A (diminuição) e B (aumento), enquanto para o parâmetro C houve igualmente um aumento, favorável aos animais mais velhos.

Varona *et al.* (1998), em vacas leiteiras espanholas, usando metodologia semelhante, obtiveram padrões semelhantes de influência da idade ao parto nos parâmetros A e C, sendo, no entanto, crescente o efeito no parâmetro B.

4.6.3. Efeito do tipo de parto

Neste trabalho, verificámos a influência do tipo de parto nos parâmetros do modelo de Wood (Quadro 7.11), reflectindo-se, obviamente no tipo de curva média que originam (Figuras 7.6 e 7.7). As lactações originárias de partos múltiplos vão, assim, obter valores médios superiores para os parâmetros A, B e C. A curva média de parto múltiplo,

em relação à de parto simples, possui maior valor inicial (maior valor de A), pico mais tardio (maior valor de B) e menor persistência (maior valor de C; Quadro 7.11).

Quadro 7.11. Influência média posterior dos efeitos ambientais tipo de parto (múltiplo vs. simples) e tipo de contraste (A4 vs. AT) nos parâmetros A, B e C do modelo de Wood.

	Parto múltiplo ¹		Contraste A4 ²	
	Branca	Preta	Branca	Preta
A	54,1±8,8	62,0±11,7	50,3±19,8	164,9±25,7
B	0,004±0,003	0,003±0,003	-0,016±0,005	-0,030±0,006
C	0,00038±0,00005	0,00043±0,00008	0,0003±0,0001	0,0007±0,0002

¹ Tipo de parto múltiplo; O valor médio do efeito do parto simples é 0 para todos os parâmetros.

² Tipo de contraste A4; O valor médio do efeito do contraste AT é 0 para todos os parâmetros.

De forma surpreendente, Chang *et al.* (2001), encontraram estimativas médias posteriores de A superiores nos partos simples em relação aos múltiplos. Apesar da diferença ser muito ligeira, não mostra, como seria de esperar, a tendência de produção inicial superior para os partos múltiplos, como obtivemos no nosso trabalho.

4.6.4. Efeito do tipo de contraste

É evidente a influência do tipo de contraste nos parâmetros do modelo de Wood (Quadro 7.11). Esta influência é cerca do dobro na variedade Preta, relativamente à sua congénere Branca. A influência do contraste funcional tipo A4 é superior para os parâmetros A e C, mas inferior para o parâmetro B, relativamente ao tipo de contraste AT (Quadro 7.11).

5. CONCLUSÕES

Devido à abordagem bayesiana adoptada não obtivemos estimativas negativas dos parâmetros do modelo de Wood.

Verificámos haver diferenças entre as curvas de produção de leite para as duas variedades, Preta e Branca. Assim, em termos médios, as ovelhas Pretas iniciam a curva de lactação com valores superiores (maior valor de A), implicando maiores produções no pico, possuem picos mais tardios (menor valor de B) e são menos persistentes (maior valor de C).

Parece haver influência dos factores ambientais definidos no comportamento das curvas de produção de leite.

Curvas com maior produção inicial, maior produção no pico, sendo este mais precoce, com menor persistência ocorrem por volta do 4.^o/5.^o número de ordem de lactação. Este comportamento reflecte o efeito ambiental do número de ordem de lactação nos parâmetros da curva, ou seja, influência superior nos valores de A, B e C nesta fase do período produtivo das fêmeas.

O mesmo tipo de comportamento das curvas de lactação existe com a influência da idade ao parto, obtendo-se curvas com maior produção geral, mas menor persistência entre os 42 e 65 meses de idade, que corresponde, em geral, ao período de tempo em que ocorrem os quarto e quinto partos. O efeito da idade ao parto não se reflecte com evidência da mesma forma no comportamento dos parâmetros da curva.

O tipo de parto e tipo de contraste têm o mesmo tipo de influência na forma das curvas de produção de leite, apresentando curvas de valores superiores, mas menos persistentes nos partos múltiplos e com contraste tipo A4. Este comportamento está reflectido no efeito destes factores de variação nos valores dos parâmetros da curva.

Não verificamos uma tendência anual de variação evidente na influência do ano/mês (estação) de parto sobre os parâmetros da curva. De qualquer modo, o comportamento deste efeito anual é oscilatório.

Contrariamente ao efeito do ano de parto, parece existir uma sazonalidade no efeito do mês (estação) de parto sobre os parâmetros A, B e C. Na generalidade, as lactações iniciadas em Setembro-Outubro (principal época de partições) possuem curvas

com maiores valores iniciais (maior influência em A), picos mais tardios (menor influência em B) e maiores persistências (menor influência em C).

As heritabilidades posteriores estimadas dos parâmetros A, B e C, são, em alguns casos inferiores às da bibliografia consultada. Apresentam valores superiores na variedade Preta para os parâmetros A e B, sendo C superior para a variedade Branca.

De um modo geral, podemos afirmar que as curvas de produção de leite com maiores produções iniciais, irão ter maiores picos de produção, mas serão menos persistentes. Esta evidência é suportada pelas correlações genéticas e residuais positivas e elevadas entre os parâmetros A e C.

Parece não haver tendência genética evidente dos parâmetros da curva de produção de leite, nomeadamente para os parâmetros A e C. No entanto, para o parâmetro B, parece haver uma ligeira tendência de subida a partir de 1995, mais evidente na variedade Branca.

CAPÍTULO 8.

CONCLUSÕES FINAIS

O desenvolvimento de curvas de produção de leite baseadas no modelo de Wood (1967) e tendo em consideração a influência dos vários factores encontrado no presente estudo, sugere que a natureza das curvas pode fornecer uma base para o planeamento e ajustamento do manejo nas explorações, nomeadamente no que se refere ao refugio antecipados dos animais e à regulação do estado sanitário e nutricional do efectivo, além da selecção precoce de animais, encurtando o período entre gerações.

Em termos metodológicos, a abordagem bayesiana permite impedir o aparecimento de lactações com curva de forma atípica, pela associação da informação fenotípica das observações mensais de cada lactação com a informação a priori acerca dos efeitos ambientais sistemáticos, das relações genéticas entre animais e das correlações com outras características. A intervenção dos dois tipos de informação é ponderada de acordo com a verosimilhança da ocorrência das observações individuais e a informação a priori geral (Varona *et al.*, 1998).

A complexidade dos modelos utilizados em ambos os estudos de estimação de parâmetros genéticos e não genéticos, limita a obtenção de estimativas mais reais dos componentes de (co)variância. Apesar disso, as estimativas dos componentes e parâmetros das variáveis PL120, PROL e dos parâmetros A, B e C da curva de produção de leite

(modelada pela função de Wood), são uma boa aproximação dos valores reais posteriores. Temos a consciência da necessidade de uma abordagem mais exaustiva (apesar de computacionalmente mais intensiva), através do aumento do período de amostragem, ou pela criação de duas cadeias de Markov, com valores iniciais diferentes, por forma a obter uma maior garantia da estacionaridade das distribuições condicionais posteriores.

Devemos, assim, aferir a abordagem bayesiana, fazendo implementações prospectivas, de modo a poder corrigir/reforçar as estratégias de imputação da informação a priori, bem como o esquema computacional desenvolvido.

De acordo com os resultados obtidos, parece certa a possibilidade de poder haver progresso genético para as características PL120 e PROL, através da selecção dos animais pela PL120, já que possui valor de heritabilidade superior, havendo o concomitante acréscimo para a PROL, assegurado pela correlação genética positiva e elevada entre ambas as características. Pode, assim, realizar-se o melhoramento genético simultâneo para a produção de leite e carne.

Existe uma evidente influência do tipo de contraste na manifestação do tipo de curva de produção de leite, com valores mais importantes no caso do tipo A4. Provavelmente, poderá ser uma distorção da realidade já que, para o contraste AT, ao duplicar-mos a produção de leite de uma ordenha, podemos estar a subestimar a produção desse dia. Parece-nos interessante o estudo desta questão, tendo em consideração o tipo de contraste que melhor se adapta ao sistema de produção e às características da Ovelha Serra da Estrela.

A alteração da curva de produção de leite, através da acção sobre os parâmetros do modelo de Wood, que a descrevem, é passível de execução, apesar das estimativas de heritabilidade não serem muito elevadas. É mais evidente esta possibilidade actuando sobre o parâmetro B (com maior valor de heritabilidade), podendo ter influência positiva

nos outros parâmetros do modelo pois, as correlações genéticas são de valor médio a elevado, garantindo, assim, a resposta correlacionada.

Devido às possíveis relações antagonistas entre os parâmetros da curva estudados, de acordo com o modelo de Wood, e variáveis de interesse económico, como a produção de leite total (Varona *et al.*, 1998) ou padronizadas (aos 120 e 150 dias), persistência da curva de produção, produção no pico e dias de produção no pico, será importante avaliar as relações genéticas entre estas variáveis e os parâmetros que definem a curva de lactação pela função de Wood. Existe todo o interesse no desenvolvimento deste estudo, incluindo na modelação a amostragem das funções anteriores, resultantes dos parâmetros do modelo de Wood.

A inclusão na análise genética de outras variáveis, nomeadamente os teores butiroso e proteico, é essencial para a correcta selecção de animais, tendo em consideração a produção de Queijo Serra da Estrela. Há, portanto, a necessidade de definir uma estratégia de recolha sistemática de amostras de leite (pelo menos nas primeiras lactações de cada animal, e eventualmente só em alguns rebanhos), para posterior análise fenotípica destas duas variáveis.

Além da informação disponibilizada nesta tese, possuímos agora estimativas dos valores genéticos de todos os animais considerados nestes estudos. Estas devem ser utilizadas como a principal “ferramenta de trabalho” nas estratégias a seguir para o melhoramento genético desta raça nacional.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Ali, T. E. e Schaeffer, L. R. (1987).** Accounting for covariances among test day milk yields in dairy cows. *Can. J. Anim. Sci.*, 67: 637-644.
- Altarriba, J., Varona, L., Garcia-Cortés, L. A. e Moreno, C. (1998).** Bayesian inference of variance components for litter size in Rasa Aragonesa sheep. *J. Anim. Sci.*, 76: 23-28.
- Analla, M., Muñoz-Serrano, A. e Serradilla, J. M. (1997).** Analysis of the genetic relationship between litter size and weight traits in Segureña sheep. *Can. J. Anim. Sci.*, 77: 17-21.
- ANCOSE (1998).** *Regulamento do Livro Genealógico da Raça Ovina Serra da Estrela.* Associação Nacional de Criadores de Ovinos Serra da Estrela. Policopiado, 17 pp.
- Anónimo (1997).** Regulamento do contraste leiteiro das espécies ovina e caprina. Policopiado, 6 pp.
- Bayes, T. (1763).** An essay towards solving a problem in the doctrine of chances. *Phil. Trans. R. Soc. Lond.*, 53: 370-418.
- Beaumont, M. A. e Rannala, B. (2004).** The bayesian revolution in genetics. *Nature Reviews Genetics*, 5: 251-261.
- Bernardo, J. M. (2003).** Bayesian statistics. *Encyclopedia of Life Support Systems (EOLSS), Probability and Statistics.* (R. Viertl, ed). Oxford, UK: UNESCO (www.eolss.net)
- Bernardo, J. M. e Smith, A. F. M. (1994).** *Bayesian Theory.* John Wiley & Sons. 586 pp.
- Best, N., Cowles K. e Vines, K. (1995).** *CODA Manual*, version 0.30. MRC Biostatistics, Cambridge, UK. 41pp.
- Blanco, F. P., Vilca, J. V., Rodriguez, M. S., Peinado, J. M., Martinez, A. G. e Garcia, V. D. (1999).** Producción láctea y ajuste de la curva de lactación en caprinos de raza florida. *Arch. Zootec.*, 48: 415-424.
- Blasco, A. (2001).** The bayesian controversy in animal breeding. *J. Anim. Sci.*, 79: 2023-2046.
- Blasco, A., Piles, M. e Varona, L. (2003).** A bayesian analysis of the effect of selection for growth rate on growth curves in rabbits. *Genet. Sel. Evol.*, 35: 21-42.
- Blasco, A., Sorensen, D. e Bidanel, J. P. (1998).** A Bayesian analysis of genetic parameters and selection response for litter size components in pigs. *Genetics*, 149: 301-306.

- Borrego, J. D. (1982).** Ovinos da Serra da Estrela: importância, evolução, futuro, *in* SPOC (editores), *A Produção do Queijo da Serra – XI Jornadas de Ovinicultura*. Oliveira do Hospital, 1 a 3 de Abril. pp. 13-36.
- Borrego, J. D. (1985).** *Manual da Produção de Ovinos, Parte I*. Publicações Ciência e Vida L.da, Lisboa. 175 pp.
- Boyazoglu, J. (1989).** La production laitière ovine en systèmes extensifs méditerranées. *Options Méditerranéennes-Série Séminaires*, 6: 141-147.
- Boyazoglu, J. e Hatziminaoglou, Y. (2002).** Livestock genetic resources and production systems: a mediterranean overview. *Arch. Latinoam. Prod. Anim.*, 10: 62-67.
- Cappio-Borlino, A., Portolano, B., Todaro, M., Macciotta, N. P. P., Giaccone, P. e Pulina, G. (1997).** Lactation curves of Valle del Belice dairy ewes for yields of milk, fat, and protein estimated with test day models. *J. Dairy Sci.*, 80: 3023-3029.
- Cappio-Borlino, A., Pulina, G. e Rossi, G. (1995).** A non-linear modification of Wood's equation fitted to lactation curves of Sardinian dairy ewes. *Small Rumin. Res.*, 18: 75-79.
- Cardellino, R. A. e Benson, M. E. (2002).** Lactation curves of commercial ewes rearing lambs. *J. Anim. Sci.*, 80: 23-27.
- Carolino, I., Gama, L. T. e Chora, M. J. (1995).** Utilização potencial do teste de descendência na selecção da raça Serra da Estrela. *Rev. Port. Zoot.*, 2: 15-27.
- Carolino, N., Gama, L. T., Sá, P.T e Dinis, R. (1994).** Análise dos factores que influenciam a produção leiteira em ovinos Serra da Estrela. *Rev. Port. Zoot.*, Ano2, 1: 73-86.
- Carolino, N., Gama, L. T., Dinis, R. e Sá, T. de (2003a).** Contraste leiteiro na ovelha Serra da Estrela. *Arch. Zootec.*, 52: 113-116.
- Carolino, N., Gama, L. T., Dinis, R. e Sá, T. de (2003b).** Características produtivas da ovelha Serra da Estrela. *Arch. Zootec.*, 52: 3-14.
- Carolino, R. N., Gama, L. T., Sá, P. T., Dinis, R. (1997/98).** Caracterização do Potencial Produtivo da Ovelha Serra da Estrela com referência a várias zonas de dispersão da raça. *Colectânea S.P.O.C.*, 8: 113-117.
- Castillo, G., Macciotta, N. P. P., Carretta, A. e Cappio-Borlino, A. (2002).** Effects of age and calving season on lactation curves of milk production traits in italian water buffaloes. *J. Dairy Sci.*, 85: 1298-1306.
- CE (1996).** Regulamento (CE) n.º 1107/96 da Comissão de 12 de Junho, relativo ao registo das indicações geográficas e denominações de origem nos termos do procedimento previsto no artigo 17.º do Regulamento (CEE) n.º 2081/92 do Conselho.

- Chang, Y.-M., Rekaya, R., Gianola D. e Thomas, D. L. (2002).** Genetic variation of lactation curves in dairy sheep: quadratic function versus Wood's model. *Livest. Prod. Sci.*, 77: 147-153.
- Chang, Y.-M., Rekaya, R., Gianola, D. e Thomas, D. L. (2001).** Genetic variation of lactation curves in dairy sheep: a Bayesian analysis of Wood's function. *Livest. Prod. Sci.*, 71: 241-251.
- Cobby, J. M. e Le Du, Y. L. P. (1978).** On fitting curves to lactation data. *Anim Prod.*, 26: 127-133.
- Coulon, J. B. e Pérochon, L. (2000).** Evolution de la production laitière au cours de la lactation: modèle de prédiction chez la vache laitière. *Prod. Anim.*, 13: 349-360.
- Cowles, M. K. e Carlin, B. P. (1996).** Markov chain Monte Carlo convergence diagnostics: a comparative review. *J. Amer. Stat. Assoc.*, 91: 883-904.
- Delgado, F. J. S. (1988).** *Milk production in Serra-da-Estrela sheep: a study of environmental factors, lactation curve characteristics and genetic parameters.* MSc Thesis. Purdue University. 131 pp.
- Dinis, R. (1997/98).** A ovelha Serra da Estrela: origem, características e evolução do Livro Genealógico. *Colectânea S.P.O.C.*, 8: 103-112.
- El-Saied, U. M., Carriedo, J. A., de la Fuente, L. F. e San Primitivo, F. (1999).** Genetic parameters of lactation cell counts and milk and protein yields in dairy ewes. *J. Dairy Sci.*, 82: 639-644.
- Elston, D. A., Glasbey, C. A. e Neilson, D. R. (1989).** Non-parametric lactation curves. *Anim. Prod.*, 48: 331-339.
- Esteves, F. (1997/98).** Perspectivas da Actividade do Centro de Testagem de Reprodutores Serra da Estrela. *Colectânea S.P.O.C.*, 8: 143-147.
- Fadel, I., Owen, J. B., Kassem, R. e Whitaker, C. J. (1989).** Aspects of the lactation curve in the Awassi ewe under semi-arid conditions and the development of simplified milk recording. *Res. Develop. Agric.*, 3: 169-176.
- Franci, O., Pugliese, C., Acciaioli, A., Parisi, G. e Lucifero, M. (1999).** Application of two models to the lactation curve of Massese ewes. *Small Rumin. Res.*, 31: 91-96.
- Gelfand, A. E. e Smith, A. F. M. (1990).** Sampling-based approaches to calculating marginal densities. *J. Am. Stat. Assoc.*, 85: 398-409.
- Gelfand, A. E., Hills, S. E., Racine-Poon, A. e Smith, A. F. M. (1990).** Illustration of Bayesian inference in normal data models using Gibbs sampling. *J. Am. Stat. Assoc.*, 85: 972-985.
- Gelman, A., Carlin, J. B., Stern, H. S. e Rubin D. B. (2003).** *Bayesian Data Analysis.* 2nd Edition. Chapman & Hall. 696 pp.

- Geman, S. e Geman, D. (1984).** Stochastic relaxation, Gibbs distributions, and the bayesian restoration of images. *IEEE Transactions on Pattern Analysis and Machine Intelligence*, 6: 721-741.
- Geweke, J. (1992).** Evaluating the accuracy of sampling-based approaches to calculating posterior moments. In Bernardo, J. M., Berger J. O., Dawid A. P. e Smith, A. F. M. (Editors). *Bayesian Statistics*, 4. Clarendon Press, Oxford, UK. pp. 169-193.
- Geyer, C. J. (1992).** Practical Markov chain Monte Carlo. *Stat. Sci.*, 7: 467-511.
- Gianola, D. (1979).** Heritability of polychotomous characters. *Genetics*, 93: 1051-1055.
- Gianola, D. e Fernando, R. (1986).** Bayesian methods in animal breeding theory. *J. Anim. Scie.*, 63: 217-244.
- Gianola, D., Im, S. e Macedo, F. W. (1990).** A framework for prediction of breeding value, in *Advances in Statistical Methods for Genetic Improvement of Livestock*. D. Gianola e K. Hammond (Editores). Springer-Verlag, Heidelberg. pp. 210-238.
- Gilks, W. R., Richardson, S. e Spiegelhalter, D. J. (1996).** *Markov Chain Monte Carlo in Practice*. Chapman & Hall, London. 486 pp.
- Gipson, T. A. e Grossman, M. (1989).** Diphasic analysis of lactation curves in dairy goats. *J. Dairy Sci.*, 72: 1035-1044.
- Gipson, T. A. e Grossman, M. (1990).** Lactation curves in dairy goats: a review. *Small Rumin. Res.*, 3: 383-396.
- Gonçalves, S. (1982).** Recursos forrageiros da mancha de exploração do "ovino serra da estrela", in SPOC (editores), *A Produção do Queijo da Serra – XI Jornadas de Ovinicultura*. Oliveira do Hospital, 1 a 3 de Abril. pp. 39-55.
- Groenewald, P. C. N., Ferreira, A. V., van der Merwe, H. J. e Slippers, S. C. (1996).** Application of Bayesian inference in the comparison of lactation curves of Merino ewes. *Anim. Sci.*, 62: 63-69.
- Grossman, M. e Koops, W. J. (1988).** Multiphasic analysis of lactation curves in dairy cattle. *J. Dairy Sci*, 71: 1598.
- Gulbenkian, M. (1994).** Influência dos factores ambientais na produtividade da ovelha Serra da Estrela. *Rev. Port. Ciências. Vet.*, 509:
- Haggert, C. (2002).** Multitrait and repeatability estimates of random effects on litter size in sheep. *Anim. Sci.*, 74: 209-216.
- Hastings, W. K. (1970).** Monte Carlo sampling methods using Markov chains and their applications. *Biometrika*, 57: 97-109.
- Hoeschele, I. e Tier, B. (1995).** Estimation of variance components of threshold characters by marginal posterior modes and means via Gibbs sampling. *Genet. Sel. Evol.*, 27: 519-540.

ICAR (2002)

- Janssens, S., Vandepitte, W. e Bodin, L. (2004).** Genetic parameters for litter size in sheep: natural versus hormone-induced oestrus. *Genet. Sel. Evol.*, 36: 543-562.
- Jensen, J., Wang, C. S., Sorensen, D. A. e Gianola, D. (1994).** Bayesian inference on variance and covariance components for traits influenced by maternal and direct genetic effects, using the Gibbs sampler. *Acta. Agric. Scand., Sect. A, Anim. Sci.*, 44: 193-201.
- Kellogg, D. W., Urquhart, N. S. e Ortega, A. J. (1977).** Estimating Holstein lactation curves with a gamma curve. *J. Dairy Sci.*, 60: 1308-1315.
- Kominakis, A., Rogdakis, E. e Koutsotolis, K. (1998).** Genetic parameters for milk yield and litter size in Boutsico dairy sheep. *Can. J. Anim. Sci.*, 78: 525-532.
- Korsgaard, I. R., Lund, M. S., Sorensen, D., Gianola, D., Madsen, P. e Jensen, J. (2003).** Multivariate bayesian analysis of gaussian, right censored gaussian, ordered categorical and binary traits using Gibbs sampling. *Genet. Sel. Evol.*, 35: 159-183.
- Ligda, Ch., Gabriilidis, G., Papadopoulos, Th. e Georgoudis, A. (2000).** Estimation of genetic parameters for production traits of Chios sheep using a multitrait animal model. *Livest. Prod. Sci.*, 66: 217-221.
- Luo, M. F., Boettcher, P. J., Schaeffer, L. R. e Dekkers, J. C. M. (2001).** Bayesian inference for categorical traits with na application to variance component estimation. *J. Dairy Sci.*, 84: 694-704.
- Masselin, S., Sauvant, D., Chapoutot, P. e Milan, D. (1987).** Les modèles d'ajustement des courbes de lactation. *Ann. Zootech.*, 36: 171-206.
- Matos, C. A. P. (2000).** Recursos genéticos animais e sistemas de exploração tradicionais em Portugal. *Arch. Zootec.*, 49: 363-383.
- Metropolis, N., Rosenbluth, A. W., Rosenbluth, M. N., Teller, A. H. e Teller, E. (1953).** Equations of state calculations by fast computing machines. *J. Chem. Phys.*, 21: 1087-1092.
- Mignon-Gastreau, S., Piles, M., Varona, L., De Rochambeau, H., Blasco, A. e Beaumont, C. (2000).** Bayesian analysis of Gompertz curve of chickens selected on shape of growth curve. *J. Anim. Sci.*, 78: 2515-2524.
- Moran, S. V. e Gnanasakthy, A. (1989).** A new approach to the mathematical formulation of lactation curves. *Anim. Prod.*, 49: 151-162.
- Nelder, J. A. (1966).** Inverse polynomials, a useful group of multi-factor response functions. *Biometrics*, 22: 128-141.

- Olesen, I., Perez-Enciso, M., Gianola, D. e Thomas, D. L. (1994).** A comparison of normal and nonnormal mixed models for number of lambs born in norwegian sheep. *J. Anim. Sci.*, 72: 1166-1173.
- Patto, A. F. L. V. (2000).** Ovelha Serra da Estrela: origem e transumância. *Actas do Colóquio "Montemuro - A Última Rota da Transumância"*, : 155-162.
- Paulino, C. D., Turkman, M. A. A. e Murteira, B. (2003).** *Estatística Bayesiana*. Fundação Calouste Gulbenkian. Lisboa. 446 pp.
- Pérochon, L., Coulon, J. B. e Lescouret, F. (1996).** Modelling lactation curves of dairy cows with emphasis on individual variability. *Anim. Sci.*, 63: 189-200.
- Piles, M., Gianola, D., Varona, L. e Blasco, A. (2003).** Bayesian inference about parameters of a longitudinal trajectory when selection operates on a correlated trait. *J. Anim. Sci.*, 81: 2714-2724.
- Plummer, M., Best, N., Cowles K. e Vines, K. (2005).** *CODA: Output analysis and diagnostics for MCMC*. R package version 0.9-2. <http://www-fis.iarc.fr/coda/>.
- Pollott, G. E. e Gootwine, E. (2000).** Appropriate mathematical models for describing the complete lactation of dairy sheep. *Anim. Sci.*, 71: 197-207.
- Pollott, G. E. e Gootwine, E. (2001).** A genetic analysis of complete lactation milk production in Improved Awassi sheep. *Livest. Prod. Sci.*, 71: 37-47.
- Pool, M. H. e Meuwissen, T. H. E. (1999).** Prediction of daily milk yields from a limited number of test days using test day models. *J. Dairy Sci.*, 82: 1555-1564.
- R Development Core Team (2004).** *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. <http://www.R-project.org>.
- Raftery, A. E. e Lewis, S. M. (1992).** One long run with diagnostics: Implementation strategies for Markov chain Monte Carlo. *Stat. Sci.*, 7: 493-497.
- Raftery, A. E. e Lewis, S. M. (1995).** The number of iterations, convergence diagnostics and generic Metropolis algorithms. In *Practical Markov Chain Monte Carlo* (W. R. Gilks, D. J. Spiegelhalter e S. Richardson, eds.). Chapman and Hall, London, U.K.
- Rekaya, R., Carabaño, M. J. e Toro, M. A. (2000).** Bayesian analysis of lactation curves of Holstein-Friesian cattle using a nonlinear model. *J. Dairy Sci.*, 83: 2691-2701.
- Rekaya, R., Weigel, K. A. e Gianola, D. (2001).** Hierarchical nonlinear model for persistency of milk yield in the first three lactations of Holsteins. *Livest. Prod. Sci.*, 68: 181-187.
- Robert, C. P. e Casella, G. (2000).** *Monte Carlo Statistical Methods*. Corrected Second Printing. Springer Texts in Statistics. Springer-Verlag New York. 507 pp.

- Ruiz, R., Oregui, L. M. e Herrero, M. (2000).** Comparison of models for describing the lactation curve of Latxa sheep and an analysis of factors affecting milk yield. *J. Dairy Sci.*, 83: 2709-2719.
- Ruvuna, F., Kogi, J. K., Taylor, J. F. e Mkuu, S. M. (1995).** Lactation curves among crosses of Galla and East African with Toggenburg and Anglo Nubian goats. *Small Rumin. Res.*, 16: 1-6.
- Sakul, H. e Boylan, W. J. (1992).** Lactation curves for several US sheep breeds. *Anim. Prod.*, 54: 229-233.
- Shanks, R. D., Berger, P. J., Freeman, A. E. e Dickinson, F. N. (1981).** Genetic aspects of lactation curves. *J. Dairy Sci.*, 64: 1852-1859.
- Shoemaker, J. S., Painter, I. S. e Weir, B. S. (1999).** Bayesian statistics in genetics: a guide for the uninitiated. *Trends Genet.*, 15: 354-358.
- Sorensen, D. A., Wang, C. S., Jensen, J. e Gianola, D. (1994).** Bayesian analysis of genetic change due to selection using Gibbs sampling. *Genet. Sel. Evol.*, 26: 333-360.
- Sorensen, D. e Gianola, D. (2002).** *Likelihood, bayesian and MCMC methods in quantitative genetics*. Springer Verlag, New York. 736 pp.
- Sorensen, D., Andersen, S., Gianola, D. e Korsgaard, I. R. (1995).** Bayesian inference in threshold models using Gibbs sampling. *Gen. Sel. Evol.*, 27: 229-249.
- Sorensen, D., Vernersen, A. e Andersen, S. (2000).** Bayesian analysis of response to selection: a case study using litter size in Danish Yorkshire pigs. *Genetics*, 156: 283-295.
- SPSS (Statistical Package for Social Sciences; 1998).** *SPSS-Base 8.0: Application Guide*. SPSS Cop. Chicago. 372 pp.
- Su, G., Sørensen, P. e Sorensen, D. (1997).** Inference about variante components and selection response for body weight in chickens. *Gen. Sel. Evol.*, 29: 413-425.
- Tanner, M. A. e Wong, W. H. (1987).** The calculation of posterior distributions by data augmentation. *J. Am. Stat. Assoc.*, 82: 528-540.
- Ugarte, E., Urarte, E., Arrese, F., Arranz, J., Silio, L. e Rodriguez, C. (1996).** Genetic parameters and trends for milk production of Blond-Faced Latxa sheep using bayesian analysis. *J. Dairy Sci.*, 79: 2268-2277.
- Varona, L., Misztal, I. e Bertrand, J. K. (1999).** Threshold-linear versus linear-linear analysis of birth weight and calving ease using an animal model: I. Variance component estimation. *J. Anim. Sci.*, 77: 1994-2002.
- Varona, L., Moreno, C., Garcia Cortes, L. A. e Altarriba, J. (1998).** Bayesian analysis of Wood's lactation curve for spanish dairy cows. *J. Dairy Sci.*, 81: 1469-1478.

- Varona, L., Moreno, C., García-Cortés, L. A. e Altarriba, J. (1994).** Estimación multicaracter de componentes de varianza y covarianza en vacuno lechero mediante muestreo de Gibbs. *Rev Port. Zoot*, 1: 185-195.
- Varona, L., Moreno, C., García-Cortés, L. A. e Altarriba, J. (1997).** Multiple trait genetic analysis of underlying biological variables of production functions. *Livest. Prod. Sci.*, 47: 201-209.
- Wakefield, J. C., Smith, A. F. M., Racine-Poon, A. e Gelfand, A. E. (1994).** Bayesian analysis of linear and non-linear population models by using the Gibbs sampler. *Appl. Stat.*, 43: 201-221.
- Wang C.S. (1998).** Implementation issues in Bayesian analysis in animal breeding. *Proceedings of the 6th WCGALP*, 25: 481-488.
- Wang, C. S., Gianola, D., Sorensen. D., Jensen, J., Christensen, A. e Rutledge, J. J. (1994a).** Response to selection in Danish Landrace pigs: A Bayesian analysis. *Theor. Appl. Genet.*, 88: 220-230.
- Wang, C. S., Rutledge, J. J. e Gianola, D. (1993).** Marginal inferences about variance components in a mixed linear model using Gibbs sampling. *Genet. Sel. Evol.*, 25: 41-62.
- Wang, C. S., Rutledge, J. J. e Gianola, D. (1994b).** Bayesian analysis of mixed linear models via Gibbs sampling with an application to litter size in Iberian pigs. *Genet. Sel. Evol.*, 26: 91-115.
- Wood, P. D. P. (1967).** Algebraic models of the lactation curve in cattle. *Nature, London*, 216: 164-165.
- Wood, P. D. P. (1977).** The biometry of lactation. *J. Agric. Sci., Camb.*, 88: 333-339.
- Wright, S. (1934).** An analysis of variability in number of digits in an inbred strain of guinea pigs. *Genetics*, 19: 506-536.

ANEXOS

Anexo 1. Traçados da convergência dos parâmetros, relativos ao modelo linear-categorico, para a variedade preta (n=108000).

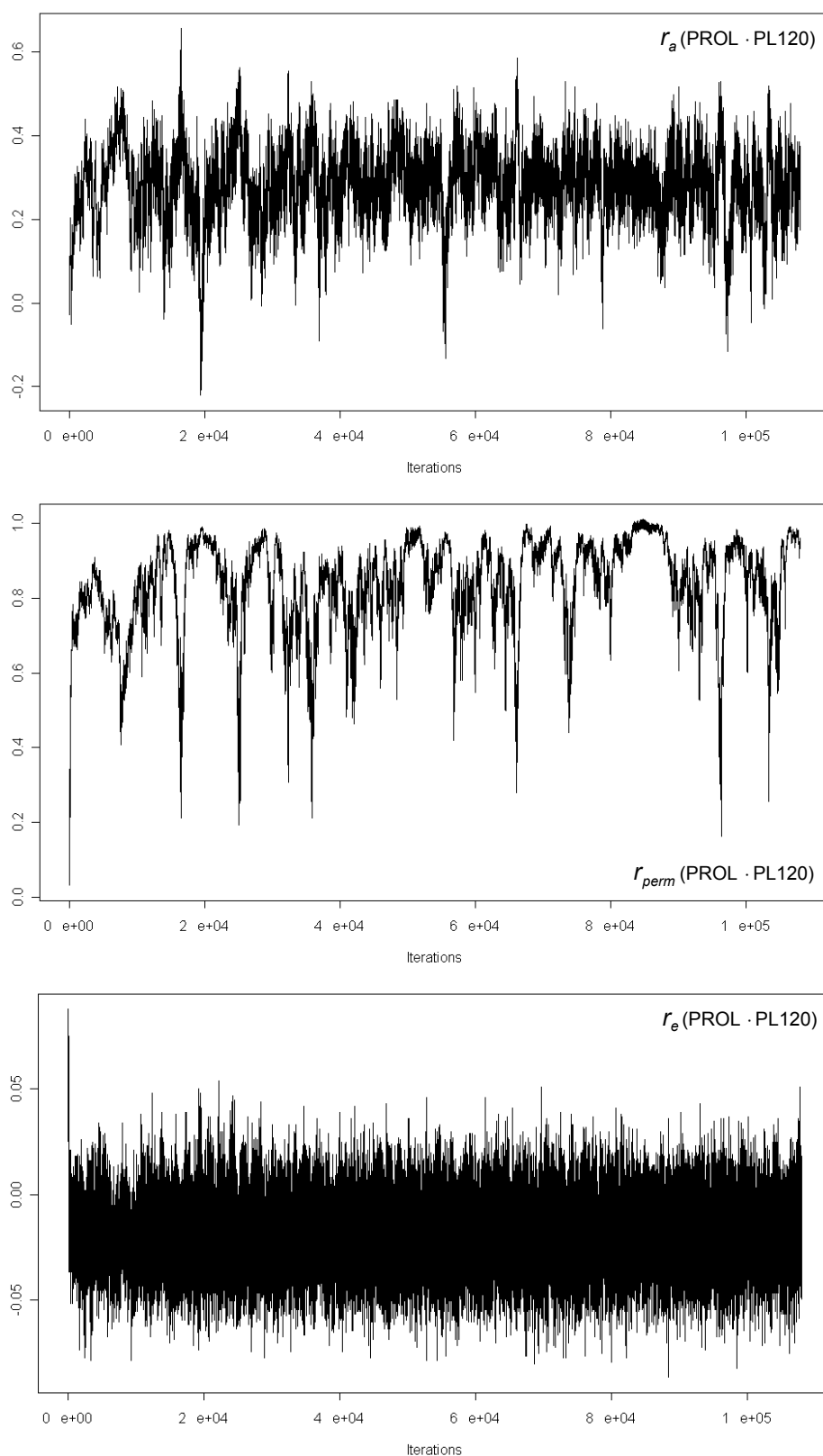


Figura A1.1. Traçados da convergência das correlações genética aditiva, ambiental permanente e residual entre a prolificidade e a produção de leite aos 120 dias, relativos ao modelo bivariado linear-categorico, para a variedade Preta (n=108000).

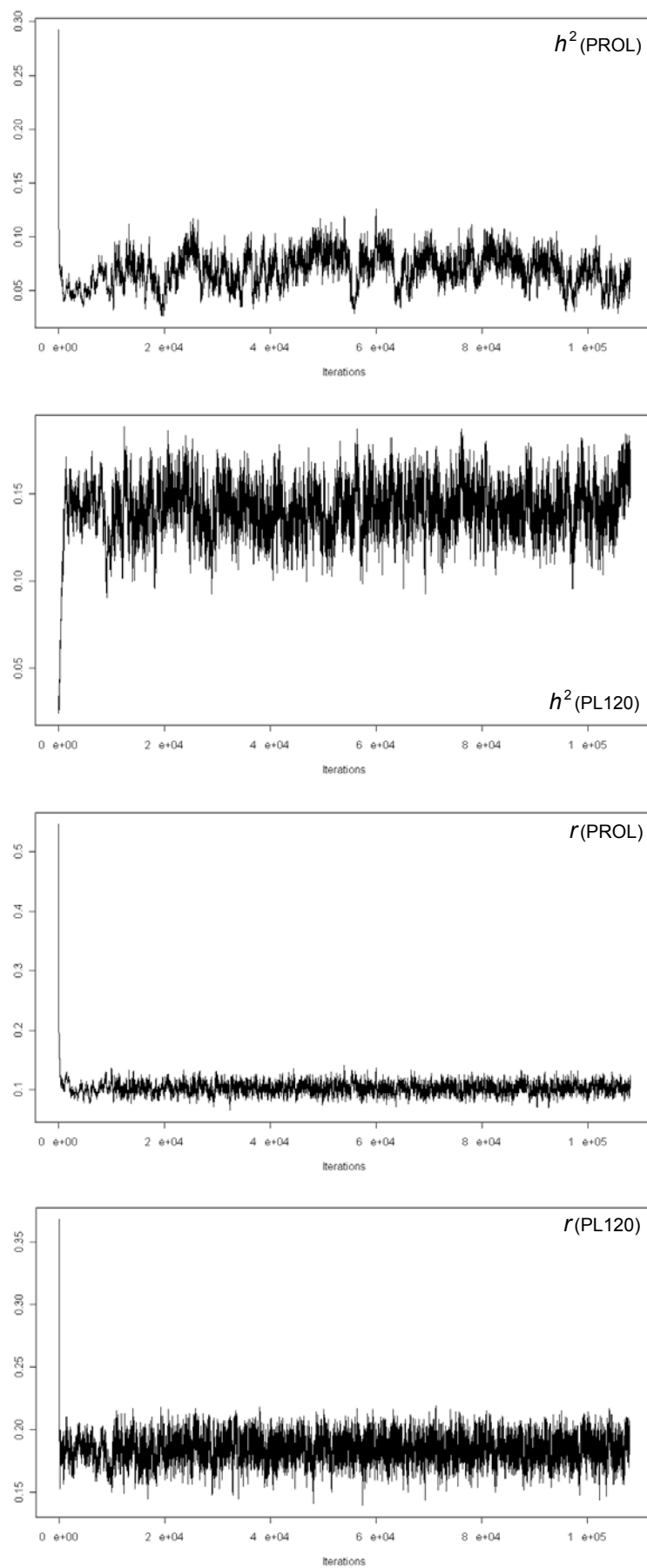


Figura A1.2. Traçados da convergência das heritabilidades e repetibilidades da prolificidade e produção de leite aos 120 dias, relativos ao modelo bivariado linear-categórico, para a variedade Preta (n=108000).

Anexo 2. Traçados da convergência dos parâmetros, relativos ao modelo linear-categorico, para a variedade Branca (n=108000).

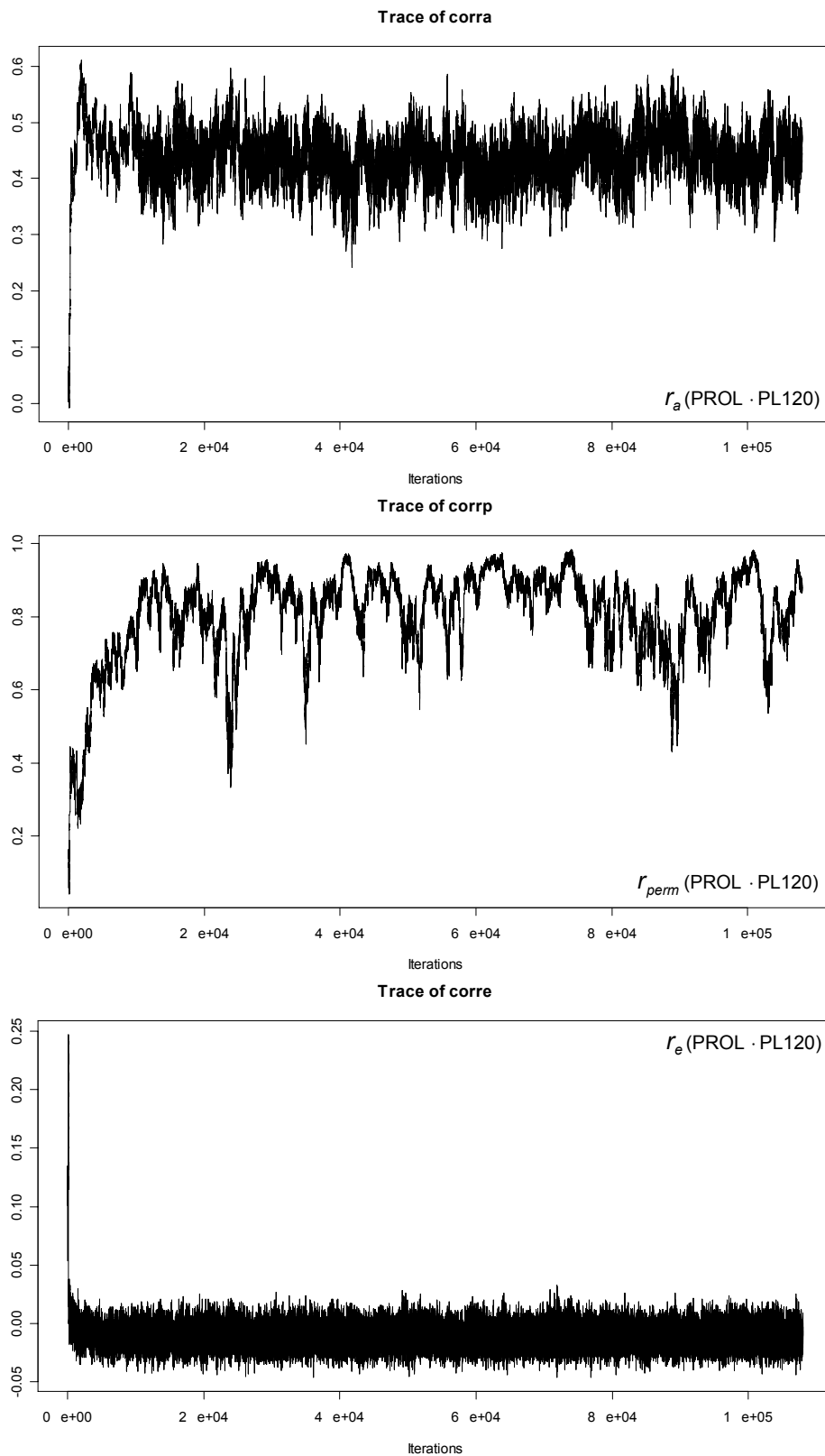


Figura A2.1. Traçados da convergência das correlações genética aditiva, ambiental permanente e residual entre a prolificidade e a produção de leite aos 120 dias, relativos ao modelo bivariado linear-categorico, para a variedade Branca (n=108000).

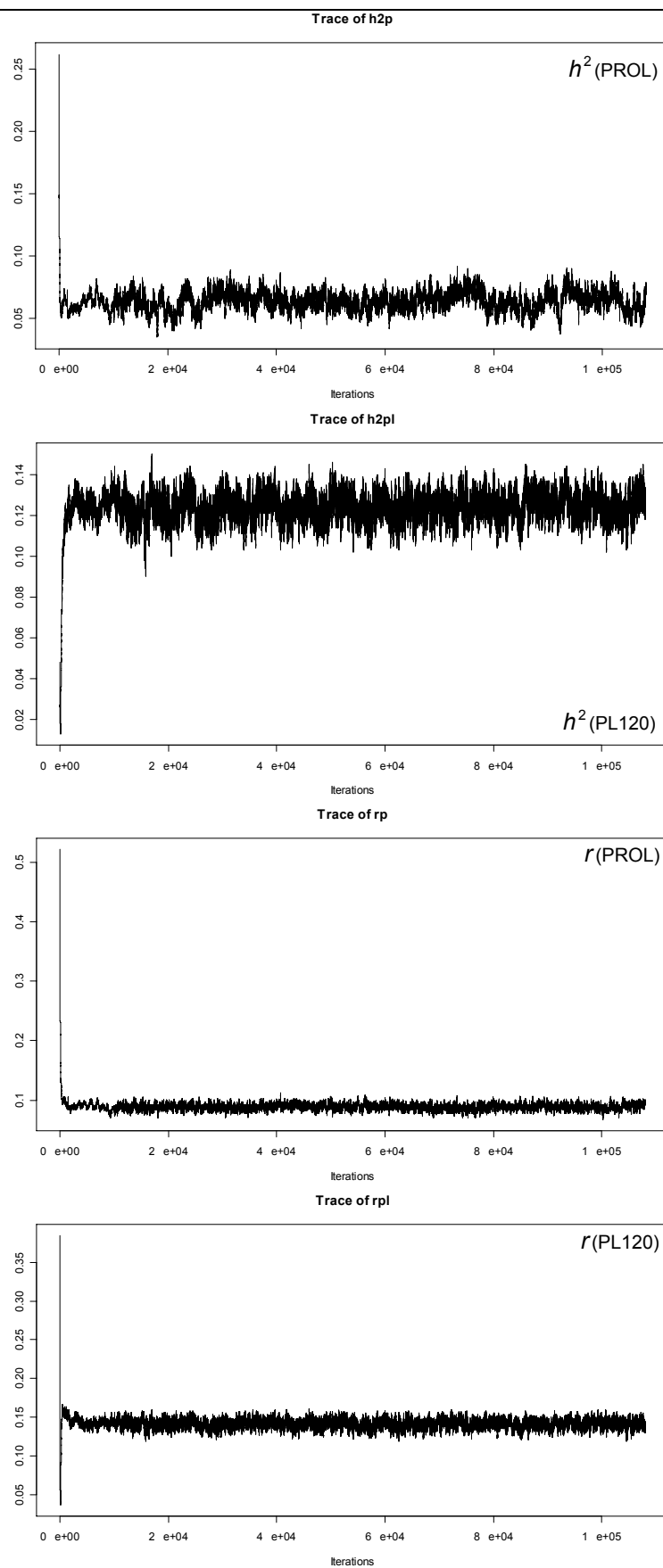


Figura A2.2. Traçados da convergência das heritabilidades e repetibilidades da prolificidade e produção de leite aos 120 dias, relativos ao modelo bivariado linear-categórico, para a variedade Branca (n=108000).

Anexo 3. Densidades posteriores estimadas dos parâmetros, relativos ao modelo linear-categórico, para a variedade Preta (n=98000 iterações).

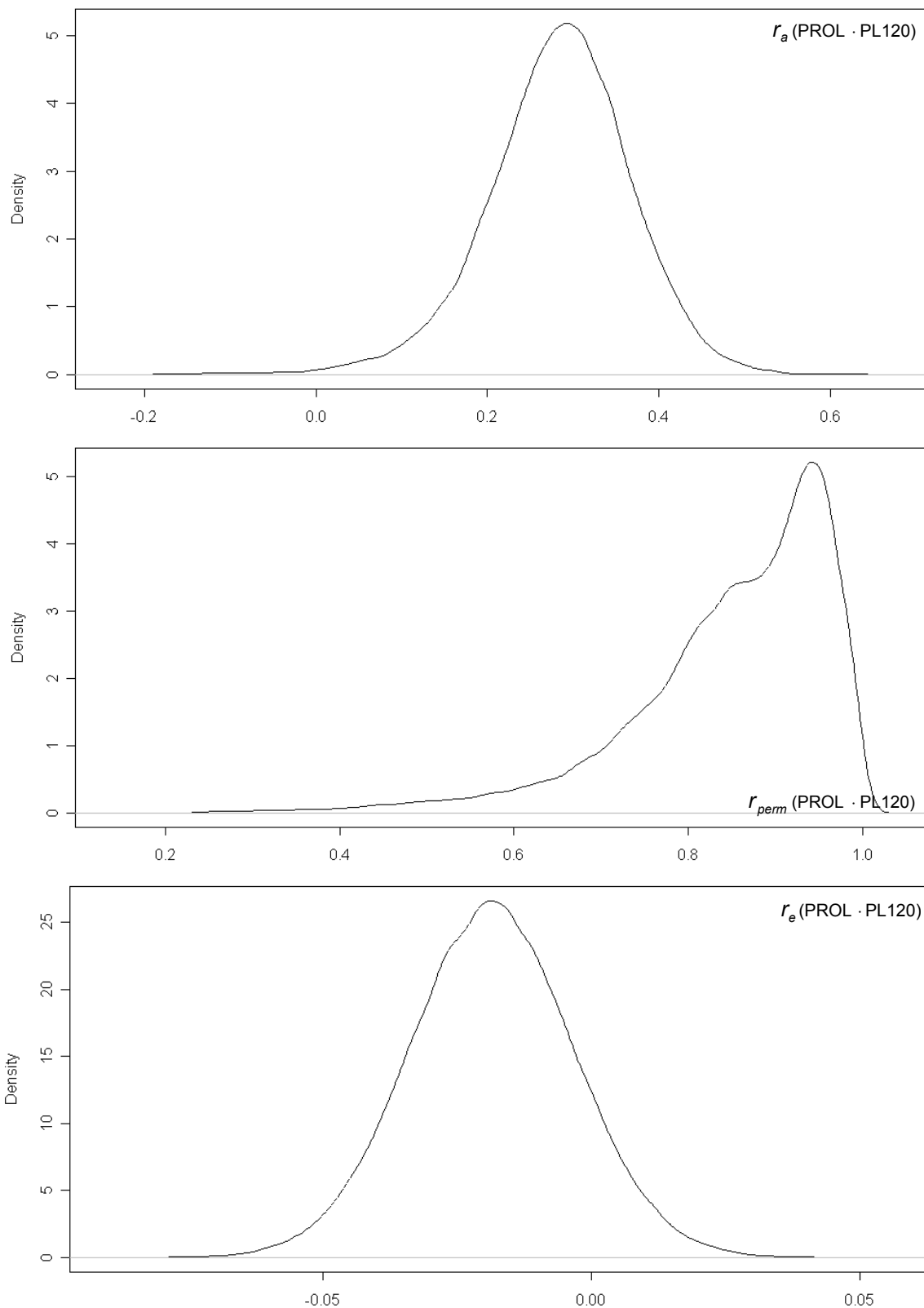


Figura A3.1. Densidades posteriores estimadas das correlações genética aditiva, ambiental permanente e residual entre a prolificidade e a produção de leite aos 120 dias, relativas ao modelo bivariado linear-categórico, para a variedade Preta (n=98000 iterações).

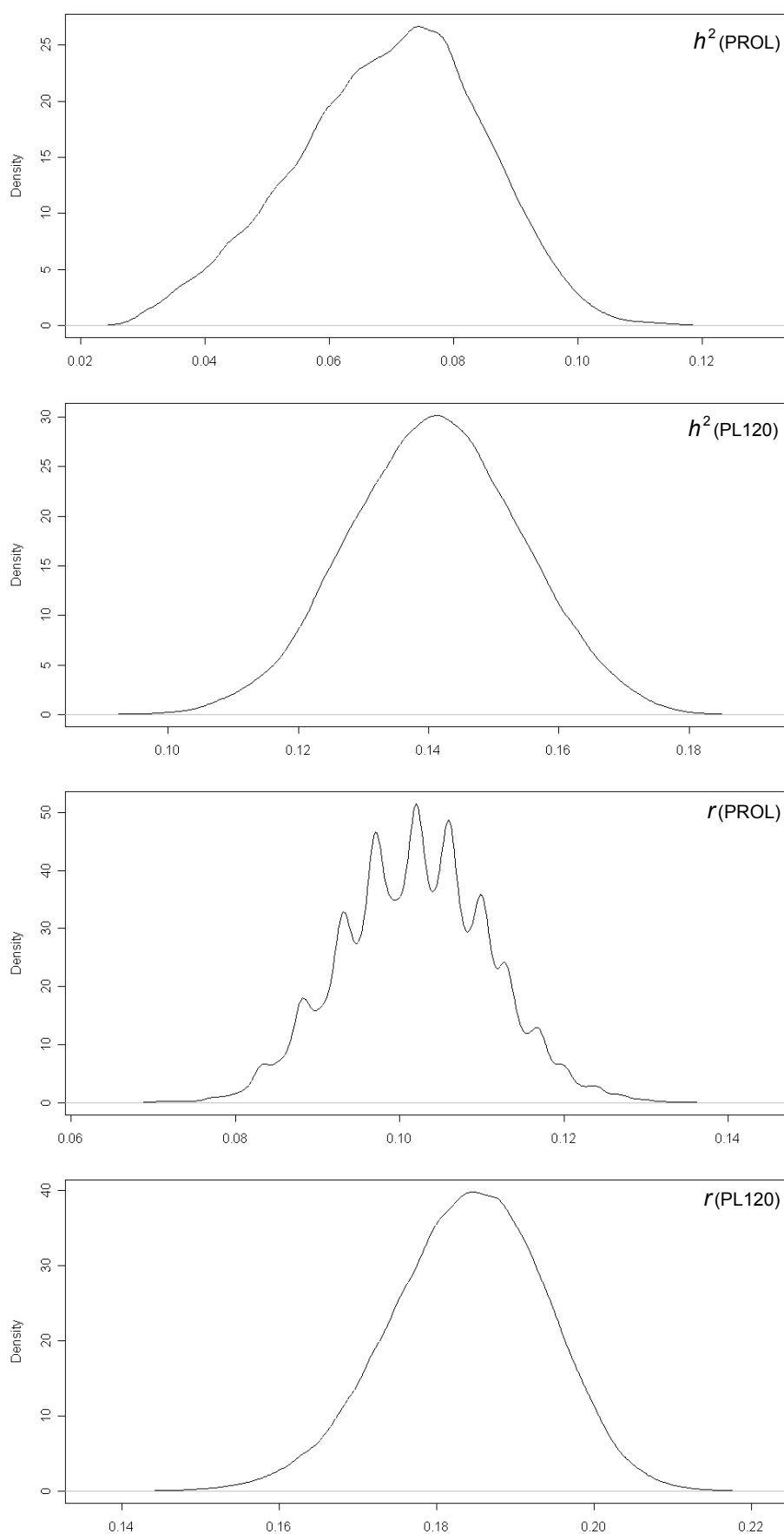


Figura A3.2. Densidades posteriores estimadas das heritabilidades e das repetibilidades da prolificidade e produção de leite aos 120 dias, relativas ao modelo bivariado linear-categórico, para a variedade Preta (n=98000 iterações).

Anexo 4. Densidades posteriores estimadas dos parâmetros, relativos ao modelo linear-categórico, para a variedade Branca (n=98000 iterações).

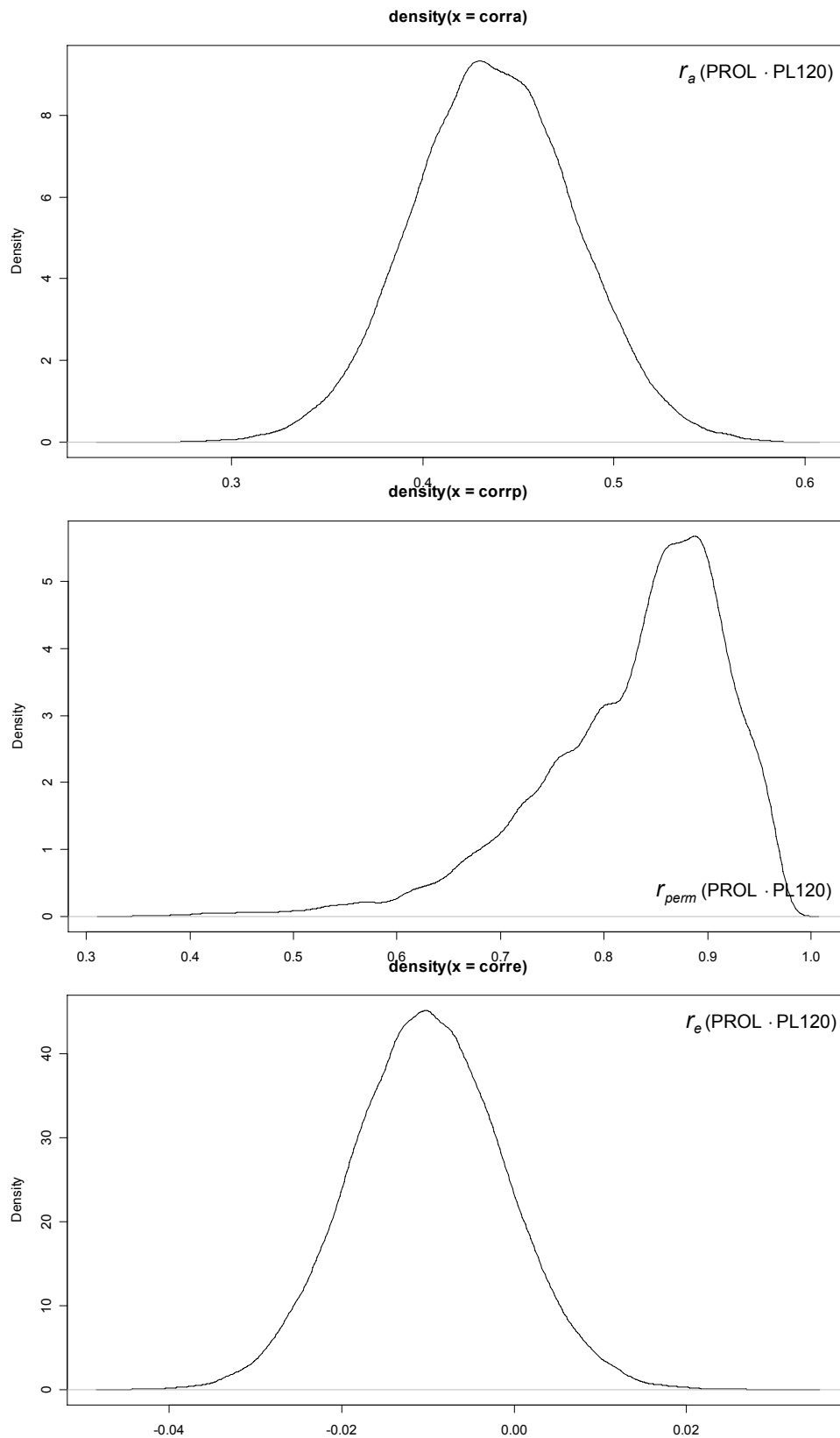


Figura A4.1. Densidades posteriores estimadas das correlações genética aditiva, ambiental permanente e residual entre a prolificidade e a produção de leite aos 120 dias, relativas ao modelo bivariado linear-categórico, para a variedade Branca (n=98000 iterações).

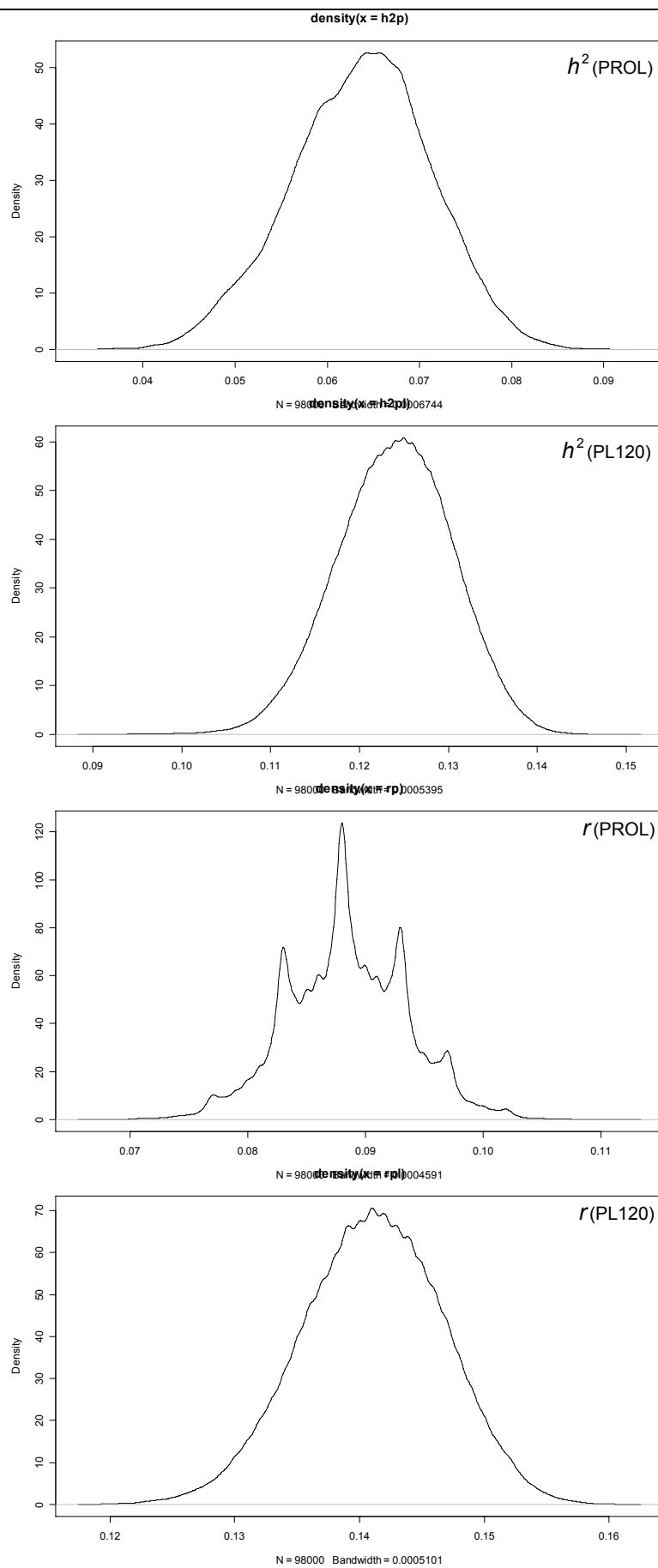


Figura A4.2. Densidades posteriores estimadas das herdabilidades e repetibilidades da prolificidade e produção de leite aos 120 dias, relativas ao modelo bivariado linear-categórico, para a variedade Branca (n=98000 iterações).

Anexo 5. Diagnósticos de convergência de Geweke (1992) e de Raftery e Lewis (1992, 1995) para os parâmetros, relativos ao modelo bivariado linear-categórico, para as variedades Preta e Branca.

Quadro A5.1. Diagnóstico de convergência de Geweke (1992) para os parâmetros, relativos ao modelo bivariado linear-categórico, para as variedades Preta e Branca.

Parâmetro	Coeficiente Z	
	variedade Preta	variedade Branca
σ_a^2 (PROL)	-4,82822	-0,6146
σ_{perm}^2 (PROL)	6,53969	26,044
σ_e^2 (PROL)	-	-
σ_a^2 (PL120)	-2,26816	-15,836
σ_{perm}^2 (PL120)	1,79365	31,336
σ_e^2 (PL120)	1,36677	-0,2482
σ_a (PROL · PL120)	-2,25460	0,8995
σ_{perm} (PROL · PL120)	2,53942	-43,601
σ_e (PROL · PL120)	0,14161	11,870
r_a (PROL · PL120)	-0,02502	20,795
r_{perm} (PROL · PL120)	-6,22310	-98,739
r_e (PROL · PL120)	0,18567	12,164
h^2 (PROL)	-5,77682	-10,892
h^2 (PL120)	-2,32270	-13,230
r (PROL)	1,20014	16,276
r (PL120)	-1,54082	11,330

Quadro A5.2. Diagnóstico de convergência de Raftery e Lewis (1992, 1995) para os parâmetros, relativos ao modelo bivariado linear-categórico, para a variedade Preta (n=108000).

Parâmetro	Burn-in	Iterações totais	Factor de Dependência
σ_a^2 (PROL)	516	600667	160,00
σ_{perm}^2 (PROL)	1392	1595696	426,00
σ_e^2 (PROL)	-	-	-
σ_a^2 (PL120)	432	454392	121,00
σ_{perm}^2 (PL120)	486	551718	147,00
σ_e^2 (PL120)	105	131187	35,00
σ_a (PROL · PL120)	570	575301	154,00
σ_{perm} (PROL · PL120)	570	614580	164,00
σ_e (PROL · PL120)	18	26484	7,07
r_a (PROL · PL120)	400	399840	107,00
r_{perm} (PROL · PL120)	861	870184	232,00
r_e (PROL · PL120)	18	27516	7,35
h^2 (PROL)	600	780060	208,00
h^2 (PL120)	504	544068	145,00
r (PROL)	154	185350	49,50
r (PL120)	144	172200	46,00

Quadro A5.3. Diagnóstico de convergência de Raftery e Lewis (1992, 1995) para os parâmetros, relativos ao modelo bivariado linear-categórico, para a variedade Branca (n=108000).

Parâmetro	Burn-in	Iterações totais	Factor de Dependência
σ_a^2 (PROL)	341	439952	117,00
σ_{perm}^2 (PROL)	1596	2239568	598,00
σ_e^2 (PROL)	-	-	-
σ_a^2 (PL120)	520	481208	128,00
σ_{perm}^2 (PL120)	572	621244	166,00
σ_e^2 (PL120)	224	229632	61,30
σ_a (PROL · PL120)	168	195816	52,30
σ_{perm} (PROL · PL120)	1404	1532973	409,00
σ_e (PROL · PL120)	9	12171	3,25
r_a (PROL · PL120)	112	121904	32,50
r_{perm} (PROL · PL120)	3570	3115854	832,00
r_e (PROL · PL120)	9	14817	3,96
h^2 (PROL)	312	339864	90,70
h^2 (PL120)	407	388796	104,00
r (PROL)	189	249210	66,50
r (PL120)	147	217707	58,10

Anexo 6. Influência dos efeitos ambientais sistemáticos nas médias posteriores dos parâmetros A, B e C, do dia do pico e da produção ao pico.

Quadro A6.1. Influência dos efeitos ambientais sistemáticos número de ordem de lactação, tipo de parto, tipo de contraste funcional e idade ao parto nos valores médios posteriores dos parâmetros A, B e C do modelo de Wood e das funções geradas, dia do pico (Dpico) e produção no pico (Ppico), para a variedade Branca.

	n	A	B	C	Dpico	Ppico
<i>N.º de ordem de lactação</i>						
1	5617	857,0	0,147	0,0081	18,1	1132,8
2	6307	901,3	0,163	0,0084	19,4	1240,5
3	5041	920,7	0,180	0,0087	20,8	1328,8
4	4084	953,4	0,174	0,0086	20,4	1354,7
5	3078	939,7	0,176	0,0084	20,9	1344,1
6	2225	941,2	0,173	0,0086	20,2	1331,7
7	1427	950,9	0,164	0,0084	19,5	1313,4
8-11	1278	915,7	0,162	0,0085	19,1	1255,3
<i>Tipo de parto</i>						
Simple	18632	880,3	0,163	0,0083	20,4	1764,0
Múltiplo	10425	973,2	0,173	0,0087	20,8	2100,4
<i>Tipo de contraste funcional</i>						
A4	11804	988,7	0,156	0,0085	18,9	1961,5
AT4	17253	862,3	0,174	0,0084	21,7	1832,1
<i>Idade ao parto (classes de meses)</i>						
11-19	5354	867,3	0,146	0,0081	18,5	1525,3
20-30	6474	894,9	0,162	0,0084	20,2	1792,4
31-41	5092	918,2	0,180	0,0086	21,6	2043,6
42-54	4088	953,2	0,174	0,0086	21,3	2070,1
55-64	3091	936,9	0,177	0,0084	22,1	2064,0
65-78	2244	939,9	0,173	0,0086	21,1	2024,3
79-90	1430	949,3	0,165	0,0084	20,4	1972,3
91-101	782	933,6	0,163	0,0085	20,1	1891,9
102-135	502	887,8	0,161	0,0085	19,4	1798,1

Quadro A6.2. Influência dos efeitos ambientais sistemáticos número de ordem de lactação, tipo de parto, tipo de contraste funcional e idade ao parto nos valores médios posteriores dos parâmetros A, B e C do modelo de Wood e das funções geradas, dia do pico (Dpico) e produção no pico (Ppico), para a variedade Preta.

	n	A	B	C	Dpico	Ppico
<i>N.º de ordem de lactação</i>						
1	1740	825,9	0,152	0,0076	20,8	1129,6
2	2205	961,0	0,149	0,0082	19,4	1299,0
3	1807	1021,8	0,159	0,0088	19,9	1412,3
4	1338	1034,3	0,165	0,0090	19,0	1454,7
5	1018	1027,4	0,172	0,0091	19,8	1469,7
6	664	1000,1	0,164	0,0086	20,1	1409,7
7	418	1012,9	0,155	0,0088	18,0	1389,5
8-11	337	969,5	0,145	0,0084	18,5	1307,4
<i>Tipo de parto</i>						
Simplex	5554	921,8	0,152	0,0081	19,9	1261,0
Múltiplo	3973	1038,7	0,163	0,0090	19,5	1454,4
<i>Tipo de contraste funcional</i>						
A4	5303	1000,8	0,159	0,0087	19,2	1391,8
AT4	4224	932,5	0,154	0,0082	20,3	1278,7
<i>Idade ao parto (classes de meses)</i>						
11-19	1678	833,0	0,151	0,0076	20,7	1135,6
20-30	2243	953,0	0,149	0,0082	19,5	1291,2
31-41	1823	1020,6	0,159	0,0088	19,9	1409,9
42-54	1340	1033,8	0,165	0,0090	19,0	1455,1
55-64	1017	1029,3	0,171	0,0091	19,8	1469,7
65-78	671	996,3	0,164	0,0086	20,1	1406,7
79-90	414	1015,8	0,154	0,0088	18,0	1393,8
91-101	206	975,0	0,145	0,0085	18,3	1309,4
102-135	135	953,2	0,146	0,0084	18,7	1293,6

Anexo 7. Traçados da convergência da variância de ajuste da curva, relativas ao modelo hierárquico (n=50000).

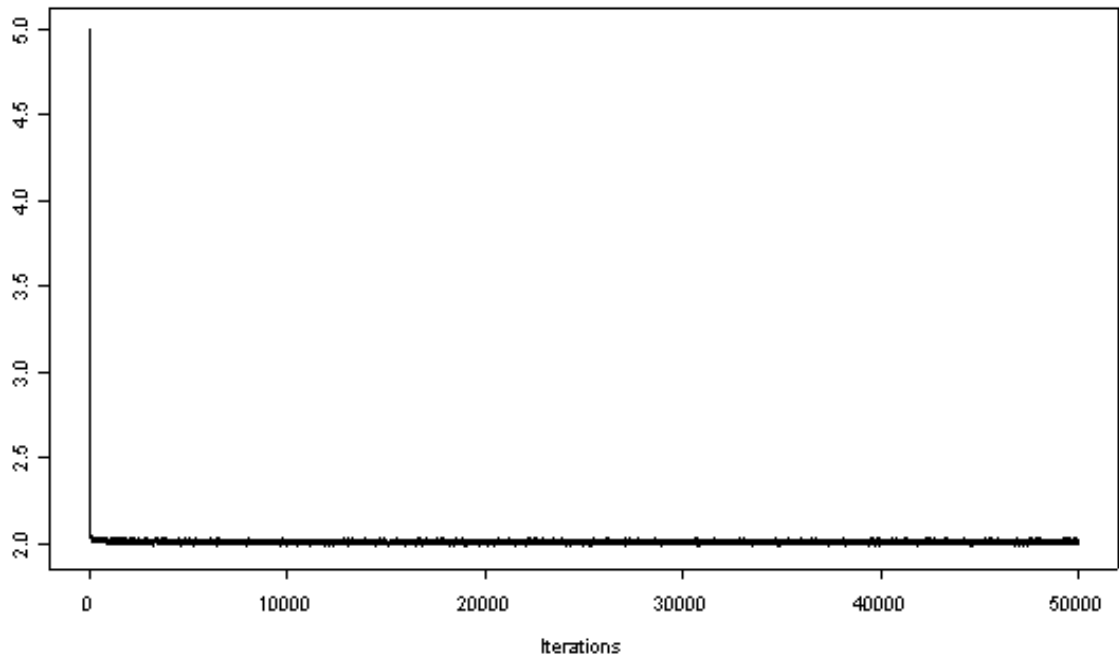


Figura A7.1. Traçado da convergência da variância de ajuste da curva, relativa ao modelo de Wood, para a variedade Branca (n=50000).

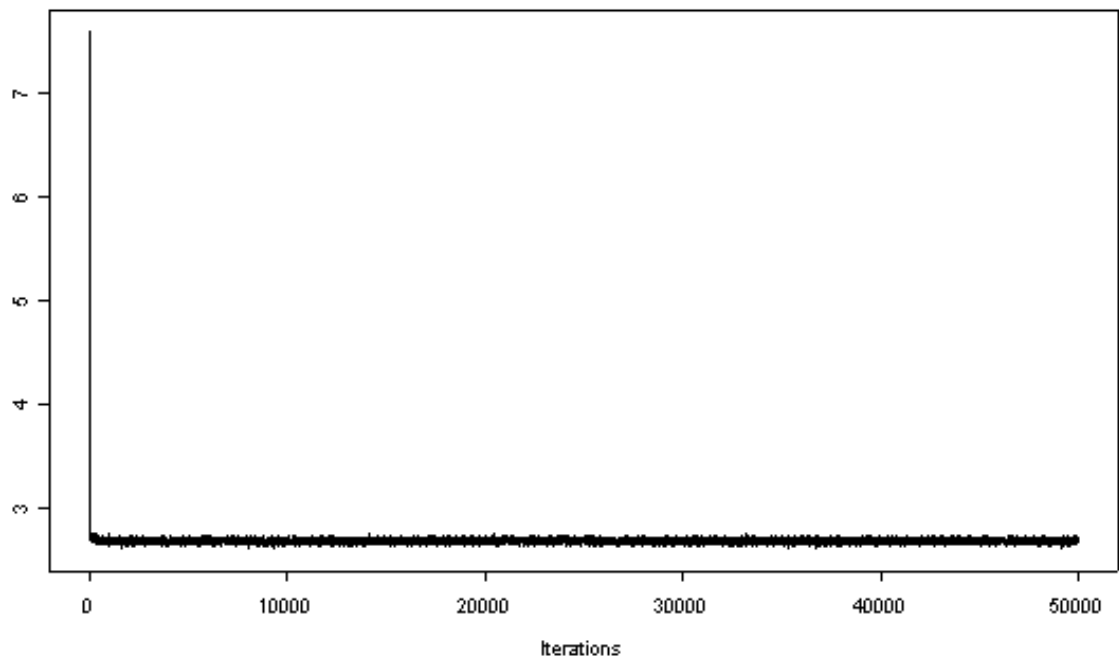


Figura A7.1. Traçado da convergência da variância de ajuste da curva, relativa ao modelo de Wood, para a variedade Preta (n=50000).

Anexo 8. Traçados da convergência dos parâmetros, relativos ao modelo hierárquico, para a variedade Branca (n=50000).

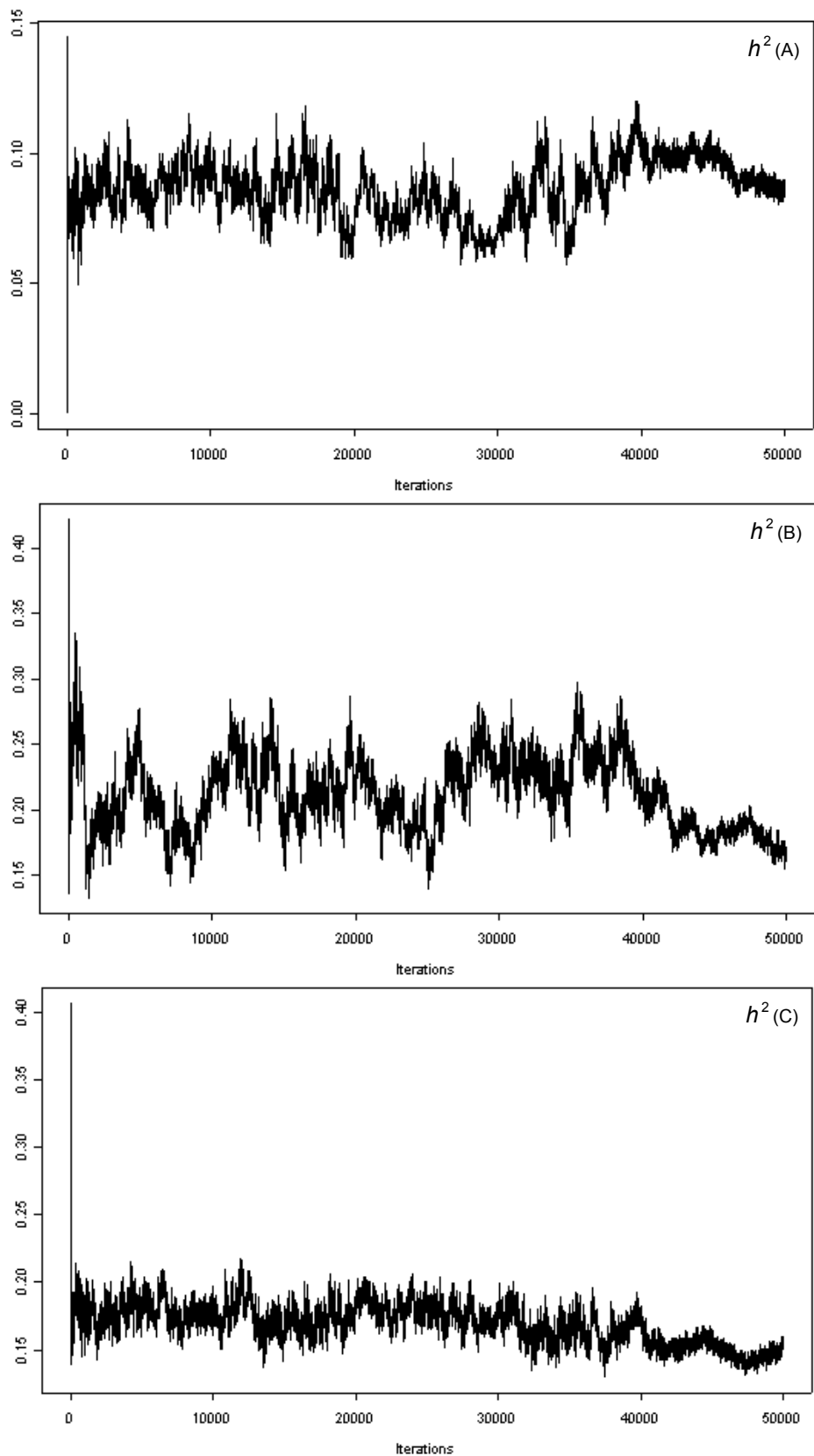


Figura A8.1. Traçados da convergência das heritabilidades dos parâmetros A, B e C do modelo de Wood, para a variedade Branca (n=50000).

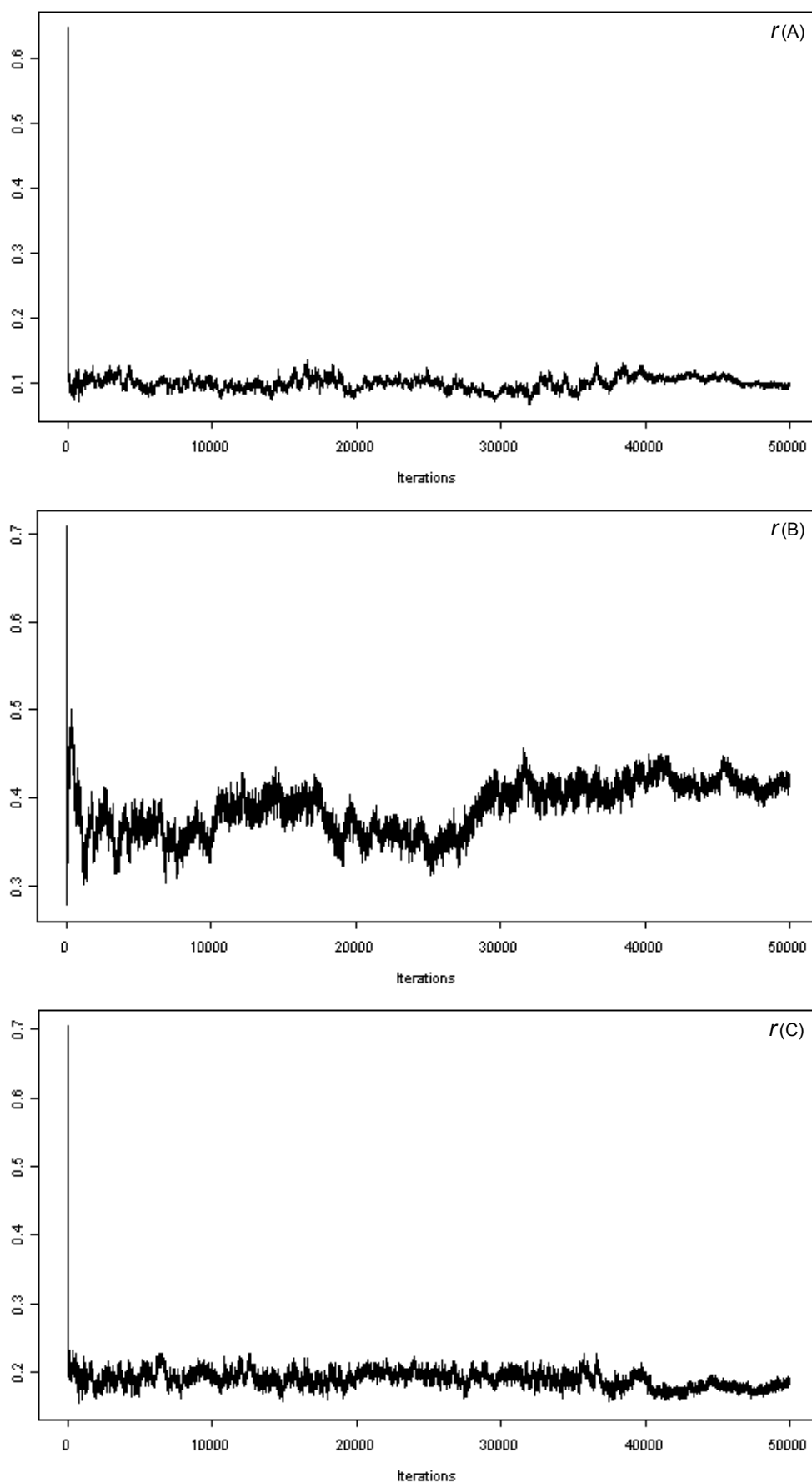


Figura A8.2. Traçados da convergência das repetibilidades dos parâmetros A, B e C do modelo de Wood, para a variedade Branca ($n=50000$).

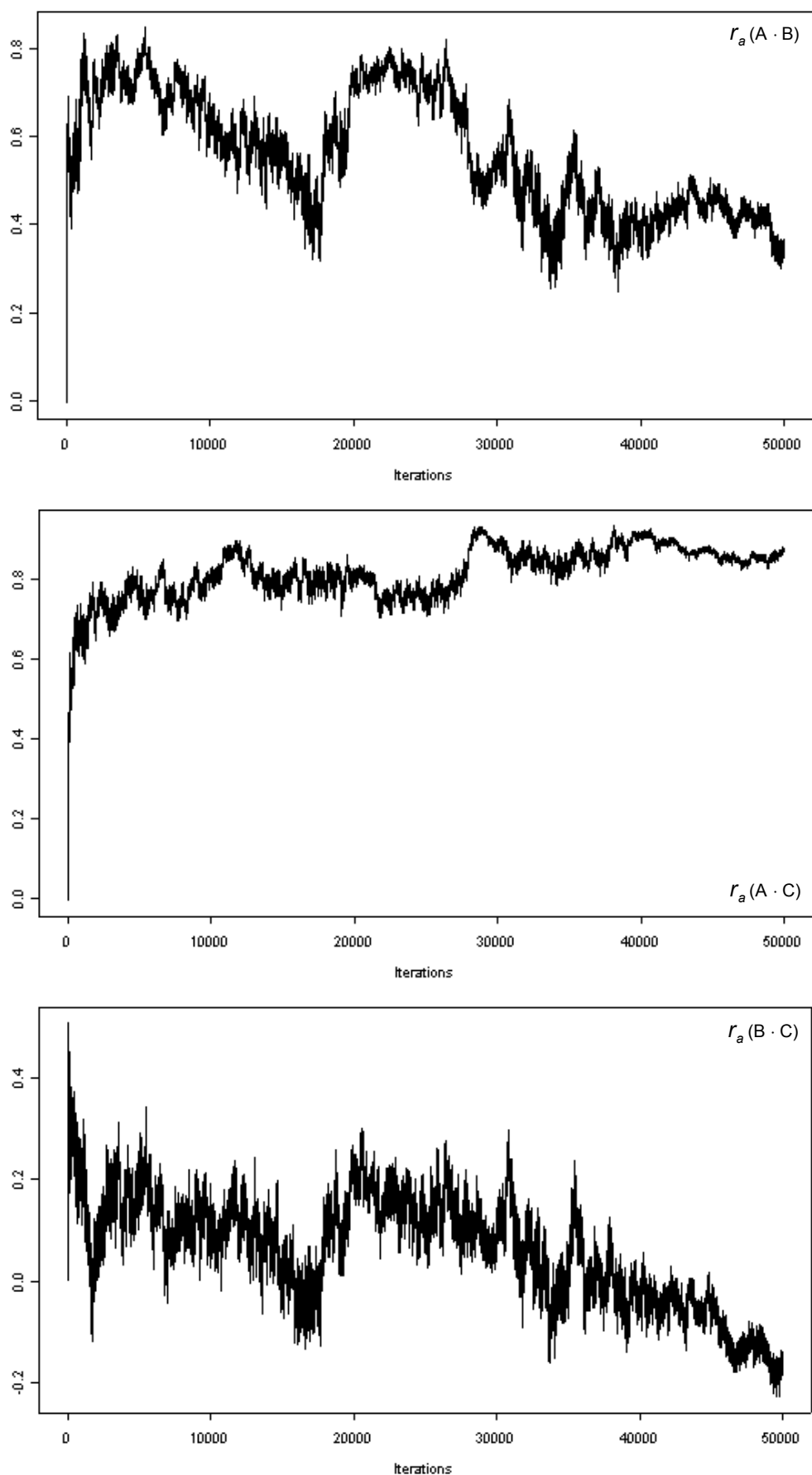


Figura A8.3. Traçados da convergência das correlações genéticas aditivas dos parâmetros A, B e C do modelo de Wood, para a variedade Branca ($n=50000$).

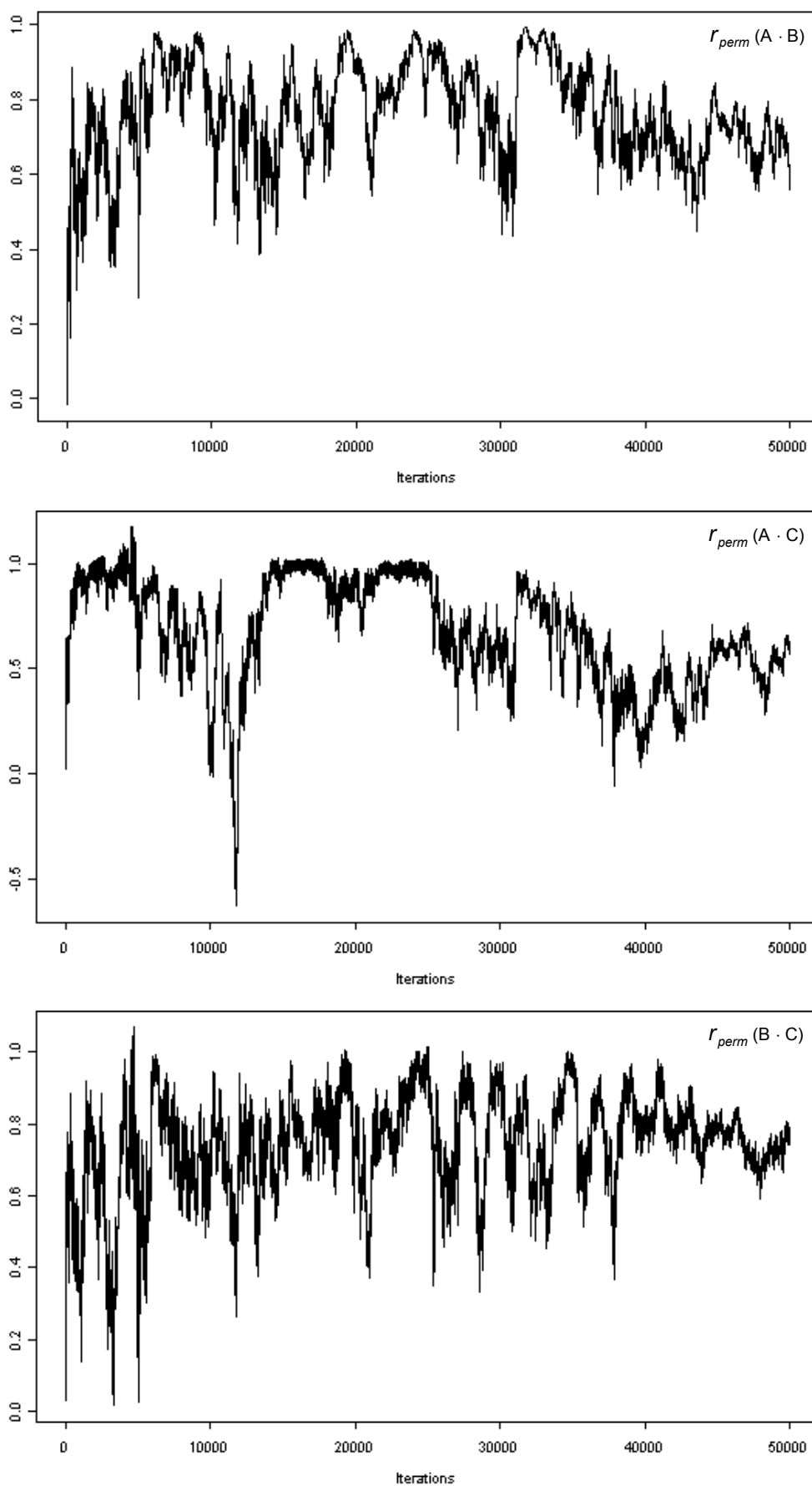


Figura A8.4. Traçados da convergência das correlações ambientais permanentes dos parâmetros A, B e C do modelo de Wood, para a variedade Branca (n=50000).

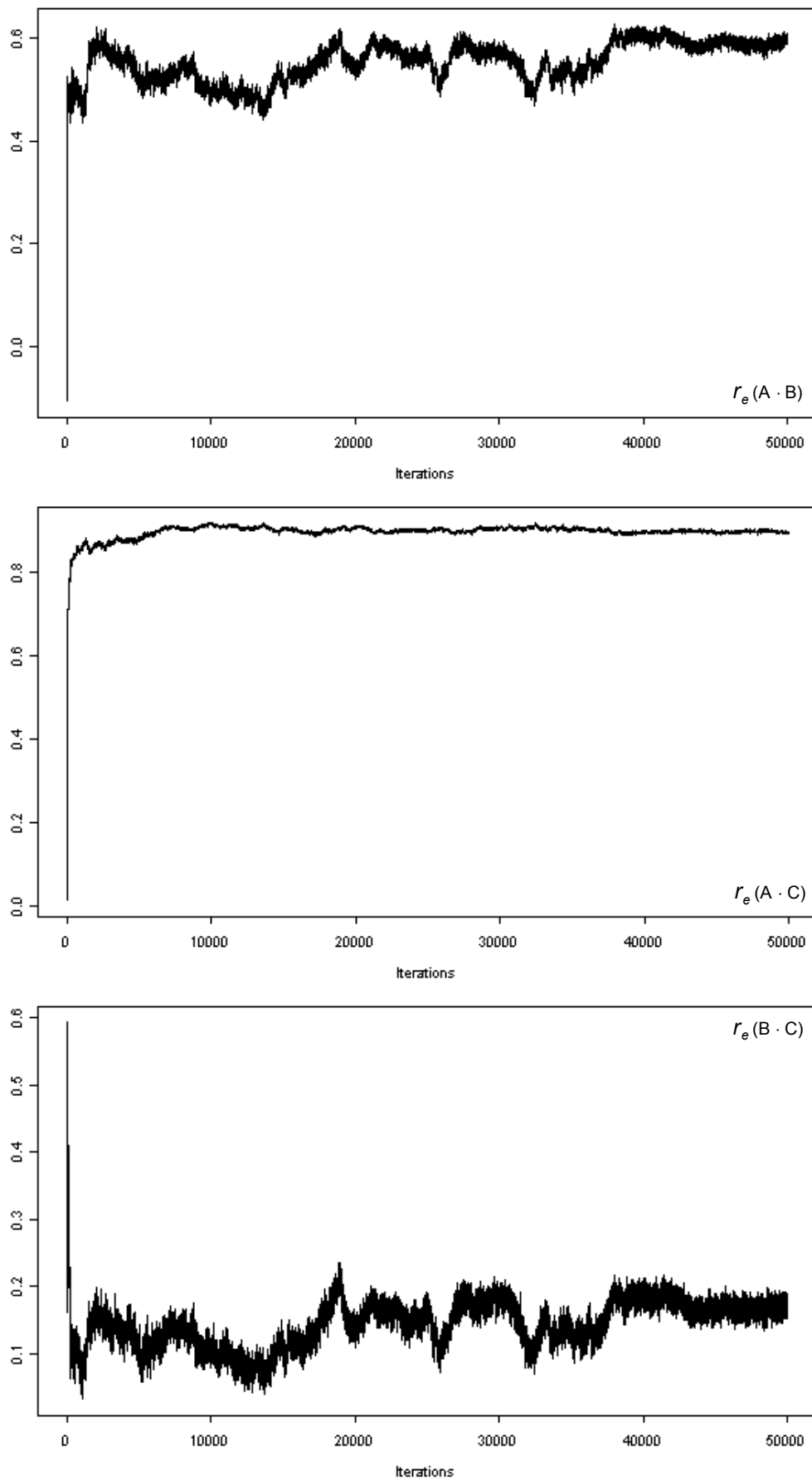


Figura A8.5. Traçados da convergência das correlações residuais dos parâmetros A, B e C do modelo de Wood, para a variedade Branca (n=50000).

Anexo 9. Traçados da convergência dos parâmetros, relativos ao modelo hierárquico, para a variedade Preta (n=50000).

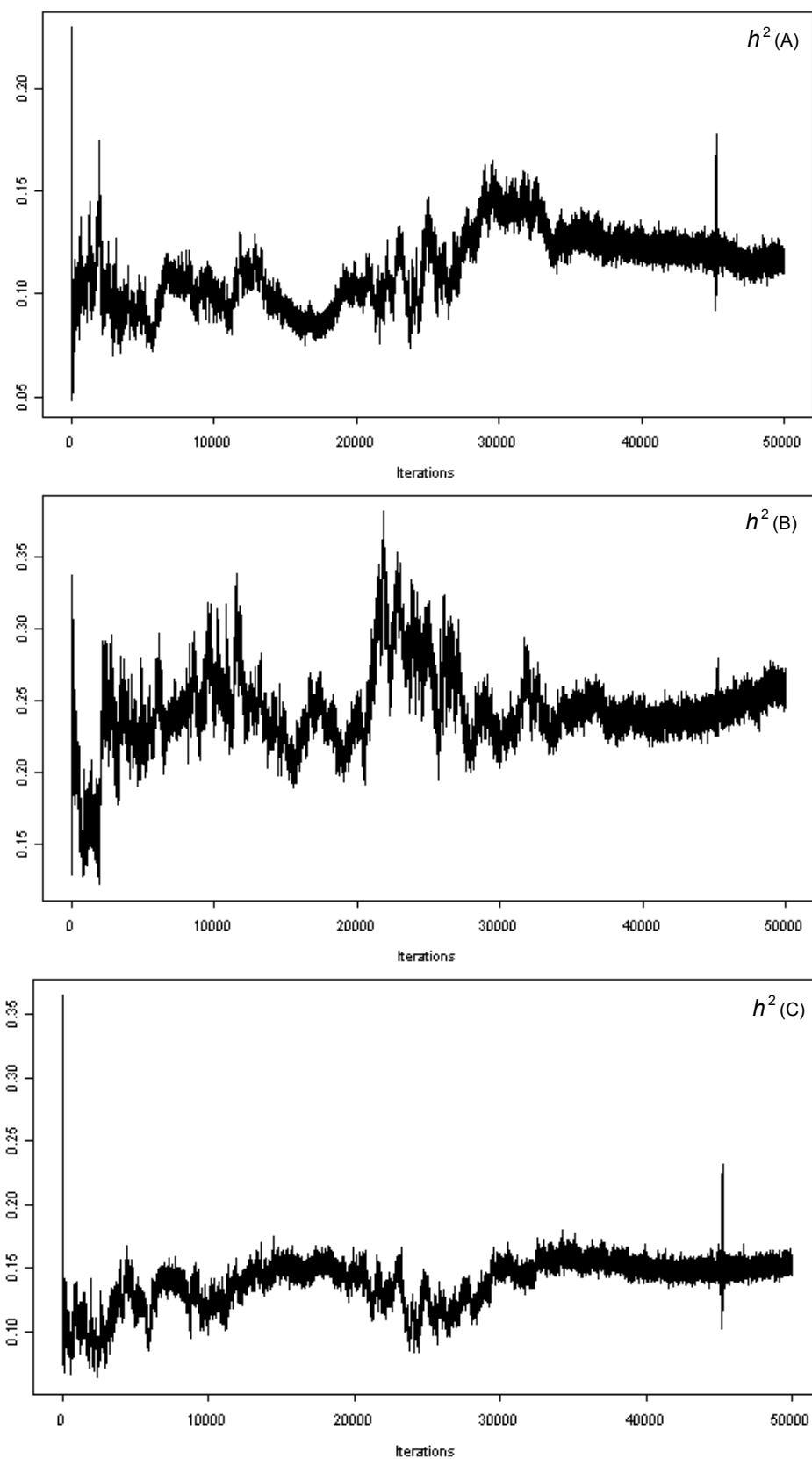


Figura A9.1. Traçados da convergência das heritabilidades dos parâmetros A, B e C do modelo de Wood, para a variedade Preta (n=50000).

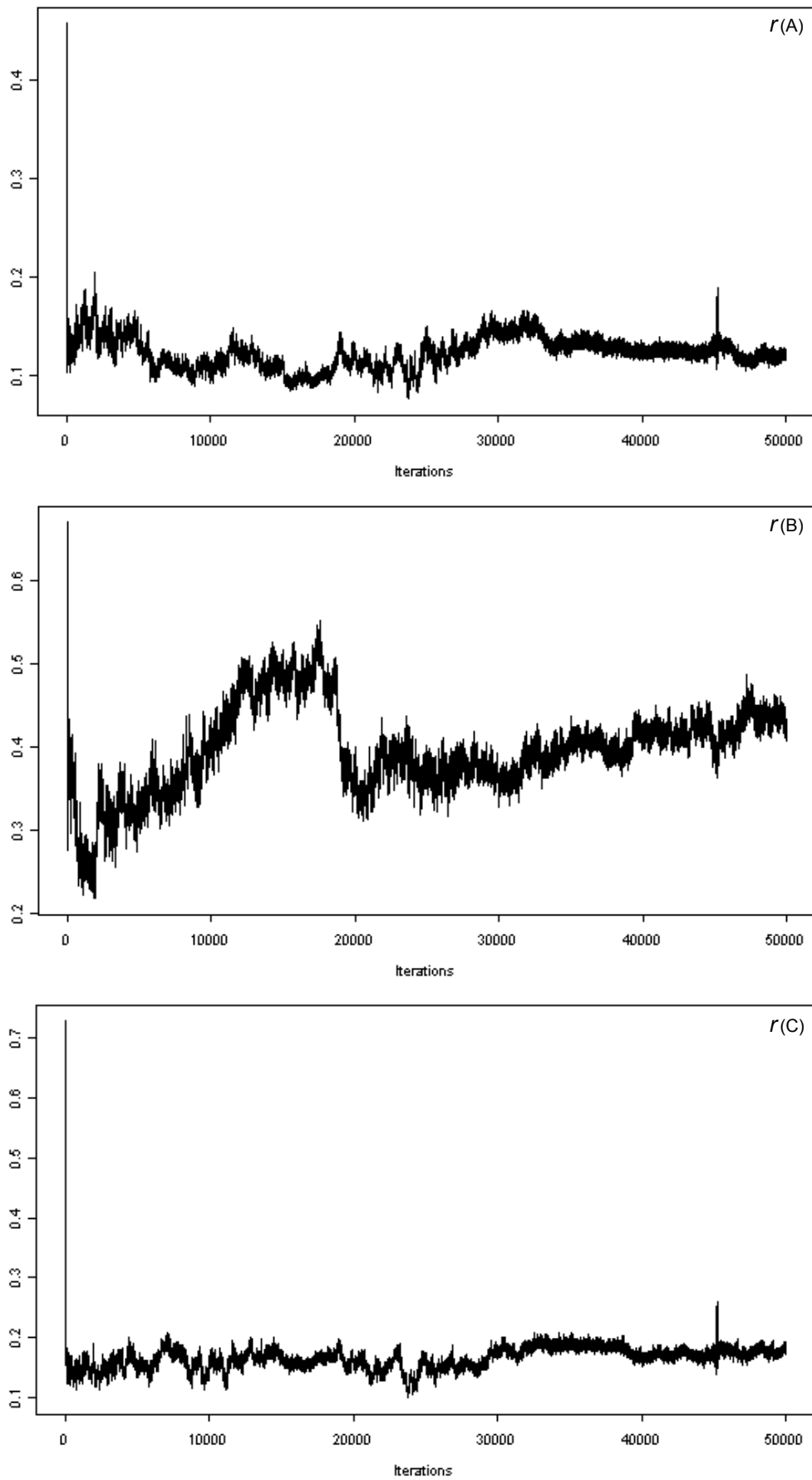


Figura A9.2. Traçados da convergência das repetibilidades dos parâmetros A, B e C do modelo de Wood, para a variedade Preta (n=50000).

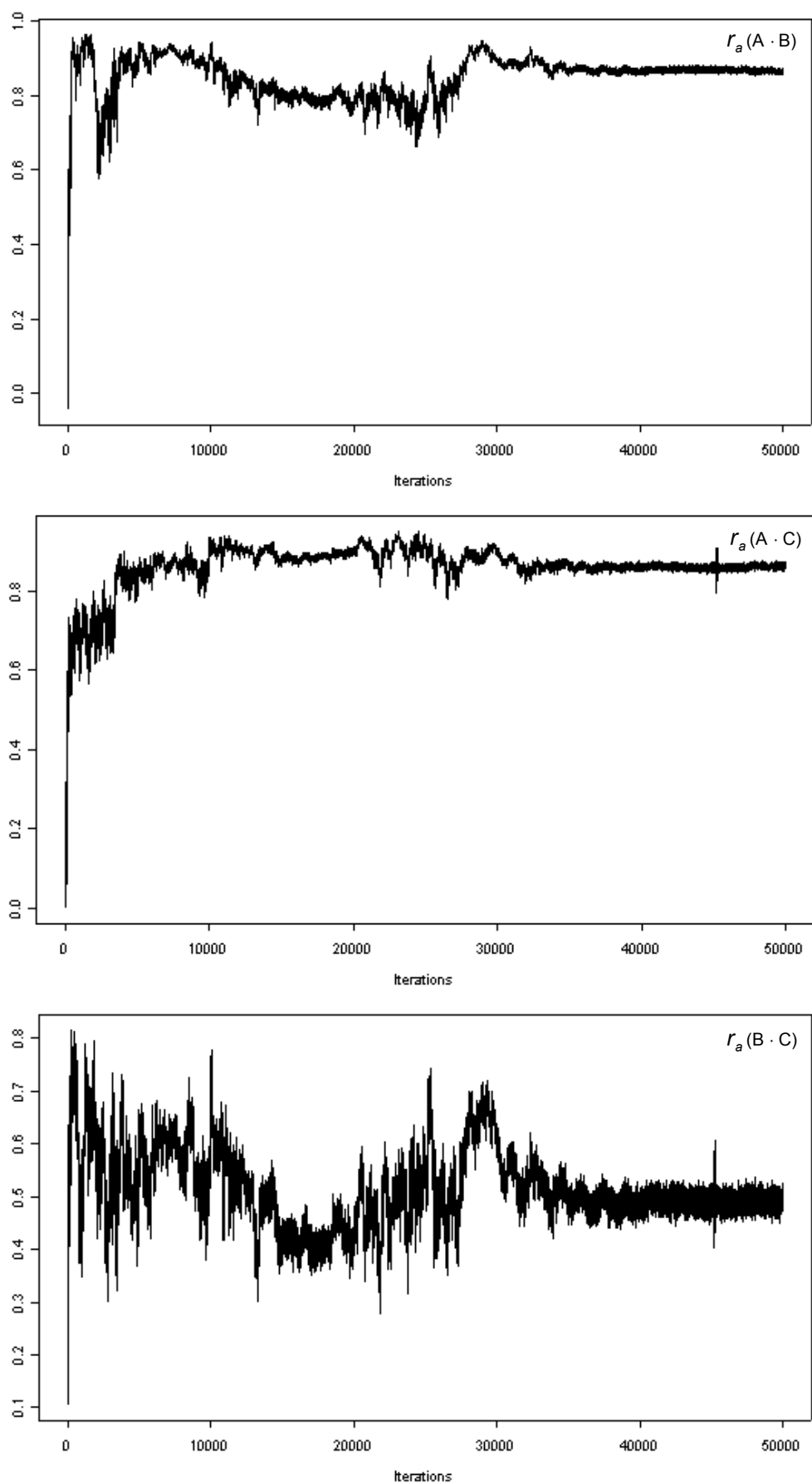


Figura A9.3. Traçados da convergência das correlações genéticas aditivas dos parâmetros A, B e C do modelo de Wood, para a variedade Preta (n=50000).

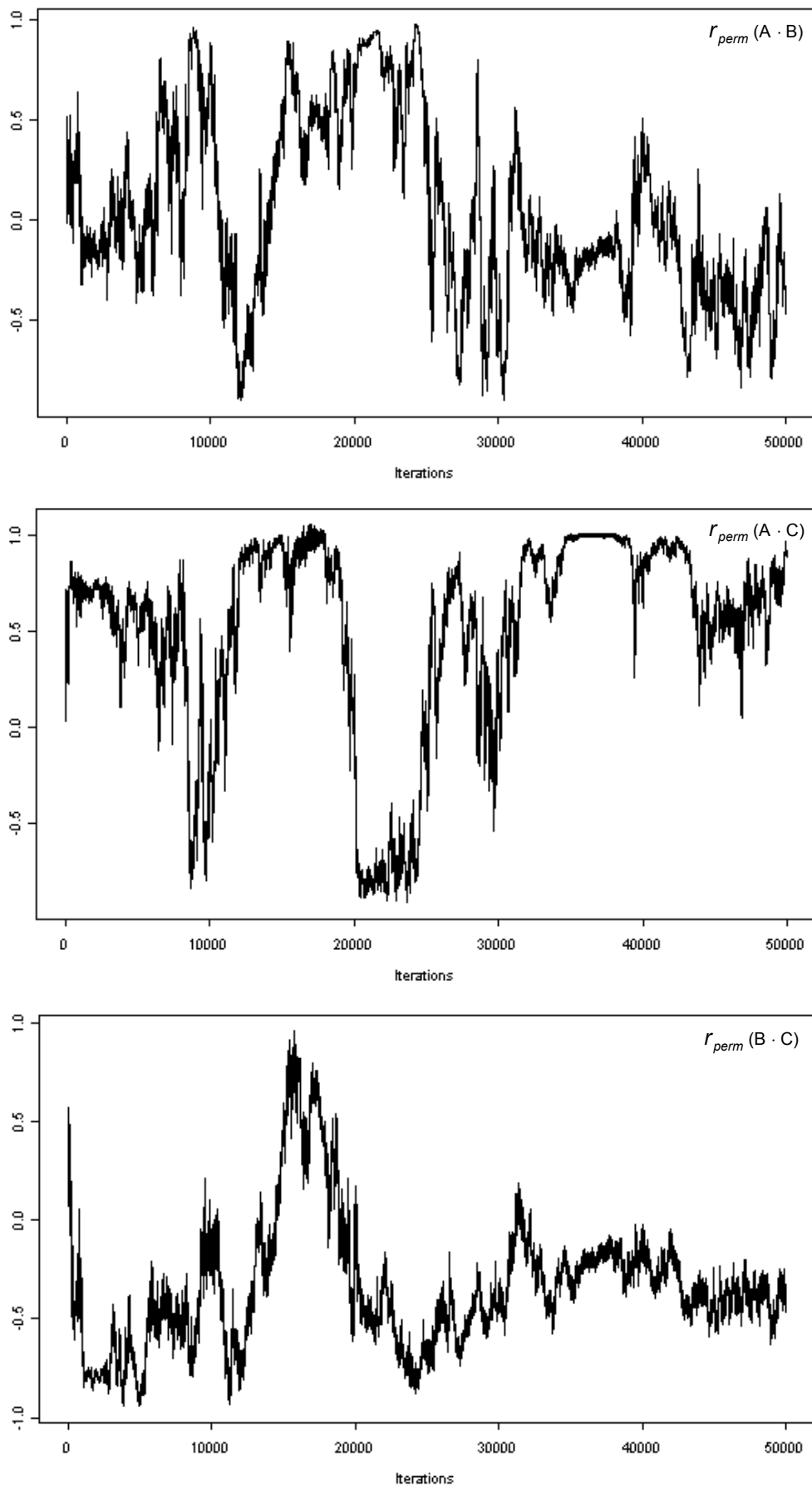


Figura A9.4. Traçados da convergência das correlações ambientais permanentes dos parâmetros A, B e C do modelo de Wood, para a variedade Preta (n=50000).

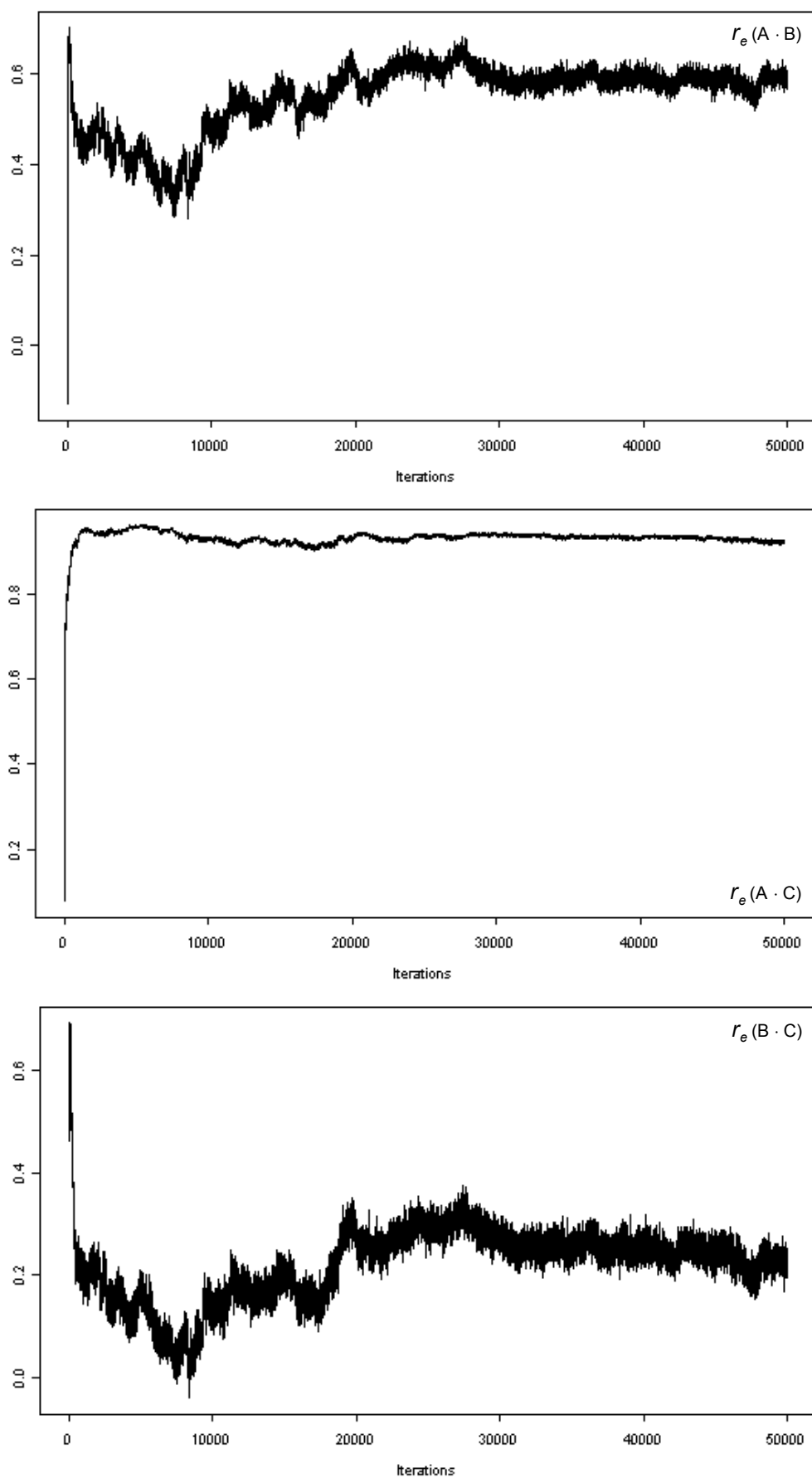


Figura A9.5. Traçados da convergência das correlações residuais dos parâmetros A, B e C do modelo de Wood, para a variedade Preta (n=50000).

Anexo 10. Densidades posteriores estimadas das variâncias de ajuste da curva, relativas ao modelo hierárquico (n=49000).

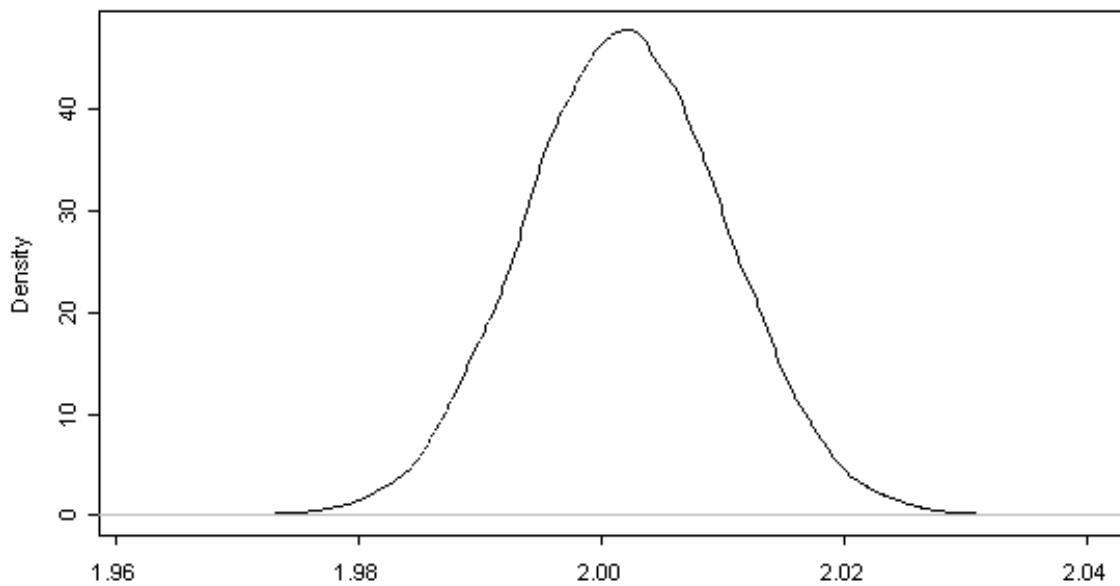


Figura A10.1. Densidade posterior estimada da variância de ajuste da curva, relativa ao modelo de Wood, para a variedade Branca (n=49000).

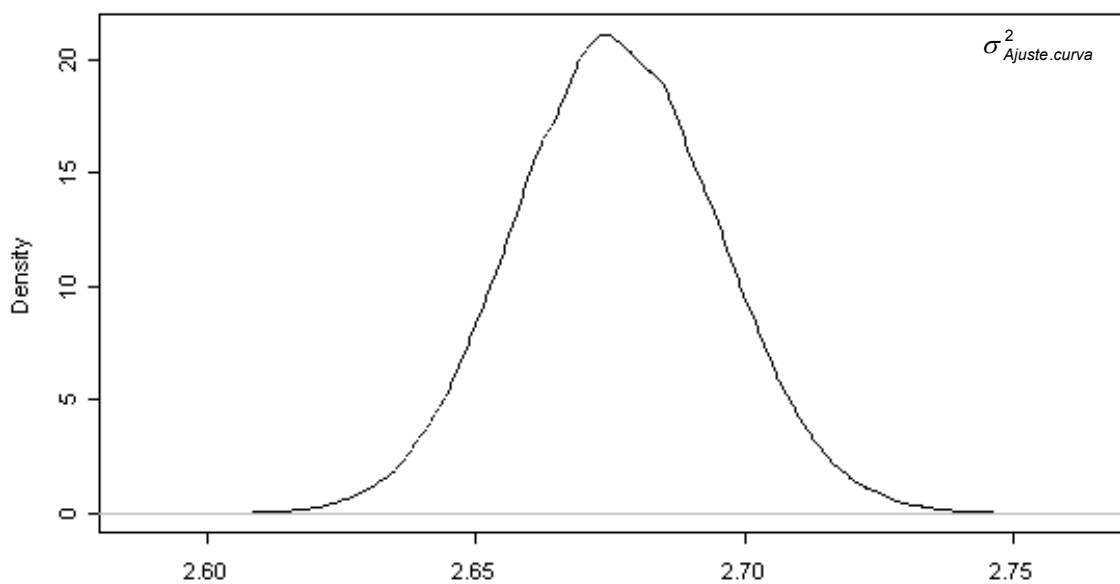


Figura A10.2. Densidade posterior estimada da variância de ajuste da curva, relativa ao modelo de Wood, para a variedade Preta (n=49000).

Anexo 11. Densidades posteriores estimadas dos parâmetros, relativas ao modelo hierárquico, para a variedade Branca (n=49000).

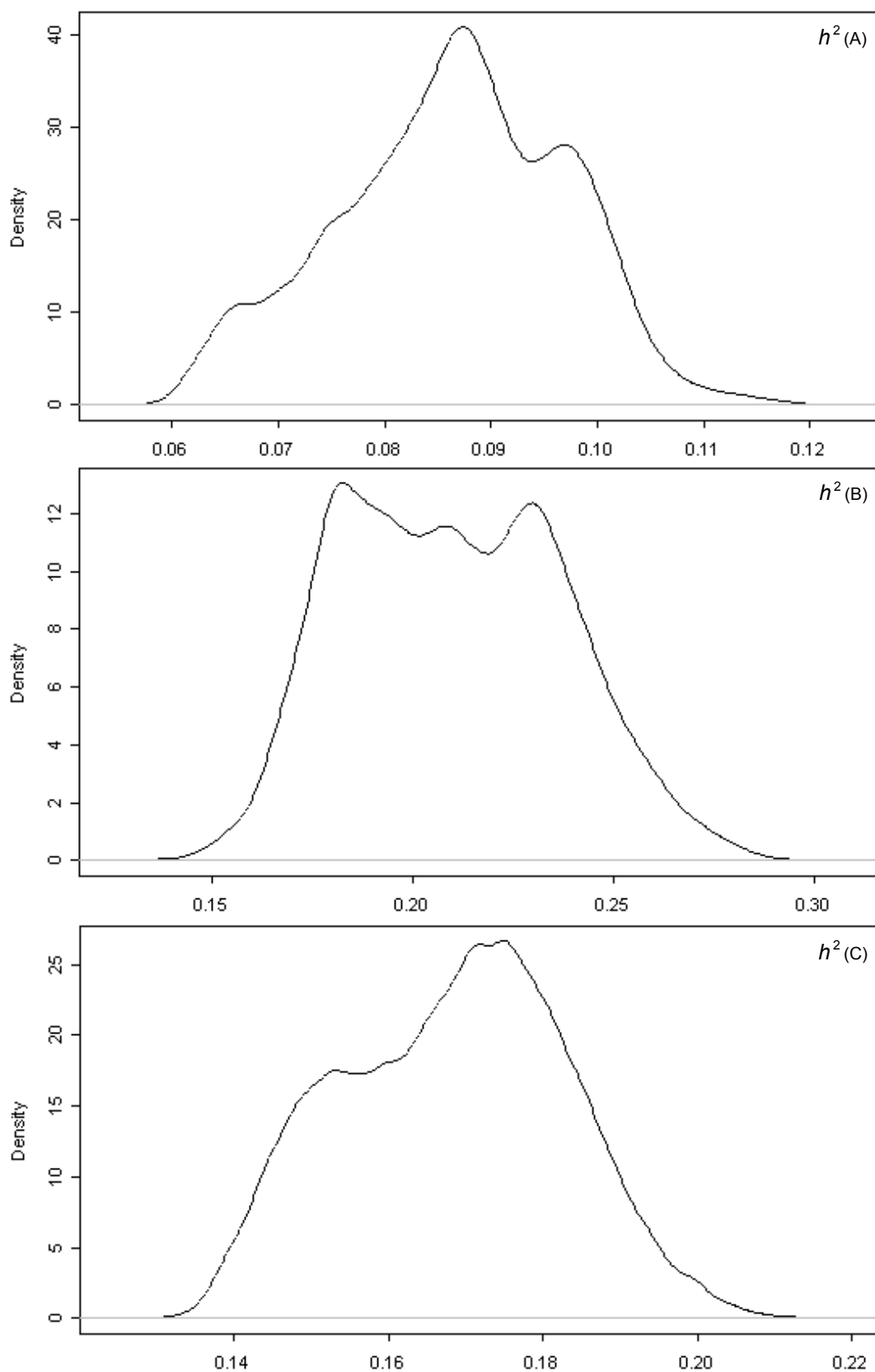


Figura A11.1. Densidades posteriores estimadas das heritabilidades dos parâmetros A, B e C do modelo de Wood, para a variedade Branca (n=49000).

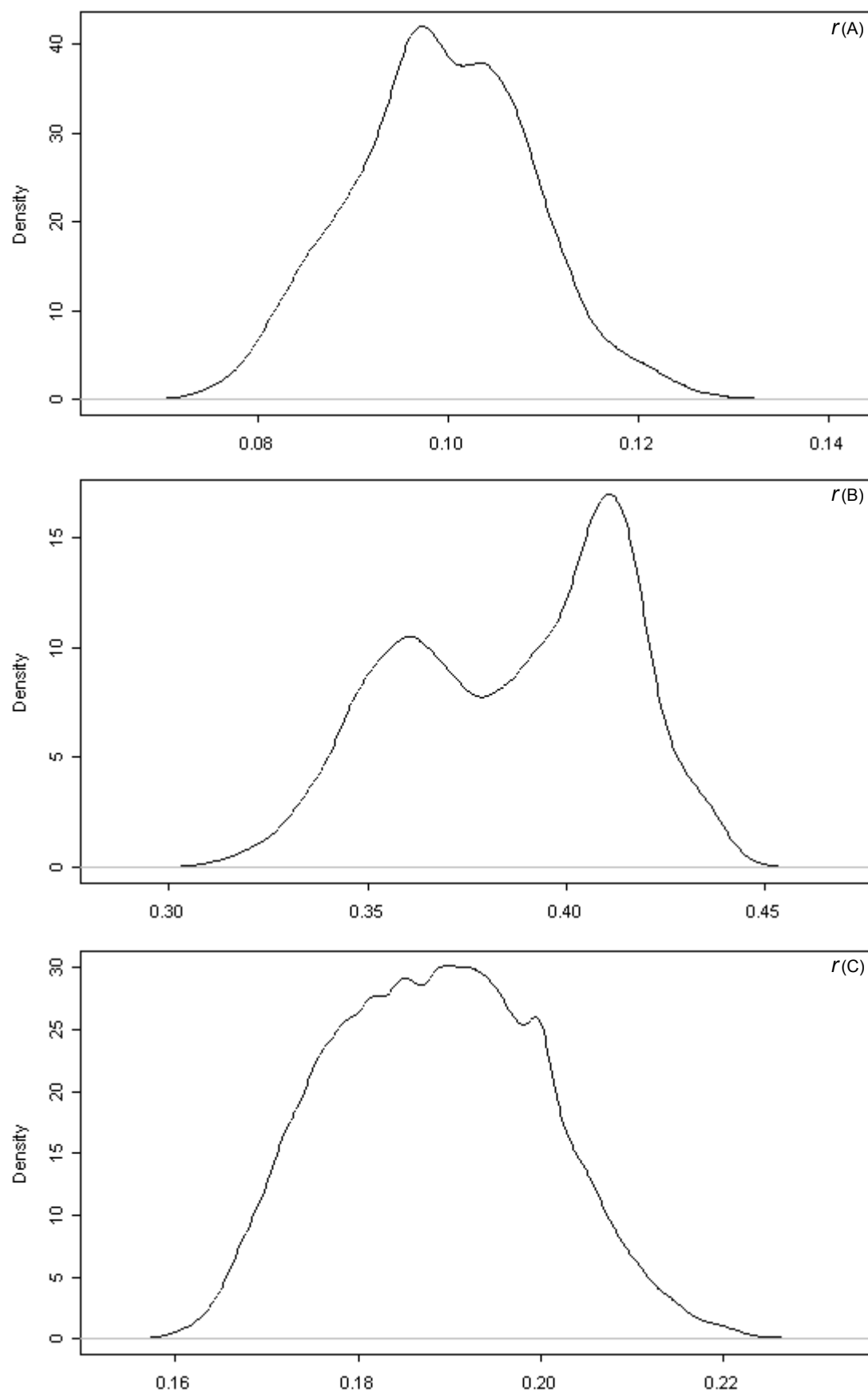


Figura A11.2. Densidades posteriores estimadas das repetibilidades dos parâmetros A, B e C do modelo de Wood, para a variedade Branca ($n=49000$).

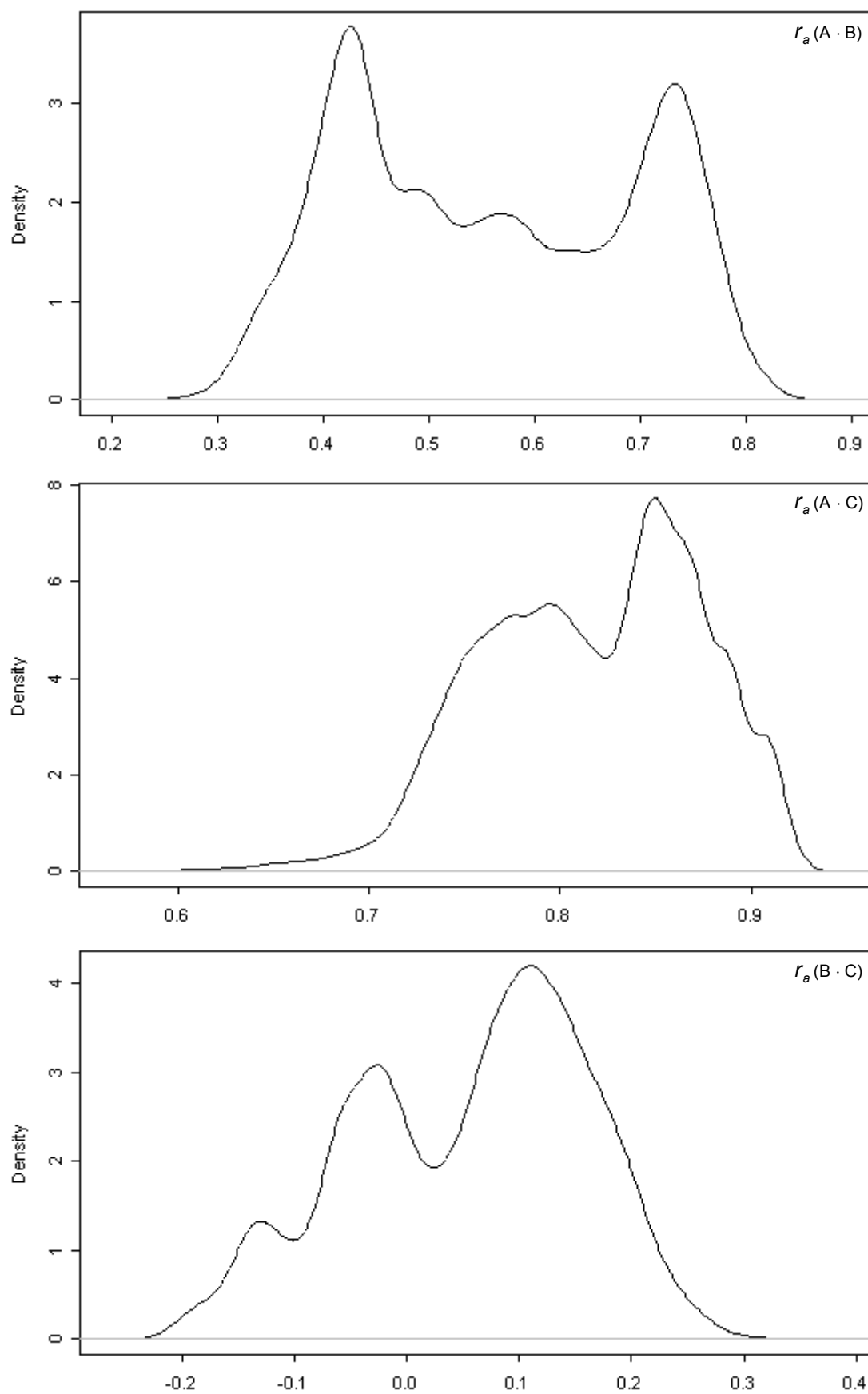


Figura A11.3. Densidades posteriores estimadas das correlações genéticas aditivas dos parâmetros A, B e C do modelo de Wood, para a variedade Branca (n=49000).

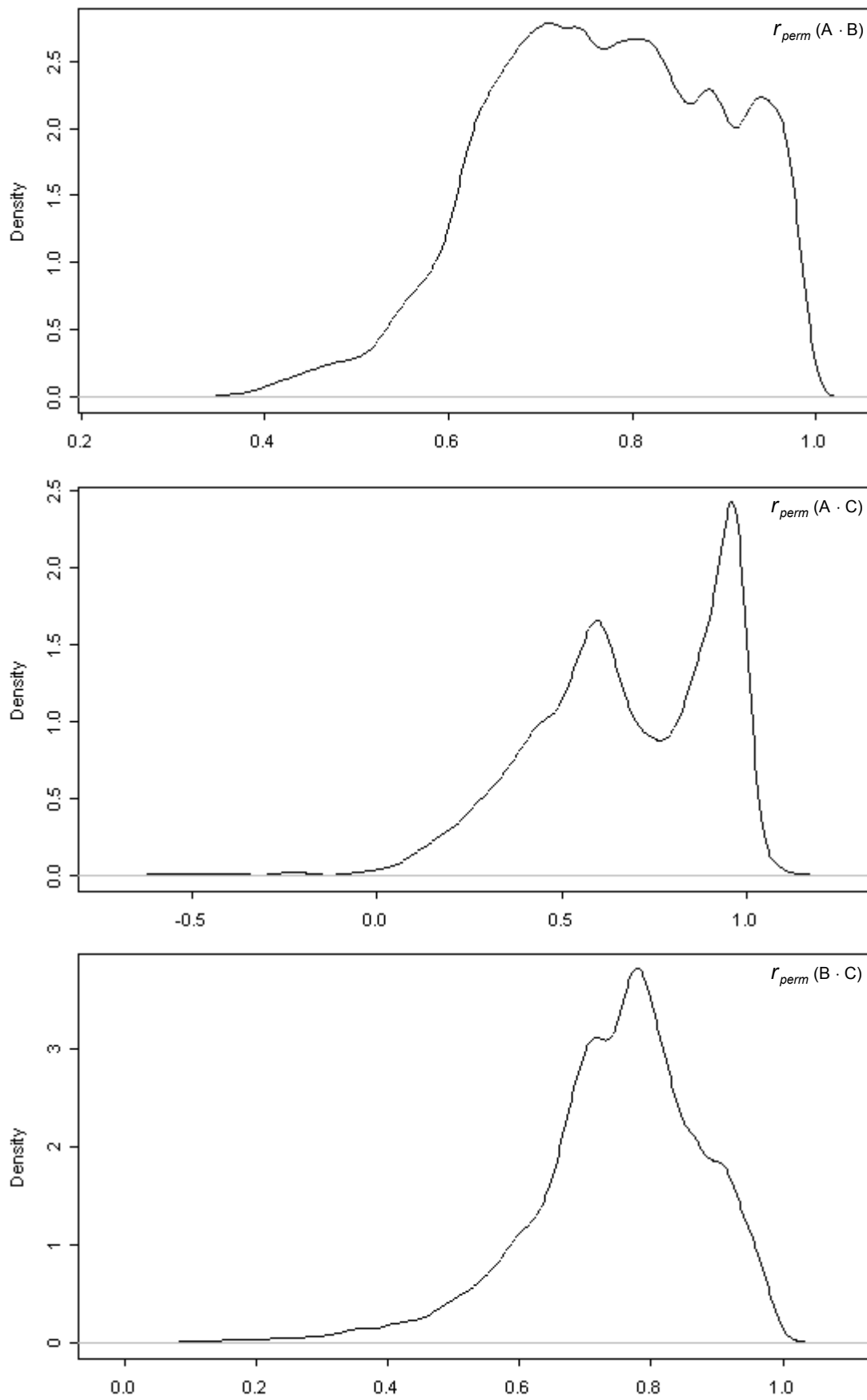


Figura A11.4. Densidades posteriores estimadas das correlações ambientais permanentes dos parâmetros A, B e C do modelo de Wood, para a variedade Branca (n=49000).

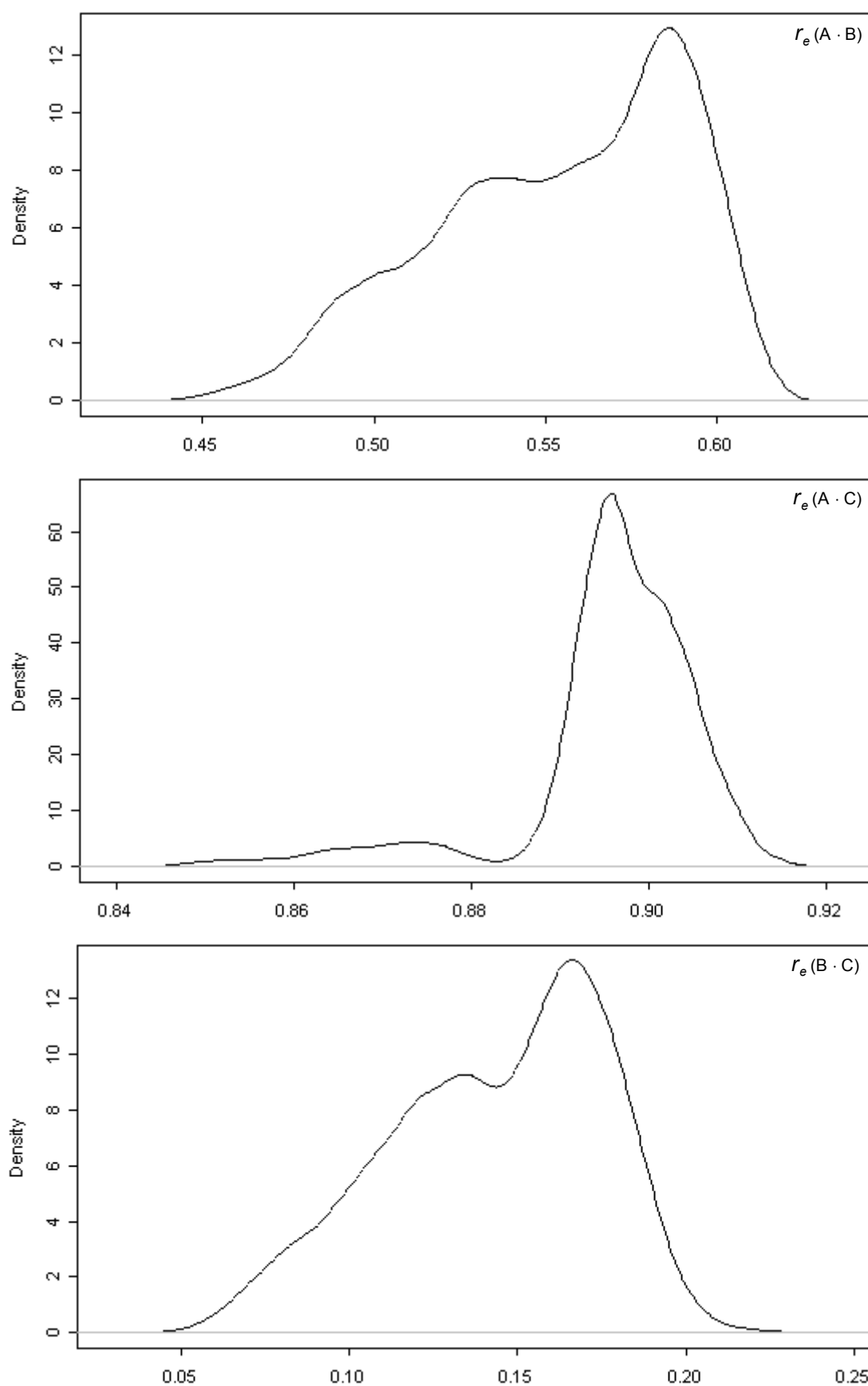


Figura A11.5. Densidades posteriores estimadas das correlações residuais dos parâmetros A, B e C do modelo de Wood, para a variedade Branca (n=49000).

Anexo 12. Densidades posteriores estimadas dos parâmetros, relativas ao modelo hierárquico, para a variedade Preta (n=49000).

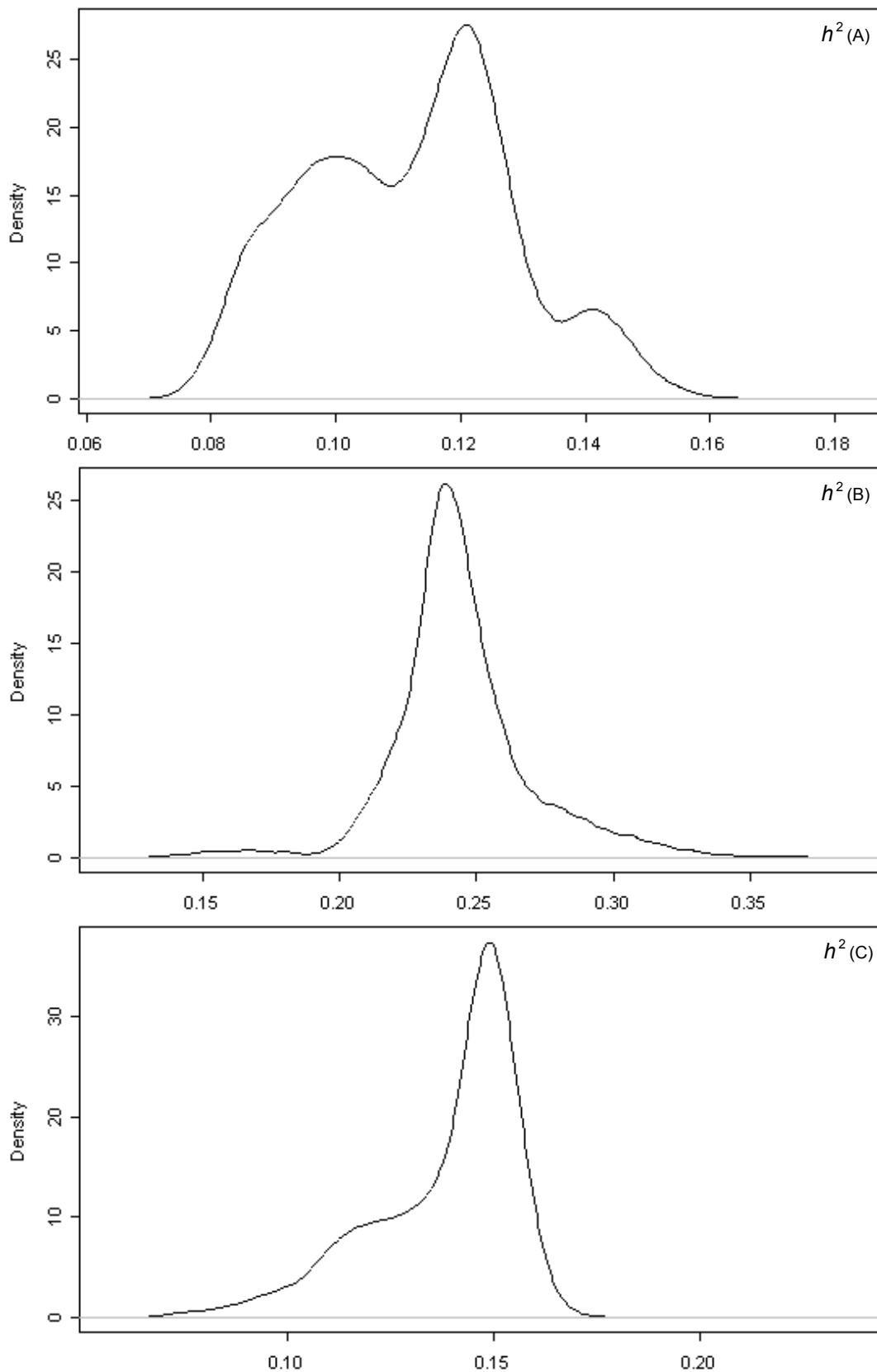


Figura A12.1. Densidades posteriores estimadas das heritabilidades dos parâmetros A, B e C do modelo de Wood, para a variedade Preta (n=49000).

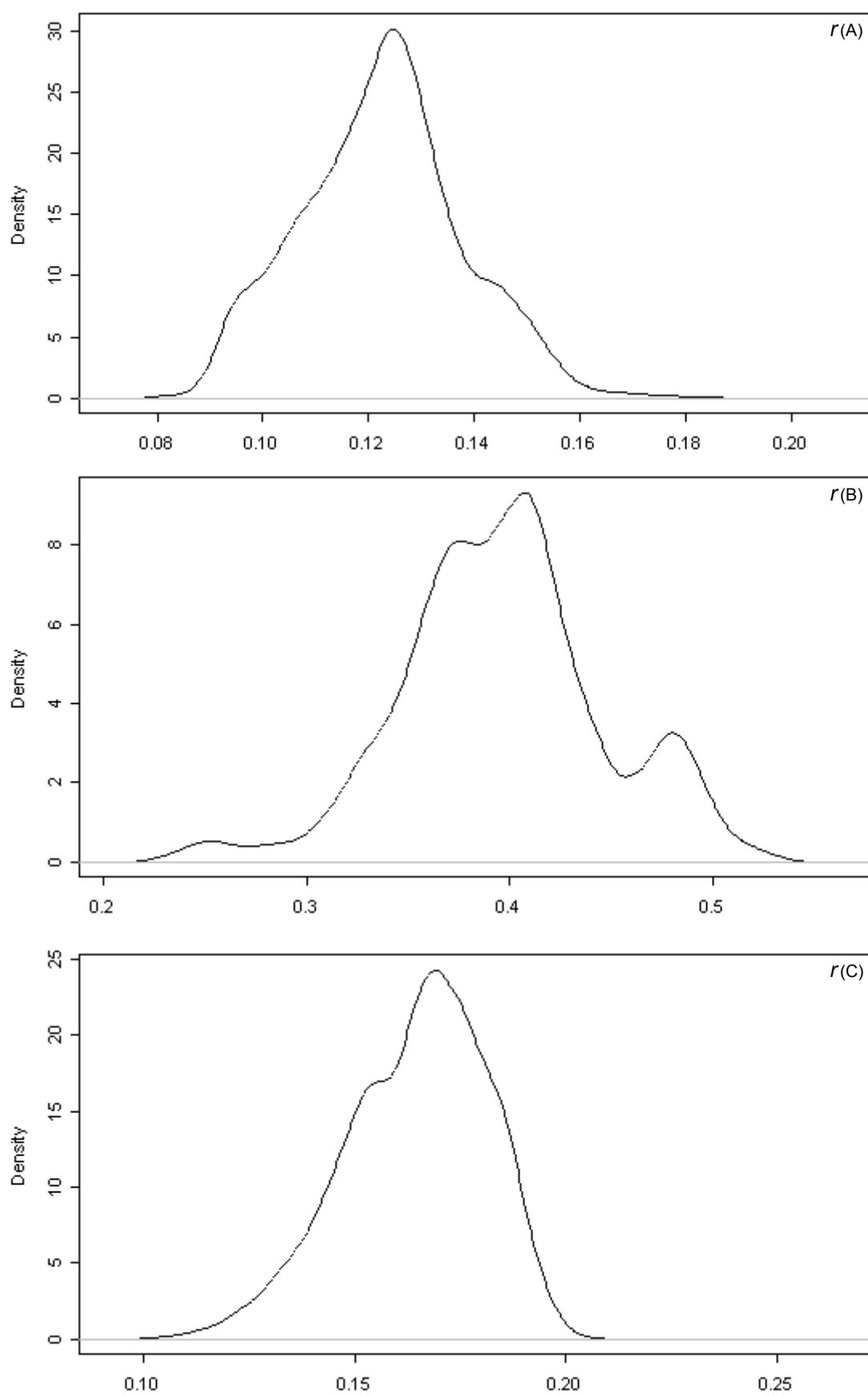


Figura A12.2. Densidades posteriores estimadas das repetibilidades dos parâmetros A, B e C do modelo de Wood, para a variedade Preta (n=49000).

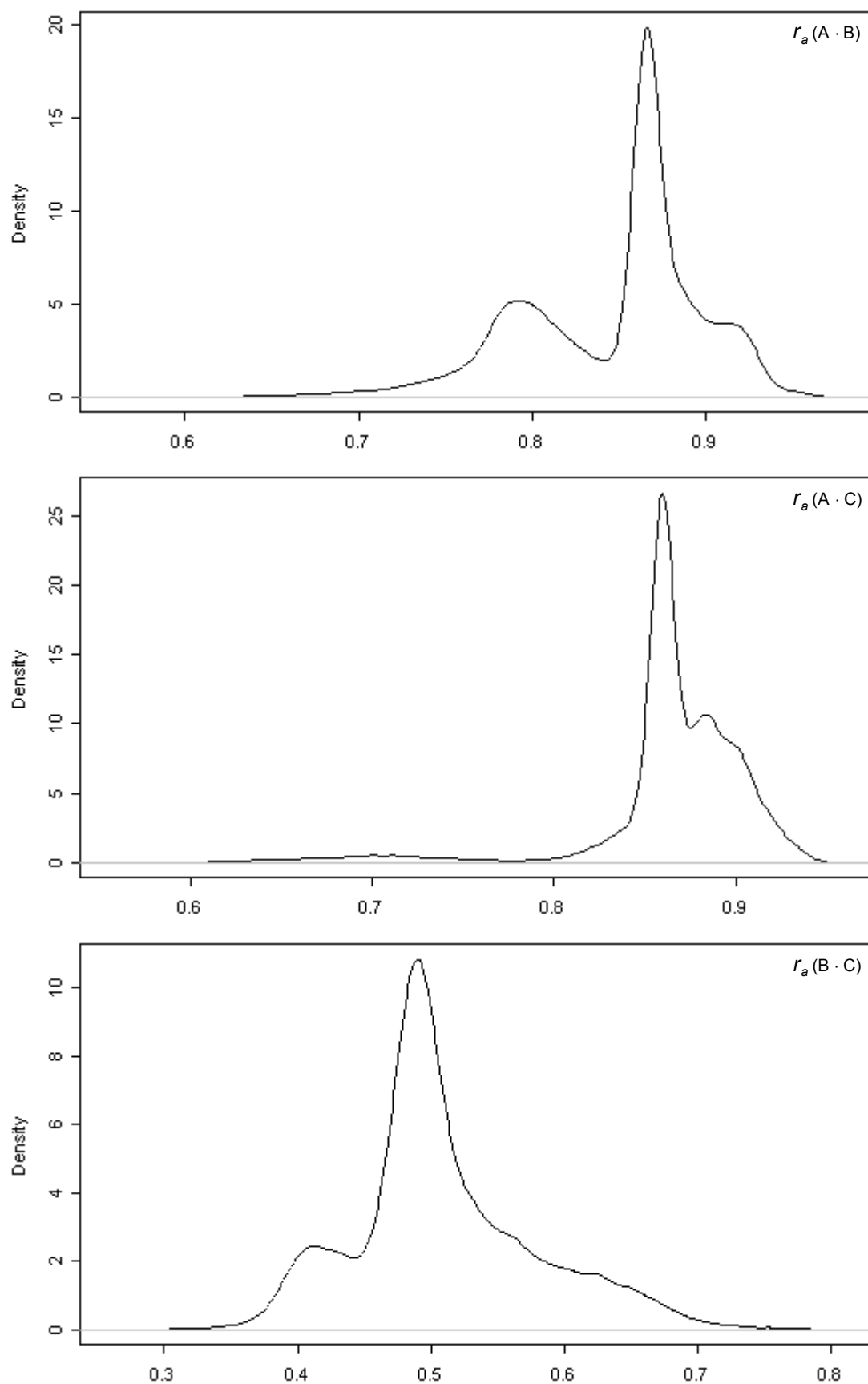


Figura A12.3. Densidades posteriores estimadas das correlações genéticas aditivas dos parâmetros A, B e C do modelo de Wood, para a variedade Preta (n=49000).

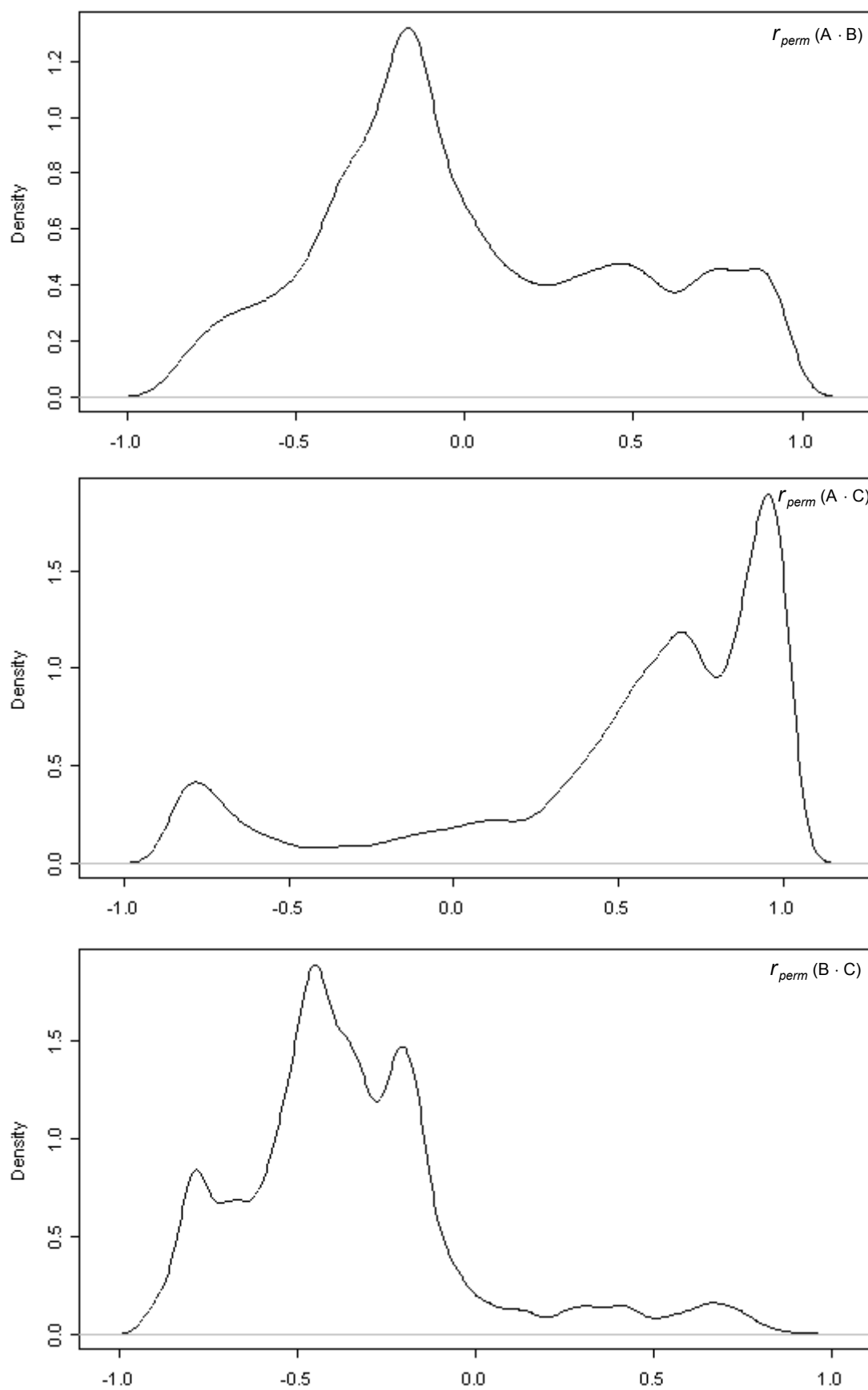


Figura A12.4. Densidades posteriores estimadas das correlações ambientais permanentes dos parâmetros A, B e C do modelo de Wood, para a variedade Preta (n=49000).

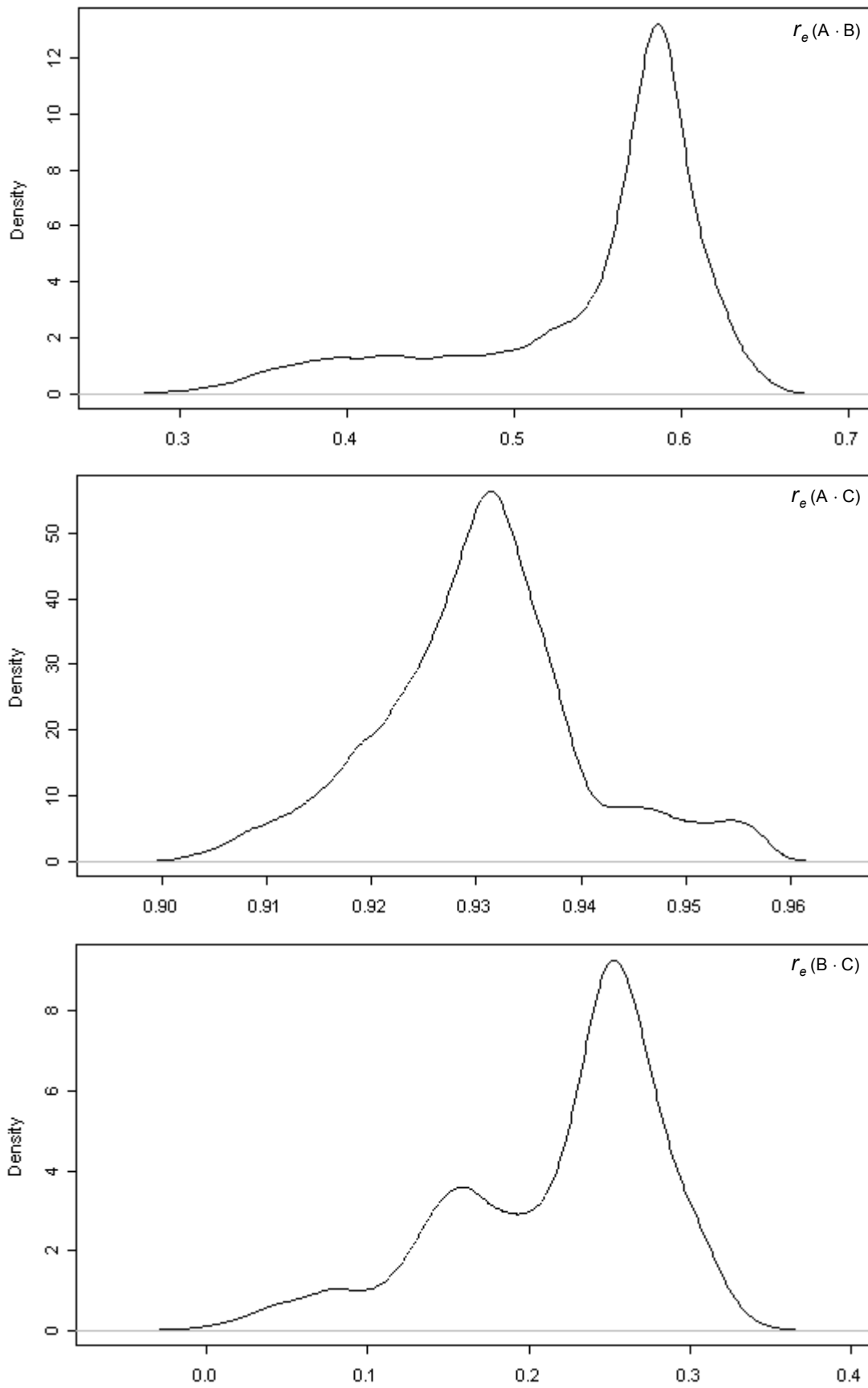


Figura A12.5. Densidades posteriores estimadas das correlações residuais dos parâmetros A, B e C do modelo de Wood, para a variedade Preta (n=49000).

Anexo 13. Diagnósticos de convergência para as (co)variâncias e parâmetros genéticos, ambientais permanentes e residuais relativos aos parâmetros A, B e C do modelo de Wood.

Quadro A13.1. Teste de convergência de Geweke (1992) para as variedades Preta e Branca (n=49000).

	Coeficiente Z	
	variedade Preta	variedade Branca
σ_a^2 (A)	-1,24	9,08
σ_a^2 (B)	-7,41	-10,51
σ_a^2 (C)	-6,81	3,00
σ_a (A · B)	-7,87	16,18
σ_a (A · C)	-13,16	-0,71
σ_a (B · C)	-6,82	8,30
σ_{perm}^2 (A)	31,47	6,84
σ_{perm}^2 (B)	-16,98	-11,77
σ_{perm}^2 (C)	1,00	-0,96
σ_{perm} (A · B)	1,00	-0,70
σ_{perm} (A · C)	16,29	5,35
σ_{perm} (B · C)	-11,52	-15,13
σ_e^2 (A)	22,05	30,00
σ_e^2 (B)	9,13	-20,03
σ_e^2 (C)	-8,33	-11,71
σ_e (A · B)	-15,65	-1,92
σ_e (A · C)	58,80	24,58
σ_e (B · C)	-14,04	-10,42
$\sigma_{Ajuste.curva}^2$	-3,14	8,33
r_a (A · B)	-1,53	19,29
r_a (A · C)	-9,00	-17,96
r_a (B · C)	4,05	9,43
r_{perm} (A · B)	3,56	-2,83
r_{perm} (A · C)	-2,14	13,82
r_{perm} (B · C)	-16,48	-5,48
r_e (A · B)	-37,57	-3,97
r_e (A · C)	16,01	-18,30
r_e (B · C)	-18,98	-7,23
h^2 (A)	-12,11	-0,79
h^2 (B)	-5,54	-2,03
h^2 (C)	-12,04	8,35
r (A)	4,66	1,98
r (B)	-16,33	-12,18
r (C)	-9,40	2,94

Quadro A13.2. Teste de convergência de Raftery e Lewis (1992; 1995) para a variedade Branca (n=49000).

Parâmetro	Burn-in	Iterações totais	Factor de Dependência
σ_a^2 (A)	456	472017	126
σ_a^2 (B)	624	713674	191
σ_a^2 (C)	736	963102	257
σ_a (A · B)	645	682650	182
σ_a (A · C)	300	329100	87,9
σ_a (B · C)	1305	2186595	584
σ_{perm}^2 (A)	671	737748	197
σ_{perm}^2 (B)	390	383190	102
σ_{perm}^2 (C)	1200	2373020	633
σ_{perm} (A · B)	374	396396	106
σ_{perm} (A · C)	728	911326	243
σ_{perm} (B · C)	765	1212219	324
σ_e^2 (A)	95	113373	30,3
σ_e^2 (B)	684	731466	195
σ_e^2 (C)	203	306559	81,8
σ_e (A · B)	224	250592	66,9
σ_e (A · C)	33	45804	12,2
σ_e (B · C)	420	430860	115
$\sigma_{Ajuste.curva}^2$	3	5214	1,39
r_a (A · B)	340	343570	91,7
r_a (A · C)	1160	1132827	302
r_a (B · C)	1056	1250832	334
r_{perm} (A · B)	391	413780	110
r_{perm} (A · C)	768	876704	234
r_{perm} (B · C)	372	368712	98,4
r_e (A · B)	476	513968	137
r_e (A · C)	1694	1529770	408
r_e (B · C)	260	246714	65,9
h^2 (A)	285	348498	93
h^2 (B)	368	448408	120
h^2 (C)	435	652413	174
r (A)	308	459396	123
r (B)	279	309380	82,6
r (C)	208	216840	57,9

Quadro A13.3. Teste de convergência de Raftery e Lewis (1992; 1995) para a variedade Preta (n=49000).

Parâmetro	Burn-in	Iterações totais	Factor de Dependência
σ_a^2 (A)	252	231630	61,8
σ_a^2 (B)	986	1078133	288
σ_a^2 (C)	462	584034	156
σ_a (A · B)	140	153600	41
σ_a (A · C)	299	302841	80,8
σ_a (B · C)	171	203927	54,4
σ_{perm}^2 (A)	2848	3206832	856
σ_{perm}^2 (B)	780	833172	222
σ_{perm}^2 (C)	1584	2722986	727
σ_{perm} (A · B)	432	474708	127
σ_{perm} (A · C)	960	1008432	269
σ_{perm} (B · C)	336	416682	111
σ_e^2 (A)	48	49620	13,2
σ_e^2 (B)	744	710210	190
σ_e^2 (C)	168	187392	50
σ_e (A · B)	684	616664	165
σ_e (A · C)	48	53508	14,3
σ_e (B · C)	925	955858	255
$\sigma_{Ajuste.curva}^2$	4	7760	2,07
r_a (A · B)	459	444533	119
r_a (A · C)	720	703080	188
r_a (B · C)	98	92848	24,8
r_{perm} (A · B)	532	593940	159
r_{perm} (A · C)	437	469547	125
r_{perm} (B · C)	552	562603	150
r_e (A · B)	506	460943	123
r_e (A · C)	812	836273	223
r_e (B · C)	728	828672	221
h^2 (A)	280	271880	72,6
h^2 (B)	4773	6011271	1600
h^2 (C)	342	369512	98,6
r (A)	224	238644	63,7
r (B)	1140	1250740	334
r (C)	352	396990	106