

ANA LÚCIA PUERRO DE MELO

**EFEITO DA AUTOCORRELAÇÃO RESIDUAL NA MODELAGEM
DA CURVA DE LACTAÇÃO DE CABRAS**

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

VIÇOSA

MINAS GERAIS – BRASIL

2009

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

T

M528e
2009

Melo, Ana Lúcia Puerro de, 1984-
Efeito da autocorrelação residual na modelagem da
curva de lactação de cabras / Ana Lúcia Puerro de Melo -
Viçosa, MG, 2009.
xiii, 61f.: il. ; 29cm.

Orientador: Robledo de Almeida Torres.
Dissertação (mestrado) - Universidade Federal de
Viçosa.

Referências bibliográficas: f. 55-61

1. Caprino - Genética. 2. Lactação. 3. Leite - Produção
I. Universidade Federal de Viçosa. II. Título.

CDD 22.ed. 636.390821

ANA LÚCIA PUERRO DE MELO

**EFEITO DA AUTOCORRELAÇÃO RESIDUAL NA
MODELAGEM DA CURVA DE LACTAÇÃO DE CABRAS**

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

APROVADA: 12 de fevereiro de 2009.

Prof. Marcelo Teixeira Rodrigues
(Co-orientador)

Prof. José Ivo Ribeiro Júnior
(Co-orientador)

Prof. Ricardo Frederico Euclides

Prof. Antônio Policarpo Souza
Carneiro

Prof. Robledo de Almeida Torres
(Orientador)

**Aos meus pais William e Lúcia Eliza, minha irmã Cecília e à
minha “família” viçosense Tia Branca, Tio Júlio, Ira e Abelardo;**

Dedico este trabalho.

AGRADECIMENTOS

À Universidade Federal de Viçosa, ao Departamento de Zootecnia e ao Programa de Pós-Graduação em Zootecnia – Área de melhoramento Animal, pela oportunidade de realização deste curso.

À Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior, CAPES, pela concessão da bolsa de estudo.

Ao meu orientador, professor Robledo de Almeida Torres, e aos co-orientadores, professores José Ivo Ribeiro Júnior, Fabyano Fonseca e Silva e Marcelo Teixeira Rodrigues, pela paciência, dedicação, amizade e participação na banca examinadora.

A todos os professores da Universidade Federal de Viçosa que de alguma forma contribuíram para a minha formação.

Aos meus pais, Willian e Lúcia Eliza, por todo apoio e incentivo que sempre me deram.

À minha irmã Cecília, pelo companheirismo e amizade, mesmo à distância.

Ao meu companheiro de todas as horas, Abelardo, pela força nos momentos mais difíceis.

À Tia Branca, Tio Júlio e Ira pelo apoio e amizade que me deram desde a graduação.

A todos os meus demais familiares, pela torcida e carinho.

A todos os amigos do curso de Zootecnia e do Mestrado, Ana Carolina, Caroline, Clarisse, Edson, Felipe, Gilberto, Lidiane, Luana, Luiz, Mariele, Mário, Marjorie, Míriam, Rodrigo, pela amizade.

A todos os colegas, amigos e funcionários do departamento de Zootecnia e do setor de Caprinocultura, pelo apoio e convívio.

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

BIOGRAFIA

ANA LÚCIA PUERRO DE MELO, filha de William Martins de Melo e Lúcia Eliza Puerro de Melo, nasceu em 24 de Janeiro de 1984, em Araçatuba, estado de São Paulo, Brasil.

Em 2002, iniciou o curso de graduação em Zootecnia na Universidade Federal de Viçosa, em Viçosa – MG, onde participou de estágios no setor de caprinocultura, exerceu a atividade de monitoria da disciplina Estatística Experimental, sob orientação do professor José Ivo Ribeiro Júnior, e de pesquisa na área de Melhoramento Animal, como bolsista de iniciação científica da Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de Minas Gerais (FAPEMIG), sob orientação do professor Robledo de Almeida Torres.

Em 2007, graduou-se em Zootecnia pela Universidade Federal de Viçosa e iniciou o curso de Mestrado em Zootecnia, na Área de Melhoramento Animal, na mesma instituição.

Em 12 de fevereiro de 2009, submeteu-se à defesa da dissertação para obtenção do título de *Magister Scientiae* em Zootecnia.

ÍNDICE

LISTA DE TABELAS	vi
LISTA DE FIGURAS	ix
RESUMO	x
ABSTRACT	xii
1 INTRODUÇÃO	1
2 REVISÃO DE LITERATURA	3
2.1 Curva de lactação	3
2.2 O Modelo de Wood	5
2.3 Fatores que influenciam a curva de lactação e a produção de leite	6
2.4 Autocorrelação residual	9
2.5 Parâmetros genéticos, fenotípicos e de meio ambiente	12
2.5.1 Herdabilidade	13
2.5.2 Repetibilidade	15
2.5.3 Correlações genéticas, fenotípicas e de meio ambiente	16
3 MATERIAL E MÉTODOS	19
3.1 Ajuste do modelo de Wood às lactações	20
3.2 Avaliação Genética	24
4. RESULTADOS E DISCUSSÃO	28
4.1 Ajuste das curvas individuais pelo modelo de Wood	28
4.2 Avaliadores da qualidade para o ajuste das curvas individuais	31
4.3 Avaliação Genética	35
5 CONCLUSÕES	54
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	55

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Médias, mínimos, máximos, desvios padrão e coeficientes de variação (CV%) das estimativas dos coeficientes “a”, “b” e “c” do modelo de Wood, da produção no pico (y_{max}), do tempo para atingir o pico (t_{max}) e do fator de persistência (pers) para as três situações de estrutura residual descritas.....	30
Tabela 2 – Percentuais de convergência para o modelo de Wood com erros independentes (EI) e erros auto-regressivos de 1ª ordem (AR1).....	32
Tabela 3 – Médias e coeficientes de variação (CV) dos quadrados médios dos erros (QME) e dos coeficientes de determinação ajustados (R_{aj}^2) para o ajuste do modelo de Wood nas três situações de estrutura residual descritas.....	33
Tabela 4 – Estimativas das variâncias genéticas aditivas ($\hat{\sigma}_g^2$), de ambiente permanente ($\hat{\sigma}_{ep}^2$) e residual ($\hat{\sigma}_e^2$), herdabilidade (\hat{h}^2) e repetibilidade (\hat{r}) para produção de leite total (PL) e para os parâmetros do modelo de Wood (a, b e c), considerando EI.....	36
Tabela 5 – Estimativas das variâncias genéticas aditivas ($\hat{\sigma}_g^2$), de ambiente permanente ($\hat{\sigma}_{ep}^2$) e residual ($\hat{\sigma}_e^2$), herdabilidade (\hat{h}^2) e repetibilidade (\hat{r}) para produção de leite total (PL) e para os parâmetros do modelo de Wood (a, b e c), considerando erros AR1	37

Tabela 6 – Estimativas das variâncias genéticas aditivas ($\hat{\sigma}_g^2$), de ambiente permanente ($\hat{\sigma}_{ep}^2$) e residual ($\hat{\sigma}_e^2$), herdabilidade (\hat{h}^2) e repetibilidade (\hat{r}) para produção de leite total (PL) e para os parâmetros do modelo de Wood (a, b e c), considerando erros EI – AR1.....	37
Tabela 7 – Estimativas das variâncias genéticas aditivas ($\hat{\sigma}_g^2$), de ambiente permanente ($\hat{\sigma}_{ep}^2$) e residual ($\hat{\sigma}_e^2$), herdabilidade (\hat{h}^2) e repetibilidade (\hat{r}) para produção de leite total (PL), produção no pico (y_{max}), tempo para atingir o pico (t_{max}) e fator de persistência (pers), considerando EI.....	38
Tabela 8 – Estimativas das variâncias genéticas aditivas ($\hat{\sigma}_g^2$), de ambiente permanente ($\hat{\sigma}_{ep}^2$) e residual ($\hat{\sigma}_e^2$), herdabilidade (\hat{h}^2) e repetibilidade (\hat{r}) para produção de leite total (PL), produção no pico (y_{max}), tempo para atingir o pico (t_{max}) e fator de persistência (pers), considerando erros AR1.....	39
Tabela 9 – Estimativas das variâncias genéticas aditivas ($\hat{\sigma}_g^2$), de ambiente permanente ($\hat{\sigma}_{ep}^2$) e residual ($\hat{\sigma}_e^2$), herdabilidade (\hat{h}^2) e repetibilidade (\hat{r}) para produção de leite total (PL), produção no pico (y_{max}), tempo para atingir o pico (t_{max}) e fator de persistência (pers), considerando erros EI – AR1.....	39
Tabela 10 – Estimativas das correlações de ambiente permanente da produção de leite total (PL) e os parâmetros do modelo de Wood (a, b e c) nas três situações de estrutura residual.....	40
Tabela 11 – Estimativas das correlações genéticas da produção de leite total (PL) e os parâmetros do modelo de Wood (a, b e c) nas três situações de estrutura residual.....	43
Tabela 12 – Estimativas das correlações residuais da produção de leite total (PL) e os parâmetros do modelo de Wood (a, b e c) nas três situações de estrutura residual.....	44

Tabela 13 – Estimativas das correlações de ambiente permanente da produção de leite total (PL) e produção no pico (y_{max}), tempo para atingir o pico (t_{max}) e fator de persistência (pers) nas três situações de estrutura residual.....	45
Tabela 14 – Estimativas das correlações genéticas da produção de leite total (PL) e produção no pico (y_{max}), tempo para atingir o pico (t_{max}) e fator de persistência (pers) nas três situações de estrutura residual	46
Tabela 15 – Estimativas das correlações residuais da produção de leite total (PL) e produção no pico (y_{max}), tempo para atingir o pico (t_{max}) e fator de persistência (pers) nas três situações de estrutura residual.....	47
Tabela 16 – Classificações das 22 melhores cabras de acordo com os valores genéticos para produção de leite (PL) obtido na análise multicaracterística de PL com os parâmetros do modelo de Wood, nas três situações de estrutura residual	49
Tabela 17 – Classificações dos 22 melhores reprodutores de acordo com os valores genéticos para produção de leite (PL) obtido na análise multicaracterística de PL com os parâmetros do modelo de Wood, nas três situações de estrutura residual	50
Tabela 18 – Cabras selecionadas em comum em diferentes níveis de seleção para produção de leite nas situações 2 (AR1) e 3 (EI – AR1), em relação à 1 (EI).....	52
Tabela 19 – Reprodutores selecionados em comum em diferentes níveis de seleção para produção de leite nas situações 2 (AR1) e 3 (EI – AR1), em relação à 1 (EI)	53

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Curvas de lactação estimadas para as três situações de estruturas residuais	28
Figura 2 – Cabras selecionadas em comum em diferentes níveis de seleção para produção de leite nas situações 2 (AR1) e 3 (EI – AR1), em relação à 1 (EI)	52
Figura 3 – Reprodutores selecionados em comum em diferentes níveis de seleção para produção de leite nas situações 2 (AR1) e 3 (EI – AR1), em relação à 1 (EI)	53

RESUMO

MELO, Ana Lúcia Puerro de, M.Sc., Universidade Federal de Viçosa, fevereiro de 2009. **Efeito da autocorrelação na modelagem da curva de lactação de cabras.** Orientador: Robledo de Almeida Torres. Co-orientadores: José Ivo Ribeiro Júnior, Fabyano Fonseca e Silva e Marcelo Teixeira Rodrigues.

Neste estudo o modelo de Wood foi ajustado à 1.069 curvas de lactações de cabras, sob três diferentes situações de estrutura residual. Na primeira, os erros foram considerados como independentes para todas as lactações, na segunda como autoregressivos de primeira ordem também para todas as lactações e na terceira como independentes e autoregressivos de primeira ordem para as lactações que não apresentaram e apresentaram autocorrelação residual, respectivamente, segundo o teste Durbin-Watson. Essas três situações foram comparadas entre si pelos percentuais de convergência, e pelas médias e coeficientes de variação (CV) dos quadrados médios do erros (QME) e dos coeficientes de determinação (R^2) ajustados. Posteriormente, as estimativas dos componentes de variância e dos parâmetros genéticos para a produção total de leite (PL), para os coeficientes “a”, “b” e “c” do modelo de Wood e para produção de leite no pico (y_{max}), tempo para atingir o pico (t_{max}) e fator de persistência (pers) de cada lactação, foram obtidas utilizando-se o aplicativo REMLF90 (Misztal, 2002), com objetivo de verificar a influência da autocorrelação residual sobre as estimativas de herdabilidade (h^2) e repetibilidade (r) e sobre a classificação dos animais de acordo com seus valores genéticos. Foram feitas duas avaliações genéticas multicaracterísticas de PL com “a”, “b” e “c” e PL com y_{max} , t_{max} e pers, por meio de um modelo que incluiu como efeitos aleatórios o animal, o ambiente

permanente e o resíduo; como efeitos fixos o grupo contemporâneo (ano-estação de parto), número de crias por parto, grupos genéticos e ordem de parto e como co-variáveis a duração da lactação (linear) e a idade da cabra ao parto (linear e quadrática). No estudo do ajuste do modelo de Wood às curvas de lactação individuais foram encontradas diferenças muito pequenas entre as três situações de estrutura residual, não sendo possível indicar uma estrutura residual que resulte em melhor ajuste do modelo de Wood. Os baixos valores de h^2 e r para os parâmetros “a”, “b” e “c” sob as três situações indicaram que os ganhos obtidos pela seleção para o formato da curva foram pequenos. As diferentes estruturas residuais abordadas influenciaram as estimativas dos parâmetros h^2 e r e das correlações entre as características estudadas. Além disso, levaram a diferentes classificações dos animais, baseadas nos valores genéticos de todas as características estudadas. Portanto, ao aplicar o modelo de Wood, a correção dos erros que não forem independentes deverá ser realizada.

ABSTRACT

MELO, Ana Lúcia Puerro de, M.Sc., Universidade Federal de Viçosa, February 2009. **Autocorrelation effect in lactation curve of goats.** Adviser: Robledo de Almeida Torres. Co-advisers: José Ivo Ribeiro Júnior, Fabyano Fonseca e Silva and Marcelo Teixeira Rodrigues.

In this study, the Wood model was adjusted to 1069 lactations curve from dairy goats, for three different situations of residual structure. At first, the errors were considered as independent for all lactations, in the second as autoregressives of first order also for all lactations and in the third as independent for lactations that showed no residual autocorrelation and autoregressives of first order for lactations that showed, respectively, according the Durbin-Watson test. These three situations were compared by the percentage of convergence and the average and coefficients of variation of the mean square errors (MSE) and coefficients of determination (R^2) adjusted. Subsequently, estimates of the variance components and genetic parameters for total milk yield (MY), for coefficients of the Wood model (a, b and c) and for milk yield at peak (y_{max}), time to reach the peak (T_{max}) and persistency factor (pers) of each lactation were obtained using the procedure REMLF90 (MISZTAL, 2002), with the objective to determine the influence of residual autocorrelation on heritability (h^2) and repeatability (r) estimates and of animals rank according to their breeding values. Two genetic evaluations were made, one for MY with coefficients of the Wood model and other for MY with y_{max} , t_{max} e pers. The statistical model included the random effects of animal, permanent environmental and error, the fixed effects of contemporary group (year - season of kidding), number of kids per birth, genetic groups

and kidding order, and the days in milk (linear) and age at kidding (linear and quadratic) covariates. In the study of individual fitting of the Wood model to lactation curves differences between the three cases of residual structure were very small, then it was not possible to give a residual structure that results in better fit of the model of Wood. The low values for h^2 and r estimates for a, b, c coefficients in this three situations indicated that the gains obtained by selection for the shape of the curve was small. The different residual structures used influence estimates of the parameters h^2 , r and the correlations between traits. In addition, caused differences in animals rank, based on their breeding values of all traits. Therefore, in applying the Wood model, the correction of errors that are not independent must be done.

1 - INTRODUÇÃO

O leite de cabra consiste em um alimento rico em nutrientes e com características únicas. Dentre as vantagens nutricionais e terapêuticas, tem-se a alta qualidade de suas proteínas e os elevados teores de minerais e vitaminas, além da maior digestibilidade da fração lipídica e da menor alergenicidade da fração protéica, em comparação ao leite de vaca (ROCHA, 2007).

No Brasil, a produção do leite de cabra é crescente, principalmente na região Nordeste, onde a caprinocultura leiteira tem incentivo de programas governamentais, para o combate da fome e da desnutrição. Através desses incentivos, a Paraíba se tornou o estado com maior produção do país, superando até os estados da região sudeste, tradicionais na caprinocultura leiteira (IVO, 2007 e FREIRE, 2007).

No entanto, o aumento da produção não veio necessariamente acompanhado da melhoria da capacidade produtiva dos animais, pois no Brasil ainda há poucos programas de melhoramento genético para caprinos leiteiros. Caso contrário, os resultados produtivos alcançados pelos caprinocultores poderiam ser significativamente melhores pela utilização de animais com maiores potenciais genéticos, que responderiam melhor às técnicas de manejo nutricional e sanitário.

Nesse contexto, estudos de metodologias que visem maximizar a eficiência da avaliação genética de caprinos leiteiros são de suma importância, tais como os modelos que auxiliem na obtenção de estimativas corretas dos parâmetros genéticos usados para seleção dos animais. Em muitos estudos são utilizados modelos estatísticos para descrever as curvas de lactação, sendo uma forma prática e consistente para a obtenção de informações sobre

características de pico e persistência da lactação e, conseqüentemente, da eficiência produtiva dos animais. Dentre estes modelos pode-se citar o de Wood (1967).

O crescimento de uma cabra avaliado pelo peso medido em diferentes idades e a produção de leite baseada nos controles realizados semanalmente ou mensalmente ao longo da sua lactação geram dados longitudinais, caracterizados por observações repetidas em um mesmo indivíduo ao longo do tempo. Nestes casos é importante considerar a possibilidade da existência de autocorrelação e heterocedasticidade residual, que podem gerar subestimativas das variâncias e levar a decisões erradas a partir dos testes de hipóteses para os parâmetros do modelo de Wood.

Apesar do fato mencionado anteriormente, estudos com modelagem das curvas de lactação de cabras leiteiras considerando a ocorrência da autocorrelação residual são escassos. Portanto, os principais objetivos com este trabalho de pesquisa foram avaliar o efeito da autocorrelação residual sobre o ajuste do modelo de Wood e sobre a qualidade das estimativas dos parâmetros genéticos e, conseqüentemente, sobre a correta classificação e seleção dos animais.

2 - REVISÃO DE LITERATURA

2.1 - Curva de lactação

Segundo COBUCI (2001), a curva de lactação pode ser definida como a representação gráfica da produção de leite no decorrer da lactação. O estudo sobre curvas de lactação pode contribuir para o melhor entendimento do sistema de produção, pois o conhecimento da forma da curva e suas implicações sobre a produção de leite pode auxiliar o produtor na previsão da produção de leite em determinado estágio de lactação e, também, na tomada de decisões quanto ao descarte ou manejo dos animais.

O estudo da curva de lactação permite fazer considerações sobre aspectos práticos, como o pico de produção e a persistência da lactação. Segundo WOOD (1967), o pico de produção é definido como sendo a produção máxima na lactação e a persistência como a taxa de declínio após o pico de produção. Desta forma, as curvas de lactação de cada animal podem ser comparadas, buscando parâmetros de pico e persistência, que são indicadores de eficiência produtiva, além da produção total.

Em estudos com vacas leiteiras, WOOD (1967) e JOHANSSON e RENDEL (1972) constataram que é economicamente preferível um animal que produz leite em um nível moderado de forma constante durante toda a sua lactação, em relação a outro que produz uma grande quantidade de leite em seu pico, mas pouco depois.

Animais com menores declínios após o pico (mais persistentes) requerem menores quantidades de alimento (concentrado) do que aqueles com altas produções no pico, porém menos persistentes, e estão sujeitos, também, a

menores estresses devido à ausência de um elevado pico de produção, o que reduz a incidência de problemas reprodutivos e de doenças metabólicas (SÖLKNER e FUCHS, 1987; GROSSMAN et al., 1999).

A persistência da produção de leite durante a lactação pode se tornar uma importante característica para seleção, pois constitui um elemento fundamental para a produção total de leite na lactação (GROSSMAN et al., 1999). Vários estudos com vacas leiteiras apontam que a mudança da forma da curva de lactação com intuito de melhorar a persistência é passível de seleção genética (FERRIS et al., 1985; REKAYA et al., 2000; VARONA et al., 1997). A exemplo disto, alguns países da Europa e o Canadá já incluem a persistência nos programas de melhoramento além das características usuais de produção de leite, gordura, proteína e escore de células somáticas.

Na literatura há quatro diferentes tipos de quantificação da persistência da lactação. O primeiro tipo usa razões entre produções de leite em diferentes partes da lactação. O segundo é baseado na variação da produção de leite durante a lactação, calculada como desvio-padrão entre as produções no dia do controle; que teoricamente possui algumas vantagens: Primeiramente, porque não avalia somente a forma geral da curva de lactação, mas também as oscilações dentro da fase de declínio da lactação. E em segundo lugar, porque é facilmente calculada e está na mesma escala da produção de leite, kg (SÖLKNER e FUCHS, 1987). O terceiro tipo é obtido por meio das estimativas de parâmetros de modelos matemáticos que descrevem a curva de lactação. E finalmente o último tipo, descrito recentemente, por GROSSMAN et al. (1999), difere dos três primeiros, por expressar a persistência em termos de duração de tempo na qual a produção de leite se mantém constante.

Segundo RIBEIRO et al. (1997), além das aplicações no manejo, a curva de lactação também tem sido usada para predizer a produção total com base em registros parciais. Os autores ressaltam ainda que funções matemáticas têm sido bastante utilizadas no estudo da curva de lactação de bovinos, no entanto em caprinos ainda há menor número de trabalhos deste assunto. Alguns trabalhos têm utilizado funções matemáticas apenas para descrever a curva de lactação média e não abordam o comportamento de curvas individuais.

2.2– O Modelo de Wood

O modelo de WOOD ($y = at^b \exp^{-ct}$) é uma curva tipo gama incompleta, onde “Y” é a produção de leite observada no controle leiteiro da semana “t” e “a”, “b” e “c” são parâmetros que determinam a forma da curva de lactação (“a” é uma constante associada com a produção média no início da lactação; “b” é a taxa média de ascensão da produção até atingir a produção máxima e “c” é a taxa média de declínio da produção após atingir o pico). Uma das vantagens de utilizar o modelo de Wood no ajuste das lactações é justamente o fato de seus parâmetros possuírem uma interpretação biológica, permitindo-se obter informações sobre características importantes, como a persistência da lactação e o pico de produção.

LOPES (1994) comparou a função exponencial parabólica, de SIKKA (1950) com a função tipo gama incompleta de WOOD e verificou que esta ($R^2 = 0,51$) obteve melhor ajuste aos dados de controles leiteiros semanais de vacas da raça holandesa em um sistema intensivo de criação, sendo a curva estimada pela função exponencial parabólica considerada atípica, com estimativa negativa para o parâmetro “b”.

Para o modelo de WOOD (1967), o pico de produção se dá em $t=b/c$ semanas e a produção máxima é $y=a(b/c)^b e^{-b}$ Kg de leite. Com um mesmo nível inicial de produção, a produção total é função de $c^{-(b+1)}$ e a quantidade $s=c^{-(b+1)}$ é o fator de persistência.

2.3– Fatores que influenciam a curva de lactação e a produção de leite

MCMANUS et al. (1997) relataram que muitos fatores podem afetar a produção total de leite em uma única lactação. Os principais fatores que podem influenciar os níveis de produção e as curvas de lactação de uma cabra são: raça, estação do parto, idade da cabra, número de crias por parto e ambiente (MORAND-FEHR e SAUVANT, 1980; GALL, 1981; GIPSON e GROSSMAN, 1990; WAHOME et al., 1994; RUVUNA et al., 1995).

Em um estudo com lactações de cabras de diferentes grupos genéticos, entre 1989 e 1992, através do modelo de WOOD, RUVUNA et al. (1995) encontraram diferenças entre os parâmetros da curva de lactação para os diferentes grupos estudados. Foi observada também a variação dos parâmetros da curva em função do ano e da estação de parto e da idade da cabra. No entanto, não houve efeito de estação para o parâmetro “c” (taxa média de declínio da produção após atingir o pico) e de idade da cabra para o parâmetro “a” (produção inicial).

MONTALDO et al. (1997) estudaram a produção de leite de mestiças Alpinas, Saanen e Toggenburg com cabras “nativas” mexicanas, através da função gama incompleta e observaram que os parâmetros da curva de lactação foram influenciados pelos diferentes grupos genéticos.

MCMANUS et al. (2003) estudaram a influência de fatores ambientais sobre a forma de curvas de lactação (Quadrática, Gama, Linear Hiperbólica e Jenkins e Ferrel) de cabras das raças Saanen, Parda Alpina, Toggenburg e seus mestiços, por meio de um modelo estatístico que incluiu como fatores fixos o capril, a raça, o mês e o ano de parto, tipo de parto, sexo do cabrito, e o peso de cobertura como covariável. Foi observado que os parâmetros “a” e “c” foram influenciados pela raça, pelo mês do parto e pelo tipo do parto.

Segundo GUIMARÃES (2004), estudos com curva de lactação têm mostrado grande interferência do ano de parto na produção de leite, estando relacionado com as condições ambientais e mudanças na qualidade nutricional.

CAPPIO-BORLINO et al. (1997), trabalhando com ovelhas, observaram que a produção de leite é influenciada pelo ano que o animal nasce, devido, principalmente, às condições climáticas.

As estações do ano também podem ter influência sobre a curva de lactação e sobre a produção de leite, devido apresentarem variações no clima e na oferta de alimentos.

Segundo GUIMARÃES (2004), muitos estudos detectaram que os efeitos da estação de parto têm implicações práticas na determinação da melhor época de acasalamento para maximizar a produção da lactação.

Segundo RABASCO et al. (1993) e BOULOC (1992), os animais que pariram no início da estação de partos apresentaram maior persistência e, conseqüentemente, maior produção de leite.

Algo que deve ser considerado é o fato das cabras só ciclarem mediante fotoperíodo decrescente, assim as cabritas que não são fertilizadas em dada

estação, provavelmente não apresentarão atividade sexual antes do segundo ano de vida, a menos que se utilize alguma técnica de indução ao cio.

THOLON et al. (2001) avaliaram cabras da raça Saanen e observaram que o tipo de parto foi uma importante fonte de variação para a produção de leite, em que os animais que tiveram partos múltiplos, produziram mais leite que os com partos simples. De acordo com SANDS e MCDOWELL (1978), ANALLA et al. (1995) e BROWNING JR. et al. (1995), isto pode ser explicado pela presença dos hormônios lactogênio placentário, progesterona e prolactina durante a gestação, que são estimulantes da glândula mamária, e diferem em quantidade, conforme o tipo de gestação, se simples ou múltipla, podendo interferir na produção de leite durante a lactação e a gestação simultâneas.

ILOEJE e VAN VLECK (1978) e SINGH e SINGH (1974) verificaram que, em cabras com idade inferior a dois anos, o número de partos simples era maior que o de outras com idade superior e que a frequência de partos duplos aumentou com a idade.

PIMENTA FILHO et al. (2004), ao estudarem 225 cabras Alpina x Gurguéia em Taperoá-PB, encontraram efeito significativo da idade da cabra ao parto sobre a produção de leite. Segundo os autores este resultado é biologicamente correto, uma vez que a cabra aumenta sua produção até certa idade e tende a decrescer, descrevendo uma função quadrática, o que está de acordo com a maioria dos trabalhos encontrados na literatura, como os de MOURAD (1992) e GONÇALVES et al. (2001).

MONTALDO et al. (1997) verificaram que a idade da cabra influenciou significativamente a produção máxima e a persistência. Animais com dois anos tiveram uma curva com pico menos acentuado, enquanto cabras com três anos

apresentaram maior persistência. FINLEY et al. (1984) verificaram que a produção após o primeiro parto aumentou rapidamente com a idade. Para os demais partos a produção já aumentou menos, decrescendo posteriormente. O máximo de produção aconteceu entre 24 e 50 meses de idade, com uma média de 40 meses.

THOLON et al. (2001) não encontraram efeito da idade ao parto sobre a produção de leite. Este resultado é contrário aos de KENNEDY et al. (1982); GONÇALVES (1996); RIBEIRO et al. (1997). Os autores justificaram a pouca relevância da idade da cabra ao parto possivelmente devido à maior concentração de cabras jovens nos rebanhos, havendo pouca informação de cabras mais maduras e fazendo com que esse efeito não seja tão evidenciado.

2.4– Autocorrelação residual

Em estudos com curvas de lactação, em que as produções de leite são obtidas no mesmo animal ao longo do tempo, a hipótese de independência dos erros pode não ser verdadeira. Essa dependência é caracterizada pela correlação entre o erro relativo a um período e o erro da observação anterior. As pressuposições de normalidade e homogeneidade de variâncias dos resíduos também devem ser consideradas.

Segundo VASCONCELLOS e ALVES (2000), a omissão de uma variável relevante, cujo comportamento apresente algum padrão de autocorrelação, poderá gerar um resíduo autocorrelacionado, devido a ele incorporar os efeitos dessa variável que foi excluída do modelo considerado. Lembra ainda que a especificação incorreta da forma funcional do modelo também pode gerar autocorrelação residual. A presença de autocorrelação residual pode ser

contornada pela modelagem dos resíduos através da metodologia de Box e Jenkins (citado por VASCONCELLOS e ALVES, 2000).

A relação temporal, segundo a metodologia de Box e Jenkins é representada por um conjunto de processos estocásticos genericamente denominados de modelos ARIMA, os quais resultam da combinação do componente autoregressivo (AR), do filtro de integração (I) e do componente de médias móveis (MA). Dependendo das características apresentadas pelos dados, pode ser necessária a utilização de todos estes componentes ou apenas alguns deles. Desta forma podemos ter os modelos AR (p), MA (q), ARMA (p, q) e ARIMA (p, q), por exemplo, em que p é a ordem do modelo AR e indica que o resíduo é descrito por uma regressão em função de seus valores passados e pelo ruído branco e q é a ordem do modelo MA e indica que o resíduo é a soma ponderada do valor corrente e dos q valores passados. Atualmente trabalhos com curvas de crescimento de bovinos, que visam considerar a autocorrelação residual observada em um conjunto de dados, utilizam um modelo AR (p).

MENDES (2007), em um estudo sobre curvas de crescimento em bovinos da raça Hereford, ressalta que os erros geralmente não são independentes, assim observações longitudinais tomadas no mesmo indivíduo necessitam de procedimentos alternativos, como a modelagem da estrutura de erros por meio de processos auto-regressivos. Neste mesmo estudo foi constatado que dentre os modelos ajustados a dados médios, o modelo logístico difásico com estrutura de erros auto-regressivos de segunda ordem, AR(2), apresentou estimativas mais próximas da realidade da raça e melhor qualidade de ajuste. E nos ajustes individuais, o modelo Gompertz difásico com erros AR(2) foi o único que apresentou bons resultados para os critérios de avaliação da qualidade de

ajuste. O autor ressalta ainda que ambas funções estudadas tendem a subestimar o peso adulto do animal, exceto quando se considera a estrutura de erros AR(2).

Em curvas de crescimento, KROLL (1996) comparou o comportamento dos modelos polinomial, Mitscherlich, Gompertz e logístico com estruturas de erros independentes e auto-regressivos de primeira ordem ajustados ao crescimento de vacas leiteiras, e concluiu que o processo auto-regressivo deve ser adotado em estudos dessa natureza.

MEDEIROS et al. (2000) utilizaram modelos logístico monofásico e difásico para descrever o crescimento de vacas holandesas, e obteve melhor qualidade de ajuste quando assumiu estruturas de erros auto-regressivos, para corrigir o problema de resíduos auto correlacionados.

Em um estudo sobre curvas de lactação em rebanhos da raça holandesa no estado de Minas Gerais, GONÇALVES et al. (2002) estudaram os modelos multifásicos (monofásico e difásico), quadrático-logarítmico, a função gama incompleta e a regressão múltipla, e consideraram o menor desvio-padrão residual, o R^2 ajustado ao número de parâmetros das equações, a auto-correlação de resíduos de primeira ordem e o teste de Durbin-Watson como critérios de decisão na escolha da curva com melhor ajuste. Os autores concluíram que a função difásica, com resíduos menores, mais simétricos e menos correlacionados que as demais, é suficiente para descrever a produção de leite.

MUÑOZ-BERROCAL et al. (2005), em um estudo sobre curvas de lactação de búfalos Murrah e seus mestiços em sistema de criação extensivo no estado de São Paulo, também consideraram a análise residual na decisão do

modelo de melhor ajuste. Foram utilizados dois tipos de gráficos de distribuição de resíduos para mostrar a qualidade do ajuste proporcionado por cada função e a presença de autocorrelação residual para a curva média. O primeiro mostra a dispersão dos resíduos em função do tempo. Se os resíduos apresentam-se distribuídos aleatoriamente em relação a uma variável classificatória, é indicativo de bom ajuste. O segundo tipo é o gráfico de lag de resíduo (DRAPER e SMITH, 1981), que mostra a existência ou não de autocorrelação serial e relaciona o (i)ésimo com o (i-1)ésimo resíduo, o que permite a constatação da presença ou não de auto-correlação entre os resíduos sucessivos. Quando ocorre autocorrelação positiva, o gráfico apresenta uma reta ascendente, e se negativa, apresenta uma reta descendente. Se estes se apresentam dispersos sem mostrar alguma tendência, é indicativo de bom ajuste.

2.5– Parâmetros genéticos, fenotípicos e de meio ambiente

É evidente que a possibilidade de incrementar os volumes de produção de leite por seleção utilizando teste de progênie e seleção massal é muito importante. Para isso, torna-se necessária uma avaliação genética dos animais, de forma que sejam determinados valores de herdabilidade, repetibilidade e correlações entre características que auxiliem nesta seleção (GUIMARÃES, 2004).

Outro fator importante é a determinação dos valores genéticos dos parâmetros da curva de lactação, os quais são responsáveis pelo comportamento desta curva e, conseqüentemente, pela produção de leite do animal. As características individuais de cada parâmetro têm se mostrado uma ferramenta para programas de seleção, uma vez que se tem a definição do

potencial produtivo vinculado à conformação da curva de lactação (GUIMARÃES, 2004).

2.5.1 - Herdabilidade

FERREIRA (1999) define herdabilidade como a fração da variação total entre animais para uma determinada característica, que é devida aos genes herdados, portanto, que passa de pais para filhos. Em geral, quanto maior o seu valor, maior a possibilidade de ganhos por meio de seleção.

A herdabilidade pode variar de 0 a 1. Valores baixos implicam que grande parte da variação da característica seja devida às diferenças de meio ambiente, temporárias ou permanentes, enquanto valores altos significam que grande parte das diferenças genéticas entre os indivíduos seja responsável pela variação na característica avaliada. Quando a herdabilidade for alta, será também alta a correlação entre o valor genético e o valor fenotípico do animal, sendo este uma boa indicação do valor genético do animal.

O conhecimento das herdabilidades das características é, portanto, fundamental na predição o valor genético, na formulação de programas de melhoramento e na predição da resposta esperada à seleção.

Na literatura, observam-se variações nas estimativas da herdabilidade para uma mesma característica, porque diferentes métodos são utilizados na estimação desse parâmetro e, principalmente, porque a herdabilidade não depende unicamente da característica em questão, mas também da população e das circunstâncias ambientais a que os indivíduos são submetidos. Como o valor da herdabilidade é definido pelos componentes de variância, uma mudança em qualquer um destes componentes poderá alterá-la.

GONÇALVES (1994), estudando a curva de lactação de vacas da raça Gir, obteve estimativas de herdabilidade para os parâmetros da curva de lactação quadrática logarítma. As estimativas dos componentes de variância de touro dentro de rebanho foram negativas, exceto para β_1 , e as herdabilidades neste caso foram consideradas iguais à zero. Para a estimativa do parâmetro β_1 , a estimativa da herdabilidade foi de $0,088 \pm 0,024$. Ainda segundo o autor, em termos comparativos, para vacas com um mesmo nível de produção inicial, o valor de β_1 pode ser usado como um fator de persistência, sendo as mais produtivas aquelas que apresentarem o maior valor de β_1 . A magnitude das estimativas de herdabilidade sugerem que a maior influência sobre a forma da curva de lactação é quase que exclusivamente do efeito do meio. Logo, a seleção baseada apenas no conhecimento da forma da curva de lactação, determinada pelo seu parâmetro, seria de baixa eficiência.

COBUCCI et al. (2000) estimaram as herdabilidades dos parâmetros “a” (produção inicial) e “c” (taxa de declínio da produção) de quatro modelos de curva de lactação de vacas da raça Guzerá. Para o parâmetro “a”, as estimativas das herdabilidades variaram de $0,07 \pm 0,06$ a $0,19 \pm 0,10$; e para o “c” de $0,06 \pm 0,06$ a $0,07 \pm 0,06$, em análise de característica única. Segundo os autores as estimativas das herdabilidades obtidas para os quatro modelos indicam que a produção inicial de leite tem maior potencial para seleção que a taxa de declínio da produção e, em consequência da baixa herdabilidade da taxa de declínio da produção de leite, o formato da curva de lactação não pode ser alterado pela seleção com base nesse componente da curva de lactação.

GUIMARÃES (2004), em um estudo da curva de lactação de cabras predominantemente das raças Alpina e Saanen, estimou a herdabilidade para

produção de leite em 0,47. Neste mesmo estudo também foi constatado que os valores das herdabilidades para os parâmetros da curva de lactação obtida segundo o modelo de Nelder (1966) foram muito baixas (0,01 para “a”; 0,04 para “b” e 0,23 para “c”), sendo que apenas o parâmetro “c”, que se refere à persistência da lactação, apresentou um valor de média magnitude. Segundo o autor, a seleção de fêmeas para uma lactação mais persistente poderia ser efetuada, apesar de a característica não ter apresentado valores altos.

2.5.2 – Repetibilidade

A repetibilidade mede a correlação existente entre as medidas de uma característica em um mesmo animal. Ao se escolher um animal superior em sua primeira produção, espera-se que ele continue sendo o melhor nas próximas produções. É importante, então, saber até que ponto a produção se repetirá durante sua vida produtiva. Esta medida é denominada repetibilidade (LOPES, 2005).

As estimativas de repetibilidades dos parâmetros da curva de lactação quadrática logarítmica, obtidas por GONÇALVES (1994) para vacas da raça Gir, foram muito pequenas, sendo a máxima estimativa para o parâmetro $\hat{\beta}_2$ ($\hat{r}=0,06$). As magnitudes destas estimativas indicam que os parâmetros se repetiram em no máximo 6%.

Já COBUCI et al. (2000) encontraram valores maiores para as repetibilidades dos parâmetros “a” (produção inicial) e “c” (taxa de declínio da produção) de quatro modelos de curva de lactação de vacas da raça Guzerá. Para o parâmetro “a”, as estimativas de repetibilidades variaram de $0,34 \pm 0,04$ a

$0,48 \pm 0,04$; e para o “c” variaram de $0,28 \pm 0,05$ a $0,31 \pm 0,04$, em análise de característica única.

GUIMARÃES (2004) em um estudo da curva de lactação de cabras predominantemente das raças Alpina e Saanen estimou a repetibilidade para produção de leite em 0,61. No entanto, as estimativas das repetibilidades dos parâmetros da curva de lactação obtida segundo o modelo de Nelder (1966) foram muito baixas (0,01 para “a”; 0,12 para “b” e 0,23 para “c”). Considerando os baixos valores das estimativas genéticas (herdabilidade e repetibilidade) para os parâmetros da curva, o autor concluiu que ganhos pela seleção para o formato da curva seriam pequenos.

2.5.3 – Correlações genéticas, fenotípicas e de meio ambiente

Segundo PIRCHNER (1983), a correlação genética entre duas características é a correlação entre efeitos dos genes que as influenciam. FALCONER (1987) definiu-a como correlação entre os valores genéticos de um indivíduo, para as características consideradas. O sentido e a magnitude do coeficiente de correlação genética entre duas características são usados como orientação em um programa de seleção. Quando o coeficiente de correlação for alto e favorável, é possível aplicar a seleção em apenas uma das características tendo em vista o melhoramento simultâneo da outra.

De acordo com FERREIRA (1999), a correlação genética pode ser causada por pleiotropia ou por ligação gênica. A pleiotropia é o fenômeno pelo qual um único gene pode afetar duas ou mais características. Se a correlação for causada por pleiotropia, não há possibilidade de mudança na relação entre as características.

A correlação fenotípica é uma associação observada entre características, resultante dos efeitos combinados do genótipo e do meio ambiente.

Ainda de acordo com FERREIRA (1999), a correlação de meio ambiente resulta do efeito simultâneo do ambiente sobre duas características, porém representa uma correlação residual, incluindo, além dos fatores de meio ambiente, aqueles causados por efeitos de dominância, da epistasia e de interação genótipo-ambiente.

As estimativas das correlações variam de -1 a 1. O sinal negativo ou positivo indica se as características correlacionadas foram influenciadas geneticamente ou pelo ambiente, no sentido contrário ou no mesmo sentido, respectivamente.

COBUCI et al. (2001) estudaram as relações genéticas entre os parâmetros da curva de lactação e a produção de leite de vacas da raça Guzerá, utilizando dois modelos descritos respectivamente por PAPAJCIK e BODERO (1988) e COBUCI et al. (2000). As correlações genéticas entre os parâmetros “a” (produção inicial de leite) e “c” (taxa de declínio da produção de leite durante a lactação) foram positivas para os modelos 1 e 2 (0,45 e 0,75). Este resultado sugere que filhas de touros com maior valor genético para produção inicial “a” tendem a apresentar declínio mais acentuado na produção de leite ao longo da lactação “c”. Dessa forma, a seleção para a produção inicial resultaria em vacas com maior taxa de declínio da produção.

CARDOSO et al. (1986), analisando dados de produção de leite de vacas da raça Gir, obtiveram o valor 0,81 para correlação genética entre a produção inicial e a produção de leite total. No entanto, BIANCHINI SOBRINHO e

DUARTE (1988), para a mesma raça, obtiveram valores de 0,34 e 0,51, respectivamente, para as correlações genéticas entre os parâmetros “a” e “c” e a produção de leite total de vacas de primeira e segunda lactações.

Utilizando métodos bayesianos, VARONA et al. (1998) obtiveram correlações genéticas de 0,71, 0,16 e -0,04, respectivamente, para os parâmetros “a”, “b” e “c” do modelo Gama e a produção de leite total.

3 - MATERIAL E MÉTODOS

Os animais utilizados pertencem ao rebanho caprino do Departamento de Zootecnia da Universidade Federal de Viçosa (Viçosa-MG). Os controles foram registrados semanalmente, provenientes de ordenha mecânica, realizada duas vezes ao dia. Os animais foram mantidos em baias coletivas sob o sistema de estabulação livre.

Os dados foram coletados de 1997 a 2008. O banco de dados inicial foi composto por 84.377 registros de produção de leite no dia do controle (PLDC) provenientes de 2.706 lactações, porém foram considerados somente as lactações até a sexta ordem, com idades ao parto entre 11 e 91 meses, número de controles entre 19 e 51, duração entre 199 e 331 dias de cabras com 1 ou 2 crias.

Foi utilizado o pacote estatístico SAS (2003) para a organização, preparação e edição dos dados.

Após as restrições realizadas o modelo de Wood foi ajustado individualmente a 1.069 lactações. Foram utilizadas cabras das raças Alpina e Saanen e sem raça definida (SRD), que foram divididas em 14 grupos genéticos (GG), de acordo com a composição racial:

GG1: cabras com composição de 51 a 68% Alpina;

GG2: cabras com composição de 69 a 81% Alpina;

GG3: cabras com composição de 82 a 93% Alpina;

GG4: cabras com composição superior à 93% Alpina;

GG5: cabras com composição de 50% Alpina e 50% SRD;

GG6: cabras com composição de 51 a 68% SRD;

GG7: cabras com composição de 69 a 81% SRD;

GG8: cabras com composição superior à 93% SRD;
GG9: cabras com composição de 50% Saanen e 50% SRD;
GG10: cabras com composição de 51 a 68% Saanen;
GG11: cabras com composição de 69 a 81% Saanen;
GG12: cabras com composição de 82 a 93% Saanen;
GG13: cabras com composição superior à 93% Saanen;
GG14: cabras com composição de 50% Alpina, 25% Saanen e 25% SRD.

3.1 - Ajuste do modelo de Wood às lactações

Para representar as curvas de lactações individuais das cabras pelo modelo de Wood (1967), foram utilizadas três situações:

a) Situação 1 - Desconsiderar as possíveis autocorrelações e assumir independência dos erros (EI) para todas as lactações.

Nesta situação o modelo de Wood original (1967) foi ajustado a todas as lactações, sem nenhuma alteração no resíduo, como segue:

$$y_t = at^b \exp^{-ct} + e_t; (1)$$

em que;

y_t é a produção de leite no tempo t ;

e_t é o resíduo no tempo t (dias);

a , b e c são parâmetros que determinam a forma da curva de lactação.

b) Situação 2 – Desconsiderar as possíveis independências e assumir erros autoregressivos de primeira ordem AR(1) para todas as lactações.

Nesta situação o modelo de Wood com estrutura de erros AR1 foi ajustado a todas as lactações, como segue:

$$y_t = at^b \exp^{-ct} + e_t + \phi_1 e_{t-1}; (2)$$

em que;

y_t , t , a , b , c e e_t são como definidos anteriormente;

ϕ_1 é o coeficiente autoregressivo de primeira ordem;

e_{t-1} é o resíduo no tempo $t-1$.

c) Situação 3 – Considerar as possíveis independências e autocorrelações AR(1) dos erros para as lactações que não apresentaram e apresentaram autocorrelações de primeira ordem, respectivamente, segundo o teste de Durbin-Watson.

Nesta situação foi feito o teste de Durbin-Watson para os resíduos de todas as lactações. Para obter as estimativas dos coeficientes do modelo de Wood nesta situação, foram utilizadas parte das estimativas obtidas nas situações 1 e 2, ou seja, as estimativas das lactações com autocorrelação residual foram retiradas do arquivo obtido na situação 2 (com erros AR1) e das lactações sem autocorrelação residual foram retiradas do arquivo obtido na situação 1 (erros independentes). Desta forma, na situação 3 foi utilizado resíduos AR (1) somente para as lactações com autocorrelação residual e erros independentes para as demais lactações.

O teste de Durbin-Watson foi feito através do PROC AUTOREG (SAS, 2003), cuja identificação da autocorrelação residual de primeira ordem foi baseada a 5% de significância. A fórmula utilizada no teste de Durbin-Watson é a seguinte:

$$D = \frac{\sum_{t=2}^n [e_t - e_{(t-1)}]^2}{\sum_{t=1}^n e_t^2};$$

em que;

e_t é o resíduo no instante t ;

e_{t-1} é o resíduo no instante $t-1$;

n é o número de estágios de lactação.

Em todas as situações descritas foi utilizado o PROC MODEL (SAS, 2003), cujo procedimento permite o uso do resíduo autoregressivo através da opção “%AR(y, p)”, em que p indica a ordem do modelo. A estimação dos parâmetros do modelo de Wood foi feita pelo método dos quadrados mínimos e o processo iterativo foi pelo método de Gauss-Newton.

Os valores iniciais dos parâmetros do modelo de Wood, necessários para a obtenção de suas estimativas no processo iterativo, foram: $a=1,5$; $b=0,2$ e $c=0,008$. Estes valores foram obtidos do trabalho de SILVA (2003) com curvas de lactação de cabras Saanen.

Depois de estimados os parâmetros a , b e c , que definem a curva de lactação segundo o modelo de Wood, estes foram utilizados para o cálculo da produção no pico (y_{max}), do tempo para atingir o pico (t_{max}) e do fator de persistência ($pers$), descritos por Wood (1967) através das seguintes equações:

$$y_{max} = a(b/c)^b e^{-b};$$

$$t_{max} = b/c;$$

$$pers = \ln(s) = -(b+1)\ln(c).$$

As três situações de ajuste foram comparadas pelos percentuais de convergência e pelas médias do quadrado médio do erro (QME) e do

R^2 ajustado, para verificar qual delas implicou em um melhor ajuste da equação de Wood.

O percentual de convergência foi calculado pela relação das lactações que convergiram e o total de lactações. Foi considerado que não houve convergência quando as estimativas dos parâmetros caracterizaram curvas atípicas. Desta forma, para o ajuste da curva de Wood as estimativas do parâmetro “a”, associado à produção média no início da lactação, devem ser positivas ($a > 0$) e as estimativas dos parâmetros “b” e “c”, que correspondem às taxas médias de ascensão da produção até atingir a produção máxima e de declínio da produção após atingir o pico, respectivamente, devem ser maiores que zero e menores que um ($0 < b < 1$ e $0 < c < 1$).

O coeficiente de determinação ajustado (R^2_{aj}) para o número de parâmetros da regressão foi calculado para cada lactação pela seguinte fórmula:

$$R^2_{aj} = 1 - \left[\frac{(n-1) * (1 - R^2)}{(n-p)} \right]$$

em que:

R^2 = coeficiente de determinação;

n = número de observações utilizadas para ajustar a curva;

p = número de parâmetros na função, incluindo o intercepto.

O quadrado médio do erro (QME) de cada lactação foi calculado por:

$$QME = \frac{SQR}{GLR};$$

em que;

GLR é o grau de liberdade do resíduo;

SQR é a soma de quadrados do resíduo.

3.2 - Avaliação Genética

Posteriormente, as estimativas dos componentes de variância e dos parâmetros genéticos para a produção total de leite (PL), para os parâmetros “a”, “b” e “c” do modelo de Wood e para y_{max} , t_{max} e pers de cada lactação, foram obtidas utilizando-se o aplicativo REMLF90, descrito por Misztal (2002), que utiliza a metodologia de máxima verossimilhança restrita (REML) e o algoritmo de maximização da esperança (EM). O critério de convergência utilizado foi de 10^{-11} .

A produção total de leite foi estimada pela seguinte fórmula:

$$PL = \sum_{i=1}^{n-1} \left[\left(\frac{pldc_i + pldc_{i+1}}{2} \right) * I_{i,i+1} \right],$$

em que;

PL é a produção de leite total da lactação;

$pldc_i$ é a produção de leite no controle leiteiro i ;

$pldc_{i+1}$ é a produção de leite no controle leiteiro seguinte;

$I_{i,i+1}$ é o intervalo em dias entre dois controles consecutivos.

As avaliações genéticas foram feitas para as três situações de estrutura residual consideradas no ajuste das lactações pelo modelo de Wood, com objetivo de verificar se houve influência da autocorrelação residual sobre as estimativas de herdabilidade e repetibilidade e sobre as classificações dos animais de acordo com os seus valores genéticos.

Para verificar a influência da autocorrelação residual foram utilizadas nas avaliações genéticas apenas as lactações comuns às três situações de estrutura residual, totalizando-se 675 lactações de 440 cabras. Desta forma, qualquer diferença nas estimativas dos parâmetros genéticos é devido às diferentes

estruturas residuais adotadas em cada situação e não por possuir informações de diferentes lactações. O arquivo de pedigree foi formado por 819 animais, sendo 439 com registros de produção e 380 parentes sem registros de produção.

As avaliações genéticas foram feitas por meio de um modelo animal multicaracterístico que incluiu, como efeitos aleatórios, o animal, o efeito de ambiente permanente e o resíduo; como efeitos fixos o grupo contemporâneo (formado de acordo com o ano e a estação de parto), número de crias por parto (1 ou 2), grupos genéticos (1 a 14) e ordem de parto (1 a 6) e como co-variáveis a duração da lactação (efeito linear) e a idade da cabra ao parto (efeito linear e quadrática).

O modelo misto para este estudo é descrito matricialmente por:

$$y = Xb + Zg + Wp + \varepsilon,$$

em que;

y é o vetor de observações (PL, a, b, c, y_{\max} , t_{\max} e pers);

X é a matriz de incidência de efeitos fixos;

b é o vetor que inclui o conjunto de efeitos fixos;

Z é a matriz de incidência de efeitos aleatórios genéticos aditivos (valores genéticos);

g é o vetor de valores genéticos;

W é a matriz de incidência de efeito aleatório de ambiente permanente;

p é o vetor de soluções para o efeito de ambiente permanente;

ε é o vetor de erros aleatórios.

As equações de modelos mistos (MME), para características múltiplas, foram dadas por:

$$\begin{bmatrix} X'R^{-1}X & X'R^{-1}Z & X'R^{-1}W \\ Z'R^{-1}X & Z'R^{-1}Z + G^{-1} & Z'R^{-1}W \\ W'R^{-1}X & W'R^{-1}Z & W'R^{-1}W + P^{-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b^0 \\ \hat{g} \\ \hat{p} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X'R^{-1}y \\ Z'R^{-1}y \\ W'R^{-1}y \end{bmatrix};$$

em que;

$G=A \otimes G_0$, sendo:

A a matriz do numerador dos coeficientes de parentesco de Wright entre os animais,

G_0 a matriz de variância e covariância genética aditiva entre as características;

$P=I \otimes P_0$, sendo:

I a matriz identidade,

P_0 matriz de variâncias e covariâncias de efeito de ambiente permanente;

$R=I \otimes R_0$, sendo:

R_0 a matriz de variâncias e covariâncias residuais entre as características;

\otimes é o operador de produto direto.

Foram realizadas duas avaliações multicaracterísticas, uma para as características PL e os parâmetros a, b e c e outra para PL, y_{\max} , t_{\max} e pers, de forma a considerar as correlações dos parâmetros a, b e c e das características y_{\max} , t_{\max} e pers, estimados em três situações de estrutura residual diferentes, com a produção de leite total (PL).

As estimativas dos coeficientes de herdabilidade e repetibilidade para a produção de leite total e para os coeficientes da curva de lactação estimados de acordo com o modelo de Wood nas três situações de estrutura residual citadas, foram obtidos por:

- Herdabilidade (h^2):

$$\hat{h}^2 = \frac{\hat{\sigma}_g^2}{\hat{\sigma}_p^2};$$

- Repetibilidade (r):

$$\hat{r} = \frac{\hat{\sigma}_g^2 + \hat{\sigma}_{ep}^2}{\hat{\sigma}_p^2};$$

em que;

$\hat{\sigma}_g^2$ é a estimativa da variância genética aditiva;

$\hat{\sigma}_{ep}^2$ é a estimativa da variância de ambiente permanente;

$\hat{\sigma}_p^2$ é a estimativa da variância fenotípica.

4 – RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1 – Ajuste das curvas individuais pelo modelo de Wood

As curvas de lactação estimadas para as três situações de estrutura residual são representadas na Figura 1. Estas não são as curvas médias, são meramente as curvas geradas pelas médias das estimativas dos parâmetros do modelo de Wood, para representar o comportamento da produção de leite em função do tempo.

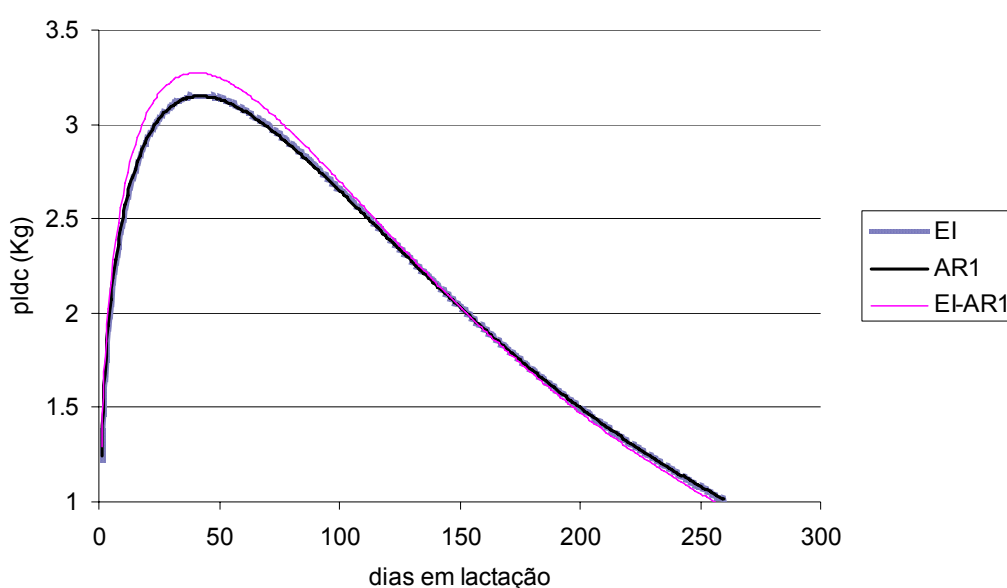


Figura 1 – Curvas de lactação estimadas para as três situações de estruturas residuais, em que pldc é a produção de leite no dia do controle.

Na Tabela 1 estão as médias, mínimos, máximos, desvios padrão e coeficientes de variação das estimativas dos parâmetros do modelo de Wood, da produção no pico (y_{max}), do tempo para atingir o pico (t_{max}), do fator de persistência (pers) e da produção de leite total (PL) para as três situações de estrutura residual estudadas: erros independentes para todas as lactações (EI), erros AR1 para todas as lactações (AR1) e erros independentes e AR1 de

acordo com a ausência ou presença da autocorrelação residual, respectivamente (EI - AR1).

No presente estudo as médias das estimativas de “a” variaram de 1,2276 a 1,3045, “b” de 0,3369 a 0,3435 e “c” de 0,0080 a 0,0084, estando próximas as estimativas encontradas por SILVA (2003).

As médias de y_{\max} variaram de 2,73 a 2,82, as médias de t_{\max} variaram de 42,39 a 68,31 dias e as médias de pers descrito por Wood variaram de 6,49 a 6,56, nas três situações de estrutura residual.

SILVA (2003) em um estudo da curva de lactação de cabras Saanen, através de análise Bayesiana e do modelo de Wood, encontrou os valores de 0,9117 e 1,1255 para “a” (produção inicial de leite), de 0,1631 e 0,1006 para “b” (taxa média de ascensão da produção até atingir o pico de produção) e de 0,0095 e 0,0040 para “c” (taxa média de declínio da produção após atingir o pico), para primeira e segunda ordens de parto respectivamente.

GUIMARÃES et al. (2006) ao ajustarem a equação de Nelder (1996) à curva de lactação de caprinos obtiveram o pico de produção de 2,69 kg em 27 dias.

Observa-se na Tabela 1 que, exceto para pers, os CVs foram maiores que 30%. Valores altos de desvios-padrão e CVs indicam a existência de variabilidade fenotípica que é, a princípio, desejável para obter ganhos por meio da seleção genética das características. No entanto, pode também ser um indicativo da baixa precisão das estimativas dos parâmetros do modelo de Wood, pois se observa nesta tabela que algumas estimativas do parâmetro a, b e c foram muito próximas de zero e ainda algumas estimativas do parâmetro b foram muito próximas de um, caracterizando curvas atípicas.

Tabela 1 – Médias, mínimos, máximos, desvios padrão e coeficientes de variação (CV%) das estimativas dos coeficientes “a”, “b” e “c” do modelo de Wood, da produção no pico (y_{max}), do tempo para atingir o pico (t_{max}) e do fator de persistência (pers) para as três situações de estrutura residual descritas.

EI	Média	Mínimo	Máximo	Desvio-Padrão	CV(%)
a	1,2276	0,0418	4,1988	0,7762	63,23
b	0,3435	0,0016	0,9958	0,2021	58,84
c	0,0081	0,0001	0,0419	0,0038	46,68
y_{max} (Kg)	2,7332	0,6345	6,6619	0,8359	30,58
t_{max} (dias)	45,4415	0,7512	406,6023	30,7182	67,60
pers	6,5647	4,7914	9,5706	0,7913	12,05
PL (Kg)	473,2523	143,1000	1284,4500	169,5772	35,83
AR1	Média	Mínimo	Máximo	Desvio-Padrão	CV(%)
a	1,2515	0,0427	4,337	0,7819	62,47
b	0,3369	0,0051	0,9645	0,2029	60,22
c	0,0080	0,0000	0,026	0,0036	44,57
y_{max} (Kg)	2,7416	0,6345	6,6619	0,8484	30,94
t_{max} (dias)	44,4582	1,1025	561,9871	31,0902	69,93
pers	6,5487	4,6422	13,9576	0,8353	12,76
PL (Kg)	474,2004	143,1000	1284,4500	170,8311	36,02
EI – AR1	Média	Mínimo	Máximo	Desvio-Padrão	CV(%)
a	1,3045	0,0418	4,0862	0,8287	63,53
b	0,3406	0,0005	0,9626	0,2069	60,75
c	0,0084	0,0006	0,0413	0,0039	46,64
y_{max} (Kg)	2,8222	0,6345	6,6619	0,8674	30,74
t_{max} (dias)	42,3911	0,0674	155,597	23,6449	55,78
pers	6,4959	4,6422	9,5706	0,7875	12,12
PL (Kg)	467,4421	143,1000	1284,4500	169,7261	36,31

4.2 – Avaliadores da qualidade dos ajustes das curvas individuais

Na Tabela 2 estão apresentadas as médias dos percentuais de convergência obtidos nos ajustes individuais do modelo de Wood, considerando-se as estrutura de erros independentes (EI) e erros autoregressivos de primeira ordem (AR1).

Foi considerado que houve convergência quando as estimativas do parâmetro a foram positivas ($a > 0$) e as estimativas dos parâmetros b e c foram maiores que zero e menores que um ($0 < b < 1$ e $0 < c < 1$). Observa-se que os dois modelos forneceram percentuais de convergência semelhantes e próximos a 79%.

Estes resultados são contrários aos encontrados por MENDES (2007) e MAZZINI (2005) com curvas de crescimento de bovinos da raça Hereford com erros auto-regressivos. Nestes estudos foi constatado que a estrutura de erros auto-regressivos AR (1) e AR (2) dificultaram a convergência dos modelos Logístico e de Gompertz. A queda no percentual de convergência observada nestes estudos foi devida a muitos parâmetros convergirem para valores fora da realidade, não tendo dessa maneira uma interpretação prática.

No ajuste do modelo de Wood às curvas de lactações individuais, observou-se que na estrutura de erros independentes ocorreram 224 lactações com estimativas atípicas para pelo menos um de seus parâmetros (20,95%), já para a estrutura de erros AR1 foram 219 lactações nestas condições (20,49%).

OLIVEIRA et al. (2007), em um estudo com curvas de lactação de vacas F1 Holandês-Gir ajustadas pela função gama incompleta, obtiveram valores negativos para o parâmetro “ b ”, referente a fase ascendente da curva. Os valores negativos resultaram do desajuste da função gama para descrever a

curva de lactação. Segundo SHIMIZU e UMROD (1976), citados por DURÃES et al. (1991), estimativas negativas dos parâmetros “b” ou “c” são responsáveis por formas atípicas das curvas de lactação, sendo que valores negativos de “b” são comumente atribuídos à falta de registros anteriores ao pico de produção.

Tabela 2 – Percentuais de convergência para o modelo de Wood com erros independentes (EI) e erros auto-regressivos de 1ª ordem (AR1).

Estrutura de erros	n_i	n_c	Convergência (%)
EI	1069	845	79,05%
AR1	1069	850	79,51%

n_i é o número de lactações antes do ajuste, n_c é o número de lactações que convergiram.

Na situação em que foram utilizados erros independentes e AR1 para as lactações com ausência e presença da autocorrelação de 1ª ordem, segundo o teste de Durbin-Watson, respectivamente (EI-AR1) o arquivo com as estimativas dos coeficientes do modelo de Wood foi formado com parte dos arquivos das situações 1 (EI) e 2 (AR1), contendo desta forma as estimativas referentes a 945 lactações, o que equivale a um aproveitamento de 88,40% das 1069 lactações inicialmente disponíveis para o ajuste do modelo de Wood.

Na Tabela 3 estão apresentadas as médias e coeficientes de variação (CV) dos quadrados médios dos erros (QME) e dos coeficientes de determinação ajustados (R_{aj}^2), respectivamente, obtidos nos ajustes individuais do modelo de Wood, para as três situações de estrutura residual, apenas para as lactações que tiveram a convergência alcançada.

Tabela 3 – Médias e coeficientes de variação (CV) dos quadrados médios dos erros (QME) e dos coeficientes de determinação ajustados (R_{aj}^2) para o ajuste do modelo de Wood nas três situações de estrutura residual descritas.

Situação	QME		R_{aj}^2	
	Média	CV(%)	Média	CV(%)
EI	0,1794	77,27	0,6370	34,82
AR1	0,1679	73,85	0,6553	32,22
EI – AR1	0,1664	73,34	0,6593	31,27

Os altos valores de coeficientes de variação para os QME e R_{aj}^2 indicam que apesar de neste estudo ter sido considerado que houve convergência apenas se as estimativas dos parâmetros do modelo de Wood atendessem às condições de $a > 0$, $0 < b < 1$ e $0 < c < 1$, ainda ocorreram estimativas ruins para os parâmetros “a”, “b” e “c”, de forma a obter valores altos para os QME e baixos para R_{aj}^2 de algumas lactações. Possivelmente foram estimativas muito próximas destes limites estabelecidos para os parâmetros “a”, “b” e “c”, caracterizando ainda um formato de curva atípico.

As diferenças entre as médias de QME e R_{aj}^2 foram muito pequenas e os coeficientes de variação obtidos são muito altos, principalmente os CVs dos QME, desta forma as diferenças entre estas médias podem não ter significado prático, não sendo possível detectar influência das diferentes estruturas residuais na qualidade de ajuste do modelo de Wood, pelas médias dos quadrados médios dos erros e dos coeficientes de determinação ajustados.

GUIMARÃES et al. (2006), comparando 12 funções matemáticas no estudo da curva de lactação em caprinos obtiveram valores superiores para o

QME e inferiores para R_{aj}^2 , sendo que para o modelo de Wood o valor do QME foi de 0,951 e o valor do R_{aj}^2 foi de 0,389. Segundo os autores estes resultados podem ser explicados pela utilização de dados individuais na estimação dos parâmetros, visto que alguns pesquisadores utilizam a média de produção por período, o que tende a eliminar a variação dos dados.

MENDES (2007) e MAZZINI (2005) encontraram resultados semelhantes em estudo com curvas de crescimento de bovinos da raça Hereford. Os autores constataram que à medida que incluímos uma estrutura de erros mais complexa, o R_{aj}^2 aumentou e o QME diminuiu, sugerindo que isto foi devido, provavelmente, à inclusão de mais um parâmetro no processo de estimação. No entanto segundo Mendes (2007) estes resultados não possuem significado prático por apresentarem diferenças insignificantes.

No estudo da qualidade dos ajustes das curvas individuais, de forma geral, foram encontradas diferenças muito pequenas entre as três situações de estrutura residual, não sendo possível indicar uma estrutura residual que resulte em melhor ajuste do modelo de Wood.

4.3 - Avaliação Genética

As estimativas dos componentes de variância, da herdabilidade (h^2) e da repetibilidade (r), obtidos na análise multivariada para produção de leite total (PL) e para os parâmetros do modelo de Wood (a , b e c), considerando erros independentes (EI), erros autoregressivos de 1ª ordem e erros independentes e autoregressivos de 1ª ordem de acordo com o teste de Durbin Watson (EI – AR1) estão apresentadas nas Tabelas 4, 5 e 6, respectivamente.

Observou-se que as herdabilidades estimadas para produção de leite variaram de 0,3321 (EI – AR1) a 0,3653 (EI). Já a repetibilidade apresentou o maior valor na situação de erros EI – AR1 e o menor na situação de erros AR1. Para os parâmetros “a” (produção inicial de leite), “b” (taxa média de ascensão da produção até atingir o pico de produção) e “c” (taxa média de declínio da produção após atingir o pico), tanto as herdabilidades quanto as repetibilidades estimadas mostraram uma tendência de diminuição da situação de erros EI para a situação de erros EI – AR1. Logo a estratégia em que houve modelagem dos resíduos através da estrutura autoregressiva de primeira ordem somente para as lactações que apresentaram autocorrelação residual, segundo o teste de Durbin-Watson, levou às menores estimativas de herdabilidade e repetibilidade para os parâmetros da equação de Wood.

As estimativas de herdabilidade e repetibilidade para PL e os parâmetros “a”, “b” e “c” foram consistentes com os valores relatados na literatura. Estas estimativas indicam que a maior influência sobre a forma da curva de lactação foi do efeito de ambiente aleatório. Logo, a seleção baseada apenas no conhecimento da forma da curva de lactação, determinada por seus

parâmetros, seria de baixa eficiência. Como também foi observado por GONÇALVES (1994), COBUCCI et al. (2000) e GUIMARÃES (2004).

GUIMARÃES (2004), em um estudo da curva de lactação de cabras predominantemente das raças Alpina e Saanen pelo modelo de Nelder (1966), encontrou herdabilidades e repetibilidades de 0,47 e 0,61 para produção de leite, de 0,01 e 0,01 para “a”; 0,04 e 0,12 para “b” e 0,23 e 0,23 para “c”, respectivamente. Sendo que o parâmetro “a” representa a taxa de crescimento da curva até o pico de produção, “b” a inclinação média da curva de lactação e “c” a inclinação na fase de declínio.

Tabela 4 – Estimativas das variâncias genéticas aditivas ($\hat{\sigma}_g^2$), de ambiente permanente ($\hat{\sigma}_{ep}^2$) e residual ($\hat{\sigma}_e^2$), herdabilidade (\hat{h}^2) e repetibilidade (\hat{r}) para produção de leite total (PL) e para os parâmetros do modelo de Wood (a, b e c), considerando EI.

	$\hat{\sigma}_g^2$	$\hat{\sigma}_{ep}^2$	$\hat{\sigma}_e^2$	\hat{h}^2	\hat{r}
PL	7937	2227	11560	0,3653	0,4678
a	0,0338	0,0372	0,4455	0,0654	0,1373
b	0,0048	0,0020	0,0315	0,1251	0,1771
c	0,7902E-06	0,9198E-06	0,8554E-05	0,0769	0,1666

Tabela 5 – Estimativas das variâncias genéticas aditivas ($\hat{\sigma}_g^2$), de ambiente permanente ($\hat{\sigma}_{ep}^2$) e residual ($\hat{\sigma}_e^2$), herdabilidade (\hat{h}^2) e repetibilidade (\hat{r}) para produção de leite total (PL) e para os parâmetros do modelo de Wood (a, b e c), considerando erros AR1.

	$\hat{\sigma}_g^2$	$\hat{\sigma}_{ep}^2$	$\hat{\sigma}_e^2$	\hat{h}^2	\hat{r}
PL	7703	2366	11590	0,3556	0,4648
a	0,0324	0,0373	0,4530	0,0619	0,1333
b	0,0043	0,0018	0,0322	0,1119	0,1582
c	0,6496E-06	0,9744E-06	0,8690E-05	0,0629	0,1574

Tabela 6 – Estimativas das variâncias genéticas aditivas ($\hat{\sigma}_g^2$), de ambiente permanente ($\hat{\sigma}_{ep}^2$) e residual ($\hat{\sigma}_e^2$), herdabilidade (\hat{h}^2) e repetibilidade (\hat{r}) para produção de leite total (PL) e para os parâmetros do modelo de Wood (a, b e c), considerando erros EI – AR1.

	$\hat{\sigma}_g^2$	$\hat{\sigma}_{ep}^2$	$\hat{\sigma}_e^2$	\hat{h}^2	\hat{r}
PL	7722	3526	12000	0,3321	0,4838
a	0,0221	0,0581	0,5476	0,0351	0,1277
b	0,0020	0,0039	0,0348	0,0501	0,1453
c	0,3965E-06	0,9154E-06	0,1286E-04	0,0279	0,0925

As estimativas dos componentes de variância, da herdabilidade (\hat{h}^2) e da repetibilidade (\hat{r}), obtidos na análise multivariada para produção de leite total (PL) e produção no pico (y_{max}), tempo para atingir o pico (t_{max}) e fator de persistência (pers), nas três situações de estrutura residual estão apresentadas nas Tabelas 7, 8 e 9, respectivamente.

Observou-se que as herdabilidades estimadas para produção de leite variaram de 0,3551 (EI) a 0,3656 (EI – AR1), e as repetibilidades de 0,4624 (AR1) a 0,4950 (EI – AR1). A estrutura residual utilizada em cada situação afetou as herdabilidades e repetibilidades estimadas para y_{\max} , t_{\max} , e pers de formas diferentes. No entanto, observou-se que as maiores herdabilidades de y_{\max} , t_{\max} e pers ocorreram com erros AR1 e para maioria desta características os menores valores de herdabilidade e repetibilidade foram na situação de estrutura residual EI – AR1.

Os valores da herdabilidade e repetibilidade de PL e y_{\max} , nas situações de erros EI e AR1, foram medianos a altos, indicando possibilidade de seleção para produções no pico e total de leite.

Tabela 7 – Estimativas das variâncias genéticas aditivas ($\hat{\sigma}_g^2$), de ambiente permanente ($\hat{\sigma}_{ep}^2$) e residual ($\hat{\sigma}_e^2$), herdabilidade (\hat{h}^2) e repetibilidade (\hat{r}) para produção de leite total (PL), produção no pico (y_{\max}), tempo para atingir o pico (t_{\max}) e fator de persistência (pers), considerando EI.

	$\hat{\sigma}_g^2$	$\hat{\sigma}_{ep}^2$	$\hat{\sigma}_e^2$	\hat{h}^2	\hat{r}
PL	7691	2377	11590	0,3551	0,4649
y_{\max}	0,2006	0,0469	0,3514	0,3349	0,4132
t_{\max}	40,2800	71,9800	571,8000	0,0589	0,1641
pers	0,0362	0,1068	0,3565	0,0725	0,2863

Tabela 8 – Estimativas das variâncias genéticas aditivas ($\hat{\sigma}_g^2$), de ambiente permanente ($\hat{\sigma}_{ep}^2$) e residual ($\hat{\sigma}_e^2$), herdabilidade (\hat{h}^2) e repetibilidade (\hat{r}) para produção de leite total (PL), produção no pico (y_{max}), tempo para atingir o pico (t_{max}) e fator de persistência (pers), considerando erros AR1.

	$\hat{\sigma}_g^2$	$\hat{\sigma}_{ep}^2$	$\hat{\sigma}_e^2$	\hat{h}^2	\hat{r}
PL	7704	2309	11640	0,3558	0,4624
y_{max}	0,2054	0,0423	0,3578	0,3392	0,4091
t_{max}	43,7600	64,6100	345,0000	0,0965	0,2390
pers	0,0402	0,0945	0,3489	0,0832	0,2786

Tabela 9 – Estimativas das variâncias genéticas aditivas ($\hat{\sigma}_g^2$), de ambiente permanente ($\hat{\sigma}_{ep}^2$) e residual ($\hat{\sigma}_e^2$), herdabilidade (\hat{h}^2) e repetibilidade (\hat{r}) para produção de leite total (PL), produção no pico (y_{max}), tempo para atingir o pico (t_{max}) e fator de persistência (pers), considerando erros EI – AR1.

	$\hat{\sigma}_g^2$	$\hat{\sigma}_{ep}^2$	$\hat{\sigma}_e^2$	\hat{h}^2	\hat{r}
PL	8595	3042	11870	0,3656	0,4950
y_{max}	0,0497	0,1125	0,5285	0,0720	0,2349
t_{max}	30,5800	31,6600	413,1000	0,0643	0,1309
pers	0,0329	0,0496	0,4422	0,0626	0,1571

Nas Tabelas 10, 11 e 12 são apresentadas as correlações de ambiente permanente, genéticas e residuais da produção de leite total (PL) e os parâmetros do modelo de Wood (a, b e c) nas três situações de estrutura residual.

A correlação de ambiente permanente resulta do efeito simultâneo do ambiente permanente sobre duas características. Na Tabela 10 observou-se que as diferentes estruturas residuais utilizadas tiveram influência sobre as correlações de ambiente permanente para PL, “a”, “b” e “c”, sendo as correlações na situação de erros EI – AR1 as que mais diferiram.

Nas situações de erros EI e AR1 as correlações de PL com “a” apresentaram magnitude mediana e sinal negativo, ou seja, indicou que a influência do ambiente permanente sobre estas características foi em sentidos opostos. Já na situação de erros EI – AR1 esta correlação mostrou-se fracamente positiva. Também ocorreu mudança do sinal das correlações de “a” com “c” e de “b” com “c”, de acordo com a estrutura residual.

Comparando as situações de erros EI e AR1 com a situação de erros EI – AR1 observou-se também uma diferença muito grande na magnitude das correlações de ambiente permanente de PL com “c”, na magnitude e sinal das correlações de “a” com “c” e nos sinais das correlações de “b” com “c”.

Tabela 10 – Estimativas das correlações de ambiente permanente da produção de leite total (PL) e os parâmetros do modelo de Wood (a, b e c) nas três situações de estrutura residual.

características	Estrutura residual		
	EI	AR1	EI – AR1
PL com a	-0,35	-0,20	0,09
PL com b	0,50	0,41	0,22
PL com c	-0,74	-0,71	-0,21
a com b	-0,94	-0,90	-0,81
a com c	0,49	0,43	-0,22
b com c	-0,41	-0,32	0,58

Segundo PIRCHNER (1983), a correlação genética entre duas características é a correlação entre os efeitos dos genes que as influenciam.

Na Tabela 11 observou-se que as diferentes estruturas residuais utilizadas tiveram menor influência sobre as correlações genéticas do que sobre as correlações de ambiente permanente para PL, “a”, “b” e “c”. As maiores diferenças foram nas magnitudes das correlações genéticas de PL com b e PL com c, que apresentaram-se bem mais fracas na situação de erros EI – AR1.

As correlações genéticas de PL com a, b e c, nas situações de erros EI e AR1, apresentaram magnitudes medianas a altas e sinais positivos, ou seja, indicaram que os efeitos dos genes que as influenciam agiram no mesmo sentido. Desta forma, se for selecionado um animal para maior produção de leite total (PL), ele também terá, provavelmente, maior produção inicial de leite e maiores taxas de ascensão da produção até o pico e de declínio da produção após atingir o pico.

CARDOSO et al. (1986) encontraram um valor maior (0,81) para a correlação genética entre a produção inicial e a produção de leite total, com dados de produção de leite de vacas da raça Gir.

As correlações genéticas de “a” com “b” e de “a” com “c” foram medianas a altas e negativas, indicando que os genes que influenciaram estas características agiram no sentido oposto. Logo, se for selecionado um animal para maior produção inicial, estará selecionando indiretamente para menor taxa média de ascensão da produção até atingir o pico de produção e menor taxa média de declínio da produção após atingir o pico.

As correlações genéticas de “b” com “c” foram altas e positivas, logo uma seleção a favor de uma menor taxa média de ascensão da produção até atingir o pico resultará indiretamente em uma seleção para animais com lactações com um declínio mais suave da produção após o pico.

COBUCI et al. (2001) estudaram a curva de lactação de vacas da raça Guzerá por meio de dois modelos, um descrito por PAPAJSIK e BODERO (1988) e outro, que consiste em uma versão do modelo Gama de Wood (1967), pois considera o parâmetro “b”, do modelo original, igual a um. Neste estudo os autores encontraram estimativas de correlações genéticas da produção de leite total com a produção inicial e a taxa de declínio da produção, de 0,55 e 0,86 e de -0,19 e 0,38, respectivamente, para cada modelo matemático estudado. Para as duas últimas características, estas estimativas foram de 0,45 e 0,75, indicando que vacas com maiores produções iniciais apresentaram declínios mais acentuados da produção de leite ao longo do período de lactação.

Observando as tabelas 10 e 11 constatou-se que as correlações de ambiente permanente de algumas características apresentaram sinais contrários das respectivas correlações genéticas, como as correlações entre PL e “c” na situação de erros EI (-0,74 e 0,49) por exemplo. Isto indica que as causas da variação ambiental e genética influenciaram estas características por meio de diferentes mecanismos fisiológicos.

Tabela 11 – Estimativas das correlações genéticas da produção de leite total (PL) e os parâmetros do modelo de Wood (a, b e c) nas três situações de estrutura residual.

características	Estrutura residual		
	EI	AR1	EI – AR1
PL com a	0,33	0,25	0,50
PL com b	0,60	0,63	0,12
PL com c	0,49	0,53	0,05
a com b	-0,54	-0,55	-0,63
a com c	-0,50	-0,39	-0,37
b com c	0,94	0,87	0,81

A correlação residual representa a influência simultânea do meio ambiente temporário sobre duas características.

Na Tabela 12 observou-se que as correlações residuais foram as que sofreram menores influências das diferentes estruturas residuais utilizadas, em comparação as correlações de ambiente permanente e genéticas para PL, “a”, “b” e “c”. No entanto, todas as correlações residuais apresentaram menores magnitudes na situação de erros EI – AR1.

Tabela 12 – Estimativas das correlações residuais da produção de leite total (PL) e os parâmetros do modelo de Wood (a, b e c) nas três situações de estrutura residual.

características	Estrutura residual		
	EI	AR1	EI – AR1
PL com a	0,30	0,32	0,13
PL com b	-0,10	-0,10	-0,05
PL com c	-0,23	-0,23	-0,10
a com b	-0,82	-0,82	-0,79
a com c	-0,47	-0,49	-0,36
b com c	0,73	0,74	0,65

Nas Tabelas 13, 14 e 15 são apresentadas as correlações de ambiente permanente, genéticas e residuais da produção de leite total (PL) e produção no pico (y_{max}), tempo para atingir o pico (t_{max}) e fator de persistência (pers) nas três situações de estrutura residual.

Observou-se que as diferentes estruturas residuais utilizadas apresentaram menores influências sobre as correlações de ambiente permanente para PL, y_{max} , t_{max} e pers do que para PL, “a”, “b” e “c”. A maioria das correlações de ambiente permanente foram relativamente menores na situação de erros EI – AR1.

As correlações de ambiente permanente de PL com y_{max} , PL com t_{max} , PL com pers e t_{max} com pers foram medianas a altas e positivas, indicando que a influência do ambiente permanente sobre estas características foi no mesmo sentido. Já as correlações de ambiente permanente de y_{max} com t_{max} e de y_{max} com pers foram fracas e negativas.

Tabela 13 – Estimativas das correlações de ambiente permanente da produção de leite total (PL) e produção no pico (y_{max}), tempo para atingir o pico (t_{max}) e fator de persistência (pers) nas três situações de estrutura residual.

características	Estrutura residual		
	EI	AR1	EI – AR1
PL com y_{max}	0,58	0,57	0,68
PL com t_{max}	0,70	0,63	0,48
PL com pers	0,67	0,66	0,60
y_{max} com t_{max}	-0,11	-0,19	-0,09
y_{max} com pers	-0,16	-0,16	0,02
t_{max} com pers	0,99	0,99	0,97

Na Tabela 14 observou-se que as diferentes estruturas residuais utilizadas apresentaram influências sobre as magnitudes das correlações genéticas de PL, y_{max} , t_{max} e pers. Com exceção de t_{max} com y_{max} e de t_{max} com pers, as estimativas das correlações genéticas foram menores na situação de erros EI – AR1.

Todas as correlações genéticas foram medianas a altas e positivas nas situações de erros EI e AR1, indicando que os efeitos dos genes que influenciaram PL, y_{max} , t_{max} e pers agiram no mesmo sentido. Desta forma, quando se seleciona um animal para maior produção de leite total (PL), também se seleciona indiretamente para maior produção de leite no pico da lactação (y_{max}), maior tempo para atingir o pico de produção (t_{max}) e maior fator de persistência (pers).

No entanto, na situação de erros EI – AR1 a estrutura residual levou à baixas correlações genéticas de PL com t_{max} e de PL com pers, indicando fraca relação entre estas características.

Tabela 14 – Estimativas das correlações genéticas da produção de leite total (PL) e produção no pico (y_{max}), tempo para atingir o pico (t_{max}) e fator de persistência (pers) nas três situações de estrutura residual.

características	Estrutura residual		
	EI	AR1	EI – AR1
PL com y_{max}	0,99	0,99	0,39
PL com t_{max}	0,45	0,56	0,15
PL com pers	0,74	0,72	0,06
y_{max} com t_{max}	0,42	0,49	0,49
y_{max} com pers	0,75	0,69	0,67
t_{max} com pers	0,71	0,87	0,91

Na Tabela 15 observou-se que as diferentes estruturas residuais utilizadas tiveram pouca influência sobre as magnitudes das correlações residuais de PL, y_{max} , t_{max} e pers. A maior diferença entre elas foi de PL com y_{max} , na situação de estrutura EI – AR1.

As estimativas das correlações residuais de PL com y_{max} e t_{max} com pers indicam que os efeitos de ambiente temporário influenciaram estas características no mesmo sentido. As demais correlações residuais foram de baixa magnitude, indicando uma fraca relação negativa entre y_{max} e t_{max} , e entre y_{max} e pers.

Tabela 15 – Estimativas das correlações residuais da produção de leite total (PL) e produção no pico (y_{max}), tempo para atingir o pico (t_{max}) e fator de persistência (pers) nas três situações de estrutura residual.

características	Estrutura residual		
	EI	AR1	EI – AR1
PL com y_{max}	0,80	0,80	0,34
PL com t_{max}	0,04	0,05	0,04
PL com pers	0,04	0,04	0,03
y_{max} com t_{max}	-0,19	-0,20	-0,18
y_{max} com pers	-0,17	-0,16	-0,13
t_{max} com pers	0,78	0,86	0,89

Nas Tabelas 16 e 17 são apresentadas as ordens das 22 melhores cabras e dos 22 melhores reprodutores para produção de leite (PL), respectivamente, com os valores genéticos correspondentes, para as três situações de estruturas residuais propostas e para a análise multicaracterística de PL com “a”, “b” e “c”. Observou-se que as diferentes estruturas residuais utilizadas influenciaram na classificação dos animais, sendo que a classificação na situação de erros EI – AR1 foi a que mais divergiu das classificações nas demais situações.

Apesar da produção de leite total (PL), de acordo com a fórmula em que foi estimada, depender apenas das produções nos dias de controles leiteiros e dos intervalos entre os controles, houve alteração na classificação dos animais de acordo com seus valores genéticos para PL, possivelmente porque, na análise multicaracterística, estes mesmos foram influenciados pelas correlações de PL com “a”, “b” e “c”.

As classificações dos animais para as demais características estudadas também divergiram bastante entre as três situações de estruturas residuais. Portanto, a seleção dos animais pode ser modificada pela presença da autocorrelação residual, se esta estiver presente e não for considerada nas avaliações genéticas.

No presente estudo, parece que a situação de erros EI – AR1 proporcionou as melhores estimativas dos valores genéticos (VG) e, portanto, a melhor classificação. Tal suposição foi devida às menores estimativas dos VG, em relação às proporcionadas pelas situações de erros EI e AR1. Como a influência residual foi alta, a expectativa do VG deveria ser menor.

Tabela 16 – Classificações das 22 melhores cabras de acordo com os valores genéticos para produção de leite (PL) obtido na análise multicaracterística de PL com os parâmetros do modelo de Wood, nas três situações de estrutura residual.

Situação 1 (EI)		Situação 2 (AR1)		Situação 3 (EI – AR1)	
cabra	posição	cabra	posição na situação 1	cabra	posição na situação 1
1702	1º	1702	1º	1702	1º
3404	2º	3404	2º	1959	4º
2290	3º	2290	3º	3404	2º
1959	4º	1959	4º	2290	3º
2611	5º	2611	5º	3374	19º
2426	6º	2426	6º	2501	10º
1535	7º	2501	10º	2426	6º
2786	8º	1535	7º	2611	5º
2863	9º	2786	8º	1535	7º
2501	10º	2863	9º	2316	13º
2162	11º	2316	13º	2162	11º
1776	12º	3231	15º	1776	12º
2316	13º	2898	16º	2337	24º
3179	14º	1776	12º	1985	33º
3231	15º	2162	11º	2427	45º
2898	16º	3179	14º	2863	9º
2530	17º	2530	17º	3231	15º
2706	18º	2706	18º	2786	8º
3374	19º	1835	23º	2347	57º
1648	20º	2875	22º	1835	23º
2064	21º	3165	25º	1888	32º
2875	22º	2064	21º	3179	14º

Tabela 17 – Classificações dos 22 melhores reprodutores de acordo com os valores genéticos para produção de leite (PL) obtido na análise multicaracterística de PL com os parâmetros do modelo de Wood, nas três situações de estrutura residual.

Situação 1 (EI)		Situação 2 (AR1)		Situação 3 (EI – AR1)	
reprodutor	posição	reprodutor	posição na situação 1	reprodutor	posição na situação 1
R57	1º	R57	1º	R57	1º
R47	2º	R47	2º	R47	2º
R44	3º	R44	3º	R43	5º
R50	4º	R50	4º	R28	6º
R43	5º	R43	5º	R44	3º
R28	6º	R28	6º	R36	10º
R39	7º	R39	7º	R29	17º
R40	8º	R40	8º	R39	7º
R41	9º	R41	9º	R24	16º
R36	10º	R36	10º	R49	11º
R49	11º	R48	15º	R12	21º
R55	12º	R55	12º	R50	4º
R46	13º	R49	11º	R40	8º
R37	14º	R37	14º	R38	19º
R48	15º	R46	13º	R17	37º
R24	16º	R29	17º	R33	18º
R29	17º	R24	16º	R56	20º
R33	18º	R33	18º	R05	31º
R38	19º	R56	20º	R101	29º
R56	20º	R38	19º	R35	26º
R12	21º	R12	21º	R48	15º
R26	22º	R26	22º	R26	22º

Nas Tabelas 18 e 19 são apresentadas, respectivamente, as porcentagens de cabras e de reprodutores selecionados em comum para produção de leite (PL) nas situações de erros AR1 e EI – AR1, em relação à situação de erros EI, de acordo com a análise multicaracterística de PL com “a”, “b” e “c”. A representação gráfica das tabelas 18 e 19 estão apresentadas nas Figuras 2 e 3.

Observou-se na Tabela 18 e na Figura 2 que ao selecionar menor número de cabras, ou seja, adotando-se uma maior intensidade de seleção, ocorreu menor coincidência de animais selecionados nas situações de erros AR1 e EI – AR1 com aqueles selecionados na situação de erros EI. Logo, quanto maior a intensidade de seleção maior é o erro de classificação ao não considerar a autocorrelação residual na avaliação genética, quando esta estiver presente. Como nas Tabelas 16 e 17, também pode ser constatado na Figura 2 que a classificação na situação de erros EI – AR1 diferenciou mais do que a classificação na situação de erros AR1, em relação à situação de erros EI.

Na classificação em comum dos reprodutores (Tabela 19 e Figura 3) nas situações de erros AR1 e EI – AR1, em relação à EI, não foi observado uma relação da intensidade de seleção e o erro de classificação ao não considerar a autocorrelação residual, como na classificação das cabras. Isto pode ter ocorrido devido ao número de reprodutores ter sido muito reduzido em comparação ao número de cabras, já que foram estimados valores genéticos para 58 machos e 761 fêmeas, o que não foi suficiente para observar tal padrão de comportamento.

Tabela 18 – Cabras selecionadas em comum em diferentes níveis de seleção para produção de leite nas situações 2 (AR1) e 3 (EI – AR1), em relação à 1 (EI).

número de cabras selecionadas	Porcentagens de seleção em comum nas situações	
	1 (EI) e 2 (AR1)	1 (EI) e 3 (EI - AR1)
8	87,5	75,0
38	92,1	73,7
76	96,0	76,3
152	95,4	73,7
304	96,7	78,6
457	98,0	86,0
609	99,2	93,6

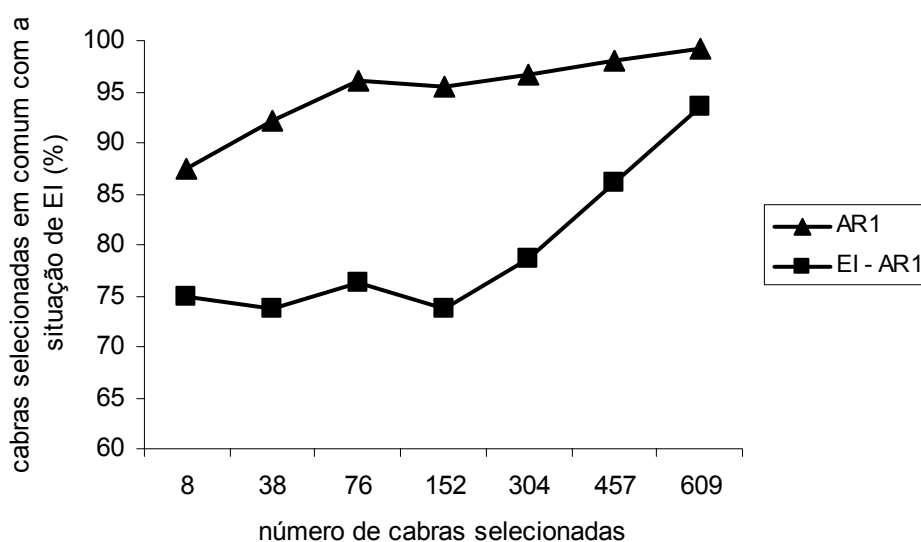


Figura 2 – Cabras selecionadas em comum em diferentes níveis de seleção para produção de leite nas situações 2 (AR1) e 3 (EI – AR1), em relação à 1 (EI).

Tabela 19 – Reprodutores selecionados em comum em diferentes níveis de seleção para produção de leite nas situações 2 (AR1) e 3 (EI – AR1), em relação à 1 (EI).

número de reprodutores selecionados	Porcentagens de seleção em comum nas situações	
	1 (EI) e 2 (AR1)	1 (EI) e 3 (EI - AR1)
3	100	66,7
6	100	83,3
12	91,7	75,0
23	100	82,6
35	97,1	80,0
46	97,8	93,5

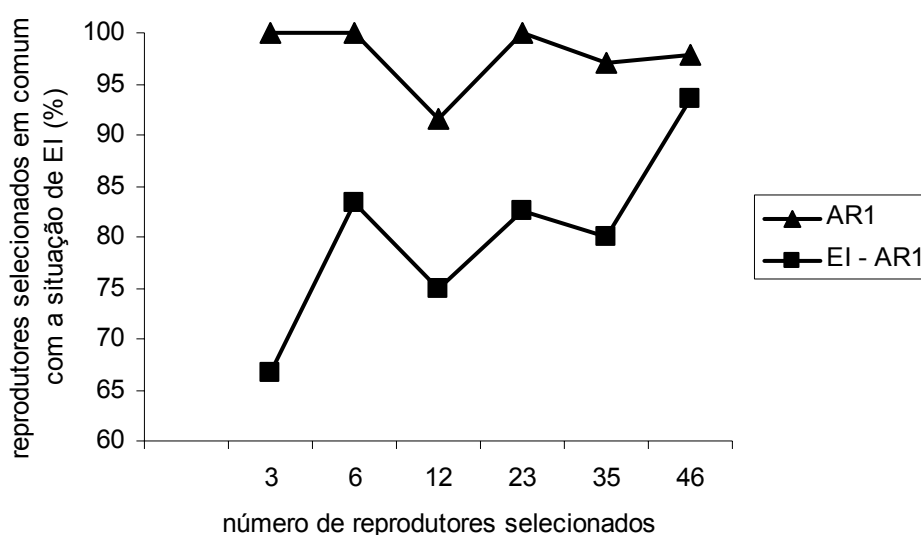


Figura 3 – Reprodutores selecionados em comum em diferentes níveis de seleção para produção de leite nas situações 2 (AR1) e 3 (EI – AR1), em relação à 1 (EI).

5 – CONCLUSÕES

No estudo do ajuste do modelo de Wood às curvas de lactação individuais foram encontradas diferenças muito pequenas entre as três situações de estrutura residual, não sendo possível indicar uma estrutura residual que resulte em melhor ajuste do modelo de Wood.

As diferentes estruturas residuais influenciaram as estimativas dos componentes de variância e, conseqüentemente as estimativas de herdabilidade, repetibilidade e das correlações entre as características estudadas.

As diferentes estruturas residuais influenciaram a classificação dos animais para todas as características estudadas. Logo a seleção dos animais pode ser prejudicada pela presença da autocorrelação residual, se esta estiver presente e não for considerada no estudo.

6 - REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ANALLA, M.; SANCHES-PALMA, A.; MUÑOZ-SERRANO, A.; SERADILLA, J. M. 1995. Simulation analysis with BLUP methodology of different data structures in goat selection schemes in Spain. **Small Ruminant Research**. 17:51.
- BIANCHINI SOBRINHO, E., DUARTE, F.A.M. 1988. Genetic and environmental aspects of the linear hyperbolic lactation curve. **Revista Brasileira de Genética**, 11(3):671-678.
- BOULOC, N., Selection criteria and simplification of recording schemes in goats. INRA, Paris, 38p. 1987.
- Browning, R., Jr, M. L. Browning-Leite, and T. Sahlu. 1995. Factors affecting standardized milk and fat yields in Alpine goats. **Small Ruminant Research**. 18:173.
- CAPPIO-BORLINO, MACCIOTA, N.P.P., PULINA, G. The shape of sarda ewe lactation curve analysed by a compartmental model, **Livestock Production Science**, v.51, p.89-96, 1997.
- CARDOSO, V.L., BENINTENDI, R.P., FREITAS, M.A.R. Estudo sobre a curva de lactação de um rebanho da raça Gir de seleção leiteira. Pico de produção e persistência da lactação. In: REUNIÃO ANUAL DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, 23, 1986, Campo Grande, MS. *Anais...* Campo Grande: SBZ, 1986. p.281.
- COBBY, J. M. & LE DU, Y. L. P. An fitting curves to lactation data. **Animal Production**, London, v. 26, n. 2, p. 127-133, 1978.
- COBUCI, J. A.; EUCLYDES, R. F.; TEODORO, R. L. et al. Aspectos genéticos e ambientais da curva de lactação de vacas Guzerá. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v. 30, n.4, p.1204-1211, 2001.
- COBUCI, J. A.; EUCLYDES, R. F.; VERNEQUE, R. S.; TEODORO, R. L.; LOPES, P. S.; SILVA, M. A. Curva de Lactação na Raça Guzerá. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v. 29, n.5, p.1332-1339, 2000.
- DRAPER, N. M., H. SMITH, H. Applied Regression Analysis, (1981) 2.ed., New York, Wiley.

- DURÃES, M.C.; TEIXEIRA, N.M.; FREITAS, A.F. Curvas de lactação de vacas da raça Holandesa, mantidas em confinamento total. **Arquivo Brasileiro de Medicina Veterinária e Zootecnia**, v.43, p.447-458, 1991.
- ELIAS, A. M. **Análise de curvas de crescimento de vacas das raças Nelore, Guzerá e Gir**. 1998. 128 p. Dissertação (Mestrado em Agronomia) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba – SP.
- FERREIRA, W. J. **Parâmetros genéticos para produção de leite no dia do controle de vacas da raça Holandesa**. 1999. 103 p. Dissertação (Mestrado em Zootecnia) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa – MG.
- FERRIS, T. A.; MAO, I. L.; ANDERSON, C. R. Selecting for lactation curve and milk yield in dairy cattle. **Journal of Dairy Science**, v.68, n.6, p.1438-1448, 1985.
- FREIRE, V. **Informativo do Centro Nacional de Pesquisas de Caprinos (EMBRAPA)**, Ano 2 - Nº 16, Jun. - Julho / 2007. www.cnpc.embrapa.br/Jornaledicao16.pdf, acessado em 10/11/2008.
- FINLEY, C. M.; THOMPSON, J. R.; BRADFORD, G. E. Age-parity-season adjustment factors for milk and fat yields of dairy goats. **Journal of Dairy Science**, vol. 67, p. 1868-1872, 1984.
- FONSECA E SILVA, F. **Análise bayesiana da curva de lactação de cabras Saanen**. 2003. 64 p. Dissertação (Mestrado em Estatística e Experimentação Agropecuária) – Universidade Federal de Lavras – MG.
- GALL, C. Milk production. In: **Goat production**. New York: Academic Press, 1981. p.309-344.
- GIPSON, T. A.; GROSSMAN, M. Lactation curves in dairy goats: a review. **Small Ruminant Research**, v.3, p.383-396, 1990.
- GONÇALVES, H.C. **Fatores genéticos e de meio em algumas características produtivas e reprodutivas de caprinos**. Viçosa, MG: Universidade Federal de Viçosa, 1996. 141p. Tese (Doutorado em Zootecnia) - Universidade Federal de Viçosa, 1996.

- GONÇALVES, H. C.; SILVA, M. A.; WECHSLER, F. S. et al. Fatores genéticos e de meio na produção de leite de caprinos leiteiros. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.30, n.3, p.719-729, 2001.
- GONÇALVES, T. M. **Estudo da curva de lactação de vacas da raça Gir**. 1994. 66 p. Dissertação (Mestrado em Genética e Melhoramento) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa – MG.
- GONÇALVES, T. M., OLIVEIRA, A. I. G., FREITAS, R. T. F., PEREIRA, I. G. Curvas de Lactação em Rebanhos da Raça Holandesa no Estado de Minas Gerais. Escolha do Modelo de Melhor Ajuste. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.31, n.4, p.1689-1694, 2002.
- GROSSMAN, M.; HARTZ, S. M.; KOOPS, W. P. Persistency of lactation yield: A novel approach. **Journal of Dairy Science**, v.82, n.10, p.2192-2197, 1999.
- GUIMARÃES, V. P. **Curva de lactação, efeitos ambientais e genéticos sobre o desempenho produtivo de cabras leiteiras**. 2004. 87 p. Dissertação (Mestrado em Zootecnia) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa – MG.
- GUIMARÃES, V. P.; RODRIGUES, M. T.; SARMENTO, J. L. R.; ROCHAS, D. T. Utilização de funções matemáticas no estudo da curva de lactação em caprinos. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.35, n.2, p.535-543, 2006.
- ILOEJE, M. U., VAN VLECK, L. D., Genetics of dairy goats: a review. **Journal of Dairy Science**, vol. 61, p.1521-1528, 1978.
- IVO, F. Paraíba é maior produtor de leite de cabra do País. **ASN - Agência Sebrae de Notícias – DF**, 06/11/2007, asn.interjornal.com.br/noticia_pdf.kmf?noticia=6652641, acessado em 10/11/2008.
- JOHANSSON, I e RENDEL, J. Genética y mejora animal. Zaragoza: **Editorial Acribia**, 1972. 567p. (Traducido por Francisco Puchal Mas y Pedro Ducar Maluenda).
- KENNEDY, B.W.; FINLEY, C.M.; BRADFORD, G.E. Phenotypic and genetic relationships between reproduction and milk production in dairy goats. **Journal of Dairy Science**, v.65, p.2373-83, 1982.

- KROLL, L.B. Estudo do crescimento de vacas leiteiras através de modelos com autocorrelação nos erros. **Revista Multiciência**, São Carlos, v.1, n.9, p.164-165, 1996.
- LOPES, M. A. **Estudo da Curva de Lactação de um Rebanho Holandês Variedade Preto e Branco Mantido em um Sistema Intensivo de Produção**. 1994. 42 p. Dissertação (Mestrado em Zootecnia) – Escola Superior de Agricultura de Lavras – MG.
- LOPES, P. S. **Teoria do Melhoramento Animal**, p.118, FEPMVZ-Editora, Belo Horizonte, 2005.
- MAZZINI, A. R. A.; MUNIZ, J. A.; SILVA, F. F.; AQUINO, L. H. Curva de crescimento de novilhos Hereford: heterocedasticidade e resíduos autoregressivos. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 35, n. 2, p. 422-427, mar-abr, 2005.
- MCMANUS, C.; GUTH, T. L. F., SAUERESSIG, M. G. Curvas de lactação em gado Holandês em confinamento total no DF. In: XXXIV Reunião Anual da Sociedade Brasileira de Zootecnia, 1997, Juiz de Fora, MG, Anais, p. 74-76, 1997.
- MCMANUS, C.; SOARES FILHO, G.; MARIANTE, A, S.; LOUVANDINI, H. Fatores que Influenciam os Parâmetros das Curvas de Lactação em Cabras no Distrito Federal. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v. 32, n.6, p.1614-1623, 2003.
- MEDEIROS, H. A. et al. Avaliação da qualidade do ajuste da função logística monofásica com estrutura de erros independentes e autorregressivos através de simulação. **Ciência e Agrotecnologia**, Lavras, v.24, n.4, p.973-985, 2000.
- MENDES, P. N. **Curvas de crescimento difásicas de fêmeas Hereford com erros auto-regressivos e heterogeneidade de variâncias**. 2007. 80 p. Dissertação (Mestrado em Agronomia) – Universidade Federal de Lavras – MG.
- MISZTAL, I. **REMLF90 manual**, 2002. Disponível em <<http://nce.ads.uga.edu/~ignacy/numpub/blupf90/docs/remlf90.pdf>>.

- MONTALDO, H.; ALMANZA, A.; JUÁREZ, A. Genetic group, age and season effects on lactation curve shape in goats. **Small Ruminant Research**, vol 24, p.195-202, 1997.
- MORAND-FEHR, P.; SAUVANT, D. Composition and yield of goat milk as affected by nutritional manipulation. **Journal of Dairy Science**, v.63, p.1671-1680, 1980.
- MOURAD, M. Effects of month of kidding, parity and litter size on milk yield of Alpine goats in Egypt. **Small Ruminants Research**, v.8, p.545-554, 1992.
- MUÑOZ-BERROCAL, M., TONHATI, H., CERÓN- MUÑOZ, M.F., SENO, L.O., OTAVIANO, A.R. Uso de polinômios segmentados para o estudo da curva de lactação em Búfalos Murrah e seus mestiços em sistema de criação extensivo, no Estado de São Paulo, **Archives of Latin American Animal Production**. 2005. 13(1): 24-29.
- NELDER, J.A. Inverse polynomials a useful group of multi-factor response functions. **Biometrics**, v.22, n.1, p.128-141, 1966.
- OLIVEIRA, H. T. V.; REIS, R. B.; GLÓRIA, J. R.; QUIRINO, C. R.; PEREIRA, J. C. C. Curvas de lactação de vacas F1 Holandês-Gir ajustadas pela função gama incompleta. **Arquivo Brasileiro de Medicina Veterinária e Zootecnia**, v.59, n.1, p.233-238, 2007.
- PAPAJCSIK, I.A., BODERO, J. 1988. Modeling lactation curves of Friesian cow in a subtropical climate. **Animal Production**, 47:201-207.
- PIMENTA FILHO, E. C.; SARMENTO, J. L. R.; RIBEIRO, M. N. Efeitos Genéticos e Ambientais que Afetam a Produção de Leite e Duração da Lactação de Cabras Mestiças no Estado da Paraíba. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v. 33, n. 6, p. 1426-1431, 2004.
- PIRCHINER, F. Population genetics in animal breeding. 2.ed. New York: Plenum, 1983. 414 p.
- RABASCO, A.; SERRADILLA, J. M.; PADILLA, J. A.; SERRANO, A. Genetic and non-genetic sources of variation in yield and composition of milk in Verata goats. **Small Ruminant Research**, vol 11, p.151-161, 1993.

- REKAYA, R.; CARABAÑO, M. J.; TORO, M. A. Use of test day yield for the genetic evaluation of production traits in Holstein-Friesian cattle. **Livestock Production Science**, v. 57, p. 203-217, 1999.
- RIBEIRO, M. N.; ALBUQUERQUE, L. G.; PIMENTA FILHO, E. C., Comparação de funções matemáticas no ajuste da curva de lactação de cabras mestiças no Cariri Paraibano. In: XXXIV Reunião anual da sociedade brasileira de zootecnia, Juiz de Fora, MG, Anais, p.272-274, 1997.
- ROCHA, D. Caprinocultura: O leite de cabra como alimento funcional. **Zootecnia Brasil**, 14/05/2007. <http://www.zootecniabrasil.com.br/sistema/modules/wfsection/article.php?articleid=8>, acessado em 10/11/2008.
- RUVUNA, F.; KOGI, J. K.; TAYLOR, J. F. et al. Lactation curves among crosses of Galla and East African with Toggenburg and Anglo Nubian goats. **Small Ruminant Research**, v.16, p.1-6, 1995.
- SANDS, M., MCDOWELL, R. E. The potential of the goat for Milk production in the tropics, Ithaca: Cornell University, 39p., 1978.
- SAS Institute Inc. **Statistical Analysis System user's guide**. Version 9.1 ed. Cary: SAS Institute, USA, 2003.
- SINGH, B. B., SINGH, B. P., Performances of jamnapari goats. **Indian Veterinarian**, vol. 51, p. 326-332, 1974.
- SIKKA, L. C. A study of lactation as affected by heredity and environment. **Journal of Dairy Research**, London, v. 17, n. 3, p. 231-252, 1950.
- SÖLKNER, J.; FUCHS, W. A comparison of different measures of persistency with special respect to variation of test-day milk yields. **Livestock Production Science**, v.16, p.305-319, 1987.
- THOLON, P.; QUEIROZ, S. A.; RIBEIRO, A. C. et al. Estudo genético quantitativo da produção de leite em caprinos da raça Saanen. **Archivos Latinoamericanos Producción Animal**, v.9, p.1-5, 2001.
- VARONA, L.; MORENO, C.; CORTES GARCIA, L.A. et al. 1998. Bayesian analysis of Wood's lactation curve for Spanish dairy cows. **Journal of Dairy Science**, 60(5):1469-1478.

- VARONA, L., MORENO, C. GARCÍA CORTES, L. A. AND ALTARRIBA, J.
Multiple trait genetic analysis of underlying biological variables of production.
Livestock Production Science. 47:201–209, 1997.
- VASCONCELLOS, M. A. S. e ALVES, D. Manual de Econometria. Editora Atlas
S.A. São Paulo, p.308, 2000.
- WAHOME, R. G.; CARLES, A. B.; SCHWARTZ, H. J. An analysis of the variation
of the lactation curve of small east African goats. **Small Ruminant
Research**, v.15, p.1-7, 1994.
- WOOD, P. D. P. Algebraic model of the lactation curve in cattle. **Nature**, v.216,
p.164-165, 1967.