

JOASHLLENNY ALVES DE OLIVEIRA

**AVALIAÇÃO DO CRESCIMENTO E DE MODELOS
DE REGRESSÃO ALEATÓRIA EM CAPRINOS DA
RAÇA ALPINA**

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
2011

JOASHLLENNY ALVES DE OLIVEIRA

AVALIAÇÃO DO CRESCIMENTO E DE MODELOS DE REGRESSÃO ALEATÓRIA EM CAPRINOS DA RAÇA ALPINA

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: 24 de fevereiro de 2011

Prof. Robledo de Almeida Torres
(Coorientador)

Prof. José Elivalto G. Campelo

Prof. Ricardo Frederico Euclides
(Orientador)

Aos meus maiores incentivadores:
meus pais,
minha irmã,
meu incondicional amor
e aos meus eternos amigos
dedico a vocês este trabalho.

“Declarações afáveis são um favo de mel, doce para a alma e uma cura
para os ossos.”

Provérbios 16 : 24

Agradecimentos

Ao Criador, Jeová Deus, por ter sido meu refúgio e fortaleza nos momentos mais difíceis da minha vida e por proporcionar palavras de afeto e sabedoria através de sua Palavra, a Bíblia.

À Universidade Federal de Viçosa e ao Departamento de Zootecnia, especialmente ao Programa de Pós-Graduação em Zootecnia pela oportunidade de realização de um sonho e conclusão do curso.

À Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de Minas Gerais, FAPEMIG, pela concessão da bolsa de Mestrado.

À Empresa Estadual de Pesquisa Agropecuária da Paraíba, EMEPA, pela cessão dos dados essenciais à realização deste estudo.

Ao professor Ricardo Frederico Euclydes (Bajá), pela amizade, aconselhamento, incentivo, disponibilidade, confiança e ótimos momentos de descontração através da música, que um pai poderia ter por uma filha.

Ao professor Robledo de Almeida Torres, pelos ensinamentos, orientação, amizade, confiança e sincero apoio ao longo desta temporada de convivência, minha gratidão e admiração.

Aos doutorandos: Luanna Chácara Pires, Carla Daniela Suguimoto Leite e Luciano Pinheiro da Silva, meus “tutores”, pelo constante estímulo, ensinamentos, disponibilidade, confiança e amizade, meu sincero obrigado por tudo.

Aos meus pais, João Andrade de Oliveira (Painho) e Maria das Graças Alves de Oliveira (Mainha), pelos princípios espirituais, éticos e morais que se dedicaram, incentivaram e contribuíram para superação desse novo desafio, amo muito vocês!

À minha irmã Joaslanêa Alves de Oliveira (Nêa), pela força, companheirismo e paciência ao longo destes anos, te amo muito!

Ao Marcus Vinicius Moraes de Oliveira, pelo incondicional amor, incentivo, companheirismo e compreensão em todas as horas da minha vida, e por ter uma família especial (mãe, Maria do Carmo e irmão, Charles Pierre).

Aos professores Paulo Sávio Lopes e Simone Eliza Facioni Guimarães, pela presença, aconselhamento, incentivo e apoio ao GDMA - Grupo de Discussão do Melhoramento Animal.

Aos pesquisadores Wandrick Hauss de Sousa e Maria das Graças Gomes Cunha e a Técnica em Agropecuária Maria de Lourdes Hermínio Oliveira, todos da EMEPA, pela colaboração, apoio e incentivo para a concretização desta avaliação.

À Candice Maria Cardoso Gomes de Leon, graduanda em Zootecnia pela Universidade Federal da Paraíba, pela colaboração no levantamento dos dados como estagiária da EMEPA.

Aos meus “Amigos-Irmãos” de tão longe (Japão, Maranhão, Minas Gerais, Suíça, Pará e Piauí) por me proporcionar amizade, descontração, incentivo, apoio nas vitórias e dificuldades, em ordem alfabética: Adilana Gomes Soares, Aurizete Gomes, Carlos André da Costa, Cândida Beatriz da Silva Lima, Carmen Lúcia de Jesus, Carolina Celso Melo Pinheiro de Vasconcelos, Fábio Barros Britto, Glícia Maria de Almeida, Joelina Sousa Chaves, José Tadeu Santos Oliveira, Márcio da Silva Costa, Marcos Jacob de Oliveira Almeida e Misa Pollyanna Lopes de Sousa Santos.

Aos professores da Universidade Federal do Piauí, meu agradecimento por transferir conhecimentos, experiências, objetividades, dedicações e apoios para formações dos Engenheiros Agrônomos do Estado do Piauí. Em especial aos professores: João Batista Lopes, José Elivalto Guimarães Campelo e Regina Lúcia Ferreira Gomes, por dedicarem total atenção a minha vida acadêmica ajudando-me a buscar novos horizontes, através das alegrias, dúvidas, medos e incertezas superados, o meu muito obrigado!

Aos Doutores Fábio Mendonça Diniz da EMBRAPA Meio-Norte e Raimundo Martins Filho da Universidade Federal do Ceará, pelas orientações, exigências e compreensões na consolidação de meus valores profissionais e desenvolvimento científico.

Às Famílias: Santos (Sérgio, Norma, Janerson e Enmily) e Baracat (Gentil, Lourdes e Joseane), pela amizade, abrigo e agradável convivência através da nossa associação espiritual em Viçosa-MG.

À República “As Taberneiras”, em ordem alfabética: Adriana Garcia do Amaral, Camila Zimmer de Assis, Carolina Celso Melo Pinheiro de Vasconcelos, Daniele de Jesus Ferreira, Jerusa Maria de Oliveira, Karina Ellen Matias de Oliveira, Laís Costa Brito, Sharrine Omari Domingues de Oliveira, Suellen Fernanda de Souza Viana, Vanisa Almeida Silva e as demais formações desta república, muito obrigada, pela convivência, companheirismo, cumplicidade e amizade.

Aos “menins réis do buchão” do melhoramento animal, em ordem alfabética: Aline Camporez, Carla Daniela Suguimoto Leite, Felipe Gomes da Silva,

Jeferson Corrêa Ribeiro, Luciano Pinheiro da Silva e Rodrigo de Oliveira Pacheco, pela amizade, paciência e incentivo que me deram nesta fase ímpar da minha vida.

Aos estudantes da Pós-graduação da UFV, em ordem alfabética: Ali Canaza Cayo, Ana Lucia Puerro de Melo, Ana Paula C. Gomide, André Marubayashi Hidalgo, Bruno Bastos Teixeira, Cristina Moreira Bonafé, Daniele de Jesus Ferreira, Elcer Albenis Zamora Jerez, Érika Toriyama, Geice Paula Villibor, Gilberto Romeiro de Oliveira Menezes, Larissa Rodrigues de Azevedo Câmara, Henrique Ventura, Kleibe de Moraes Silva, Lidianne Gomes dos Santos, Luiz Fernando Brito, Marcos Rodrigues Lagrotta, Mariele Freitas Souza, Miguel Inácio Filho, Paulo Luiz Souza Carneiro, Priscila Vendramini Silva, Rafael Bastos Teixeira, Raphael Magalhães Gomes Moreira, Rodrigo Reis Mota, Renata Veroneze, Thiago Carvalho da Silva e Vitor Pereira Bettero, pela oportunidade na troca de conhecimentos, amizade, carinho e agradável convivência.

Aos funcionários do Departamento de Zootecnia da UFV, em ordem alfabética: Fernanda Cristina Santos Vieira e Silva, Francisco Antero Honório, José Venâncio dos Santos, Maria Celeste Ottomar e Rosalvo da Silva Santos, e entre outros, pelos seus trabalhos dedicados e fervorosos a esta Instituição de Ensino de Nível Superior, destacada como uma das melhores Universidades Federais do país.

Ao povo brasileiro, que de uma forma ou de outra contribuiu com seus impostos viabilizando o apoio financeiro para dedicação a esse trabalho, através da bolsa concedida pela FAPEMIG.

Biografia

Joashllenny Alves de Oliveira, filha de João Andrade de Oliveira e Maria das Graças Alves de Oliveira, nasceu em 23 de junho de 1978, em Itabuna, Bahia.

No ano de 2002, ingressou na Universidade Federal do Piauí, em Teresina, Piauí, onde iniciou o Curso de Engenharia Agrônômica.

Durante a Graduação foi bolsista de iniciação científica (CNPq) durante dois anos na área de Melhoramento Genético Animal, orientada pelo Professor José Elivalto Guimarães Campelo. Também foi monitora nas disciplinas de Experimentação Agrícola e Irrigação - Drenagem, sob coordenação dos Professores José Algaci Lopes da Silva e Evandro Carvalho de Aragão, respectivamente.

Ainda na Graduação estagiou na EMBRAPA Meio-Norte onde teve a oportunidade de trabalhar no Laboratório da Biologia Molecular, com estudo da seleção de marcadores moleculares para a diversidade e caracterização genética em bovinos da raça Pé-Duro, sob supervisão do Dr. Fábio Mendonça Diniz.

No dia 29 de fevereiro de 2008, conclui a Graduação fazendo parte da II Turma de Engenheiros Agrônomos de 2007.

Em março de 2009, ingressou no Programa de Pós-Graduação na área de Melhoramento Genético Animal, da Universidade Federal de Viçosa, Minas Gerais, onde foi bolsista da FAPEMIG e orientada pelo Professor Ricardo Frederico Euclides.

Em fevereiro de 2011, submeteu-se ao exame final de defesa de dissertação para obtenção do título de *Magister Scientiae* em Zootecnia.

Sumário

RESUMO	viii
ABSTRACT	x
INTRODUÇÃO GERAL	01
REVISÃO DE LITERATURA	06
REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS	20
 CAPÍTULO 1 - CURVA DE CRESCIMENTO EM CAPRINOS DA RAÇA ALPINA	 30
RESUMO	31
ABSTRACT	32
INTRODUÇÃO	33
MATERIAL E MÉTODOS	35
RESULTADOS E DISCUSSÃO	39
CONCLUSÕES	50
REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS	50
 CAPÍTULO 2 - UTILIZAÇÃO DE MODELOS DE REGRESSÃO ALEATÓRIA EM CAPRINOS DA RAÇA ALPINA	 54
RESUMO	55
ABSTRACT	56
INTRODUÇÃO	57
MATERIAL E MÉTODOS	58
RESULTADOS E DISCUSSÃO	63
CONCLUSÕES	74
REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS	74

Resumo

OLIVEIRA, Joashllenny Alves de, M.Sc., Universidade Federal de Viçosa, fevereiro de 2011. **Avaliação do crescimento e de modelos de regressão aleatória em caprinos da raça Alpina.** Orientador: Ricardo Frederico Euclydes. Coorientadores: Robledo de Almeida Torres e Théa Mirian Medeiros Machado.

Foram utilizados 1.501 registros de pesos corporais do nascimento aos 196 dias de idade de 118 machos e 103 fêmeas, totalizando 221 crias de caprinos da raça Alpina, pertencente à Empresa Estadual de Pesquisa Agropecuária da Paraíba (EMEPA – PB), coletados no período de 2002 a 2009. A primeira análise destes dados foi avaliar entre os modelos não-lineares (Brody, Gompertz, Logístico, Richards e Von Bertalanffy) aquele que melhor fez a descrição da curva média de crescimento e analisar a influência de efeitos de ambiente sobre os parâmetros estimados. Os parâmetros: A, peso à idade adulta; B, constante de integração aos pesos iniciais do animal; k, taxa de maturação; e m, ponto de inflexão, foram estimados utilizando o procedimento NLIN do SAS. Dessa forma, com base em critérios de ajuste, tais como: C%, percentual de convergência; DMA, desvio médio absoluto dos resíduos; QMR, quadrado médio de resíduo; e R^2 , coeficiente de determinação, foi observado que o modelo não-linear Gompertz mostrou um ajuste médio ligeiramente superior aos demais modelos, para descrever a curva de crescimento em caprinos da raça Alpina. Os parâmetros A e k estimados pelo modelo de Gompertz foram 25,2136kg e 0,0163, respectivamente. Foi observado ainda, que ocorreu um acentuado decréscimo da taxa de crescimento absoluto (TCA) na fase pós-desmama, devendo ser adotado um regime alimentar adequado para acompanhar as exigências de nutrientes dos animais nesta fase. Os efeitos de ambiente mostraram-se significativos ($P < 0,05$) para os parâmetros A e k, sendo que a correlação estimada para estes parâmetros (A e k) foi negativa (-0,5435), indicando que os animais mais precoces possuem menor probabilidade de atingir pesos elevados à idade adulta. Já para a segunda análise destes dados foi para comparar diferentes modelos de regressão aleatória, ajustados por meio de funções polinomiais de Legendre de diferentes ordens, e com a inclusão dos efeitos genético aditivo direto, genético materno,

ambiente permanente animal e ambiente materno, para avaliar o que melhor se ajusta ao estudo genético da curva de crescimento destes animais em estudo. As ordens de ajuste 3 (função quadrática) e 4 (função cúbica) foram utilizadas descrição das estruturas de covariâncias em função do tempo nos modelos de regressão aleatória, comparados pelo logaritmo da função de máxima verossimilhança (Log L), critérios de informação de Akaike (AIC) e Bayesiano de Schwarz (BIC). Com isso, foram escolhidos dois melhores modelos e posteriormente, comparados pelo TRV (teste estatístico da razão verossimilhança) ($P < 0,01$) a fim de verificar a possível diferença entre estes modelos. Foi utilizado o programa WOMBAT para estimar os componentes de variância. Os modelos que descrevem as mudanças nas covariâncias ao longo da curva média de crescimento pela função polinomial de Legendre com ordens 3,4 (efeitos genético aditivo direto e ambiente permanente de animal) e 3,3,4 (efeitos genético aditivo direto, genético materno e ambiente permanente do animal) foram os que obtiveram melhor ajuste em caprinos da raça Alpina.

Abstract

OLIVEIRA, Joashllenny Alves de, M.Sc., Universidade Federal de Viçosa, february, 2011. **Evaluation of growth curve and use of random regression models in Alpina goat breed.** Adviser: Ricardo Frederico Euclydes. Co-Advisers: Robledo de Almeida Torres and Théa Mirian Machado Medeiros.

It was used 1,501 records of body weights from birth to 196 days of age from 118 males and 103 females, in a total of 221 Alpina goats breed, from State Company for Agricultural Research in Paraíba (EMEPA - PB), collected between 2002 to 2009. The first analysis was to evaluate different non-linear models (Brody, Gompertz, Logistic, Richards and von Bertalanffy) that better describe the average growth curve and analyze the influence of environmental effects on the estimated parameters. The parameters: A is asymptotic value; B is integration constant; k is maturing rate; and m is inflection point, were estimated using NLIN procedure of SAS. By the goodness of fit criteria, as residual mean square (QMR), coefficient of determination (R^2), convergence percentage (C%) and absolute mean error (DMA), it was found that the Gompertz model had higher goodness of fit then the other models to describe the growth curve of Alpina goats breed. The parameters A and k estimated by the Gompertz model were 25.2136 kg and 0.0163, respectively. It was found a significant reduction of absolute growth rate in the post-weaning period, and should be adopted adequate diet the animal nutritional requirements in this period. The effects of environment influenced significantly ($P < 0.05$) the parameters A and k. The correlation between estimated parameters and k was negative (-0.5435), indicating that the earliest animals have less probability to reach higher weights at adult age. For the second analysis of these dataset, it was compared different random regression models, adjusted by different orders Legendre polynomials, and the inclusion of additive genetic direct, maternal additive genetic, animal permanent environmental and maternal permanent environmental effects, to evaluate the best model to fit the growth curve of these animals in the study. Adjust orders Legendre polynomials of 3 (quadratic function) and 4 (cubic function) were used to describe the structures of (co) variance function in time from random regression models, compared by the

maximum likelihood logarithm (Log L), Akaike information criterion (AIC) and Schwarz Bayesian information (BIC). Thus, it was found the two best models and then they were compared by the LRT (likelihood ratio test) ($P < 0.01$) to verify the possible difference between these models. WOMBAT program was used to estimate the components of (co)variances. The best models that describe the changes in (co) variance structure in the average growth curve was obtained by Legendre polynomial function with orders 3,4 (additive genetic effects and animal permanent environmental) and 3,3,4 (additive genetic effects, maternal additive genetic and animal permanent environment) in Alpina goats breed.

Introdução Geral

Domesticado a cerca de dez mil anos, o caprino (*Capra aegagrus hircus*), da qual descende a maioria das raças leiteiras foi um dos primeiros animais a ser utilizado com tração animal e produção de alimentos (carne e leite), peles, couros e esterco. O caprino sempre esteve lado a lado com a história da humanidade, sobre isso é mencionado tanto relatos bíblico, como histórico e mitológico, e mesmo assim, poucas vezes teve seu valor devidamente reconhecido. O termo “a vaca pobre” é designado a cabra por ser fonte de alimento em países ou regiões em desenvolvimento. A capacidade de adaptação em condições de ambiente adversa lhe impôs a reputação de animal rústico, que é comprovada pela sua presença em aproximadamente 94,2% das regiões em desenvolvimento, portanto com capacidade de adaptação às condições adversas (Ribeiro, 1997).

Através das colonizações portuguesa, espanhola, francesa e holandesa os caprinos foram introduzidos no Brasil com maior disseminação na região Nordeste. Mas somente em 1910 é que se tornaram mais consistentes as importações de animais com alto potencial de produção (Vilela et al., 2008). O primeiro lugar mundial no número de caprinos é ocupado pela China, que detém mais de 152 milhões de animais. Em seguida vem a Índia (126 milhões), Paquistão (58,3 milhões), Sudão (43,27 milhões) e Quênia (13,8 milhões) (FAO/FAOSTAT, 2011).

Destacado entre os países da América do Sul como o maior criador de caprinos com aproximadamente 9,1 milhões de animais (IBGE, 2009), o Brasil ocupa apenas o 18º lugar no ranking mundial, e ainda está à frente dos países Lêmen, Nepal, África do Sul e Turquia (FAO/FAOSTAT, 2011). Diante da dimensão territorial do país e considerando as, associados com condições edafoclimáticas favoráveis ao desenvolvimento da caprinocultura, o percentual de rebanhos são muito baixos se comparados ao percentual de rebanhos bovinos.

A região Nordeste do Brasil detém de 9.164.421 de caprinos (Tabela 1), sendo que 90,61% desses animais ocupam uma área de cerca de 165 milhões de hectares, dos quais 95 milhões estão inseridos no semi-árido,

exemplo do Estado da Paraíba que participa com 6,81% deste rebanho correspondendo a 624.205 animais (Tabela 2).

Tabela 1. Rebanho efetivo de caprinos no Brasil no ano de 2009, por região

Regiões do Brasil	Efetivo Caprino	Percentual Nacional
Nordeste	8.303.143	90,61
Sul	335.720	3,66
Sudeste	231.738	2,53
Norte	177.955	1,94
Centro-Oeste	115.865	1,26
Total Nacional	9.164.421	100,00

Fonte: IBGE (Pecuária / 2009)

Tabela 2. Rebanho efetivo de caprinos dos Estados do Nordeste brasileiro e seus principais Estados produtores com participação nacional no ano de 2009

Estados do Nordeste	Efetivo Caprino	Participação Nacional
Bahia	2.768.286	30,21
Pernambuco	1.638.514	17,88
Piauí	1.389.384	15,16
Ceará	1.015.927	11,09
Paraíba	624.205	6,81
Rio Grande do Norte	398.679	4,35
Maranhão	385.666	4,21
Alagoas	62.839	0,69
Sergipe	19.643	0,21
Total Nacional	9.164.421	90,61

Fonte: IBGE (Pecuária / 2009)

No ano de 2009 com 9.164.421 caprinos ocorreu uma redução quase 2% em relação a 2008, que apresenta 9.355.220 animais (IBGE, 2009). E na redução é uma indicação que a comercialização de produtos da caprinocultura pode está encontrando dificuldades no mercado. A prevalência do sistema de

exploração extensiva, com baixa qualidade e uniformidade nos produtos (carne, leite e couro), bem como manejos inadequados com práticas sanitárias (abate clandestino) com elevado risco para os consumidores, tornam-se barreiras para a consolidação desta cadeia produtiva. Entretanto, através de programas de melhoramento consistentes usando a melhoria da qualidade de produtos (carne, leite e pele), pode-se ter uma “chave propulsora” nesta cadeia produtiva, pois ainda há credibilidade para este setor (Benevides, 2010).

Um produto homogêneo (quantidade e qualidade) tem faltado no mercado, principalmente para os consumidores que se dispõem a pagar um diferencial por essas características (Guimarães e Albuquerque, 2008). Mesmo assim, é importante ressaltar que a produção de caprinos no semiárido nordestino se apresenta como uma das melhores opções para a agricultura familiar, que tem como produzir alternativas de carne ou leite para o consumo e para venda (Nordeste Rural, 2010).

No sistema de produção de carne, as características quali-quantitativas da carcaça são importantes, pois estão diretamente relacionadas ao produto final. É relevante observar que essas características são influenciadas por: raça, peso de abate, sexo e idade do animal (Silva et al., 1998; Sainz, 2000; Silva e Pires, 2000). Alguns outros fatores podem afetar diretamente a composição da carcaça, sobretudo a alimentação, o genótipo e o ambiente em que o animal vive (Barros et al., 1999; Siqueira et al., 2001).

Em vários países usam programas de melhoramento genético de caprinos têm sido suplementados e, mais recentemente, algumas tentativas têm sido conduzidas também no Brasil, para a obtenção de animais mais produtivos e eficientes, como por exemplo, recorrer a introdução de raças caprinas oriundas de regiões de clima mais ameno, reconhecidas como especializadas na produção de carne e leite, que sob condições dos trópicos e aliada aos recursos genéticos autóctones disponíveis, pode ser visto como uma alternativa para o aprimoramento dos sistemas de produção da caprinocultura no país (Sousa et al., 2009).

As principais raças exóticas difundidas no território brasileiro são: Alpina, Murciana, Saanen, Toggenburg. A raça Alpina, de origem Suíça foi introduzida no país para atender principalmente a criatórios especializados na produção de leite, situados nas regiões Sul e Sudeste do Brasil, que trabalham com

sistemas intensivos, mas também atendendo para produção de carne no Nordeste (Silveira Filho, 1961). Durante a sua caracterização fenotípica a raça Alpina ou cabra dos Alpes apresenta pelagem vermelha, com patas e chanfro riscados de negro, porém, existe uma variedade com manchas brancas (Pires et al., 2008).

A raça do animal é o elemento básico de estudo para animais de produção, o que neste enfoque as raças são populações que se distinguem por um conjunto de características visíveis exteriormente, que são determinadas geneticamente e que tem se diferenciado dos outros animais da mesma espécie ao longo da História, sendo considerada ainda sua origem e localização em um ambiente comum (Rodero e Herrera, 2000).

A melhoria do rebanho brasileiro tem sido trabalhada via importação de animais e/ou embriões submetidos à avaliação genética, realizada nos EUA, Europa e África do Sul. Entretanto, muitos reconhecem que os objetivos com a seleção nas diferentes raças caprinas, não são os mesmo no Brasil, conseqüentemente, podem levar a problemas, como por exemplo, ocorrência de interação genótipo-ambiente desfavorável, ou seja, o nem sempre o reprodutor com melhor valor genético nestes países, será o melhor aqui, também podendo até mesmo resultar em inversão na ordem de classificação dos animais (Sousa et al., 2010).

Portanto, existe reconhecimento da importância do melhoramento genético realizado no país. A esse respeito, para a produção de leite, se torna obrigatório o registro de produção, que levam a avaliações do potencial dos animais pelo estudo da curva de lactação e o mesmo pode ocorrer para o desenvolvimento ponderal, mediante estudo da curva de crescimento.

O estudo da curva de crescimento num programa de melhoramento genético de caprinos possibilita descrever o crescimento do animal ao longo do tempo, auxiliando no estabelecimento de estratégias de manejo alimentar, e na descrição da relação funcional entre peso-idade para determinar o ponto ótimo de abate (Santana et al., 2001; Carneiro et al., 2007).

No estudo da curva de crescimento, o uso de estatísticas ajuda na identificação dos melhores animais, e a partir da interpretação biológica das estimativas dos parâmetros obtidos (Mendes et al., 2008).

Na análise da curva média de crescimento é importante considerar a heterogeneidade de variâncias que pode ocorrer, pois a medida que ocorre aumento da idade, a variância do peso corporal também aumenta e de forma não constante. A esse respeito, a análise dos parâmetros deve ser tal que a curva de crescimento seja descritiva da relação peso-idade, com a confiabilidade (interpretação biológica dos parâmetros), precisão (ajuste com pequenos desvios) e operacionalidade (grau de dificuldade do ajuste) (Guedes et al., 2004).

A definição da curva de crescimento a ser utilizada é importante considerar que a forma da curva pode apresentar variações decorrentes de diferenças entre raças, e entre sexo dentro de uma mesma raça, dentre outros efeitos não genéticos. Assim é recomendável a identificação da função que melhor se ajusta para a descrição da curva de crescimento da raça em estudo (Santos, 1999).

Em características com realização de diversas medidas do mesmo animal, a análise genética tem sido feita com o uso de modelo de repetibilidade, com pressuposição que existe correlação entre medidas repetidas igual a unidade. Com isso, considera-se na análise estudada a reunião de todas as (co)variâncias genéticas e fenotípicas entre as medidas mesma, ou seja, propõem-se que ao longo do tempo os mesmos genes afetando simultaneamente mais de uma medida (Albuquerque, 2004).

Outra ferramenta disponível ao programa de melhoramento para análise de dados desta natureza é o uso de modelos de regressão aleatória, pois nas características que podem ser descritas por funções contínuas, o conceito de "característica de dimensão infinita" pode ser adequadamente aplicado como no estudo do peso dos animais, quando o objeto de estudo é o crescimento em determinado período (Kirkpatrick e Heckman, 1989).

Uma perfeita utilização de modelos de regressão aleatória para dados longitudinais permite melhor manuseio dos dados, com as medidas do animal e de seus parentes avaliadas em conjunto, resultando na obtenção de grande acurácia no estudo em questão.

A realização deste trabalho teve por base os seguintes objetivos gerais:

A) avaliar os modelos não-lineares de Brody, Von Bertalanffy, Logístico, Gompertz e Richards, e identificar o que demonstra melhor ajuste para

descrever a curva de crescimento de caprinos da raça Alpina, com dados coletados em um rebanho no Estado da Paraíba, bem como, avaliar a influência de fatores ambientais nos parâmetros da curva de crescimento com melhor ajuste;

B) Comparar modelos de regressão aleatória ajustados por função polinomial de Legendre, de diferentes ordens, para identificar os que melhor se adequam ao estudo genético da curva de crescimento de caprino da raça Alpina na região do semiárido paraibano.

A apresentação da dissertação de Mestrado foi elaborada em dois capítulos, sendo que o primeiro falará sobre o tema: *“Estudo da curva de crescimento de caprinos da raça Alpina”*, onde será utilizado modelos não-lineares na descrição das curvas médias de crescimento. No segundo capítulo sobre o tema: *“Uso de regressão aleatória para descrição do crescimento de caprinos da raça Alpina”*, avaliará a aplicação de análises de funções de Legendre usando modelos de regressão aleatória na avaliação genética dos animais.

Revisão de Literatura

Curvas de Crescimento

As curvas de crescimento refletem as inter-relações entre um impulso individual inato para crescer e atingir a maturação de todas as partes do corpo e o ambiente no qual este impulso se expressa, que é combinado pelo nível de produtividade individual, qualidade e quantidade de alimento ingerido, como também o esforço empregado na localização, consumo e digestão (Fitzhugh Junior, 1976).

Os modelos matemáticos utilizados na descrição da curva média de crescimento destinam-se a descrever as alterações do peso corporal por unidade de tempo, ou até mesmo em relação à idade do animal. Para mudanças de pesos corpóreos são obtidos valores que são utilizados na comparação dos efeitos dos tratamentos ou descrever a taxa de crescimento dos animais. Já para a relação do peso com a idade, são estabelecidas curvas de crescimento

que serão utilizadas na descrição dos padrões de crescimento médio dos animais (Trenkle, 1983).

A existência de dois fatores interagindo de maneira oposta, à medida que o animal cresce: o primeiro se manifesta na forma de força aceleradora do acréscimo do número de unidades replicadoras; enquanto o segundo representa uma força de forma opositora, determinada pela limitação da grande complexidade das estruturas e também na capacidade de fornecimento de nutrientes para manter o ritmo do crescimento corporal (Lawrence e Fowler, 1997). As conseqüências destas duas forças distintas podem determinar a forma da curva de crescimento do animal, sendo que comumente apresentam a forma de S ou sigmoidal, expondo uma seletiva uniformidade entre as diferentes espécies animais quanto ao desenvolvimento corporal. Assim é possível a divisão da curva do crescimento em dois segmentos principais: a fase de aumento da velocidade de crescimento (ou fase de auto-aceleração) e a fase de diminuição da velocidade de crescimento (ou fase de auto-inibição do crescimento) (Brody, 1945).

A fase de auto-inibição acaba no momento que o animal alcança a maturidade e através de análises de produtividade, esta fase pode ser menos interessante e a sua omissão pode levar o uso de formulações matemáticas. Com isso, as formas polinomiais podem ser mal empregadas para este tipo de curva, que na porção final permanecem lineares, requerendo o acréscimo de mais parâmetros para as formas polinomiais do que para as formas lineares (Finney, 1978).

O ponto de inflexão (PI) representa a passagem de uma fase para outra, ou seja, neste momento ocorre um equilíbrio das forças envolvidas. Na curva média de crescimento este ponto indica a posição que o incremento de velocidade de crescimento acaba, e ocorre uma diminuição da velocidade de crescimento que ainda não começou, chegando a aparentar um crescimento aproximadamente linear. É neste ponto que o ganho se torna mais rápido e provavelmente mais econômico. A situação que ocorre modificação da taxa de crescimento (ou aceleração) é observada em todos os animais, e onde a aceleração é nula, é considerada o ponto de equivalência geométrico e também de idade fisiológica (puberdade), determinando assim, a equivalência na idade em animais distintos (Brody, 1945).

Como o crescimento dos animais tem uma forte relação com a quantidade e a qualidade da carne, torna-se de fundamental importância o conhecimento do processo de ganho de massa corporal do animal em cada espécie, pois esse conhecimento possibilita que se exerça controle sobre a produção de carne, otimizando os lucros da atividade. Este ganho pode ser influenciado pela alimentação, por condições climáticas, pelo estado sanitário e pelas características genéticas dos animais (Mazzini et al., 2003).

Uma forma prática e eficiente de se analisar o crescimento do animal é por meio do estudo de curvas de crescimento, as quais descrevem uma relação funcional entre peso e idade (Silva et al., 2001). A curva de crescimento de determinada raça pode tanto auxiliar na implantação de programas alimentares específicos, como também na definição da idade ótima de abate (Carneiro et al., 2007). A utilização de modelos não-lineares tem a finalidade de reduzir um grande número de informações, em um pequeno conjunto de parâmetros contendo interpretações biológicas concretas (McManus et al., 2003).

Algumas aplicações de curvas médias de crescimento no estudo da produtividade animal (Freitas, 2007), são destacadas com: redução de três a quatro parâmetros nas características produtivas, visto que alguns destes parâmetros de modelos não-lineares apresentam interpretação biológica, por exemplo, taxa de crescimento, maturidade, entre outros (Freitas, 2005); avaliação do perfil de respostas de tratamento ao longo do tempo; e analisar interações de respostas das subpopulações ou até mesmo estudos com tratamentos ao longo do tempo; observação e identificação em populações de animais mais pesados em idades mais jovens, onde estas informações são obtidas da relação da taxa de maturidade (também chamado de parâmetro k , exprime o índice de declínio na taxa de crescimento relativo) e o peso limite do animal (peso assintótico) (Sandland e McGilchrist, 1979; Draper e Smith, 1980; Davidian e Giltinan, 1996); obtenção da variância dentro e entre os indivíduos de enorme interesse em avaliações genéticas (Mansour et al., 1991).

Alguns requisitos devem ser atendidos para que um modelo de regressão não-linear descreva adequadamente a relação peso-idade: interpretação biológica dos parâmetros da curva, “alta qualidade” de ajuste e facilidade de convergência. De forma geral, para que um modelo não-linear possa ser usado

para descrever curvas de crescimento ele deve conter parâmetros cuja interpretação seja relevante sob o ponto de vista biológico, deve apresentar ajustes com pequenos desvios e também proporcionar “alta taxa” de convergência, uma vez que modelos não-lineares requerem métodos iterativos de estimação (Fitzhugh Júnior, 1976).

Os modelos não-lineares mais utilizados para descrever o crescimento médios dos animais, são as funções: Brody, Von Bertalanffy, Richards, Logística e Gompertz (Malhado et al., 2009).

Para o uso desses modelos necessita-se do conhecimento do peso corporal (Y) e da idade em dias (t), bem como também determinar alguns parâmetros de interpretação biológica (A, k, e m), além de uma constante matemática (B) (Mazzini, 2001) (Tabela 1).

Tabela 1. Forma geral dos modelos não-lineares

Modelo	Forma Geral	Autores
Brody	$y = A(1 - Be^{-kt}) + \varepsilon$	Brody (1945)
Von Bertalanffy	$y = A(1 - Be^{-kt})^3 + \varepsilon$	Von Bertalanffy (1957)
Richards	$y = A(1 - Be^{-kt})^m + \varepsilon$	Richards (1959)
Logístico	$y = A(1 - Be^{-kt})^{-m} + \varepsilon$	Nelder (1961)
Gompertz	$y = Ae^{Be^{-kt}} + \varepsilon$	Laird (1965)

Com esses modelos o peso adulto ou peso assintótico é representado pelo parâmetro A, cuja estimativa indica o peso à maturidade, ou peso às últimas pesagens (Sarmiento et al., 2006a).

O índice de maturidade ou estimativa de precocidade da maturidade, representado pelo parâmetro k, determina o rendimento satisfatório ou eficiência do crescimento médio do animal, sendo que o maior valor de k indica que o mais precoce será o animal e vice-versa (Sarmiento et al., 2006a). A observação para este parâmetro k, obtido pela razão entre a taxa de crescimento máxima e o tamanho adulto do animal, expressa a diminuição da taxa de crescimento relativo em t^{-1} , sendo que valores baixos representam

taxas de crescimentos relativas mais rápidas (Freitas, 2007). Outra observação considera que este parâmetro é escolhido como um intervalo de maturidade, sendo como uma escala de tempo padrão, a fim de se obter medidas mais precisa na mudança do grau de maturidade (Fitzhugh Junior, 1976).

O parâmetro de inflexão ou parâmetro m , refere-se ao ponto em que o animal muda da fase de crescimento acelerado passa para a fase de crescimento inibitório, representando o ponto em que o animal irá crescer com baixa eficiência (Tedeschi, 1996).

O parâmetro m é variável na função de Richards, porém nas demais funções assumem valores fixos, fazendo com que essas apresentem formas definidas; nas funções: Brody, $m = 1$; Logística, $m = -1$; Von Bertalanffy, $m = 3$, e Gompertz, $m \rightarrow \infty$ (Guedes, 2004).

O parâmetro de integração ou interceptação com o eixo-Y (B) não tem significado biológico, e sua utilização destina-se apenas a adequação do valor inicial do peso vivo, propondo que a curva passe pela origem quando Y for diferente de zero, e/ou t for também diferente de zero. Este parâmetro é importante para a modelagem da curva sigmoidal desde o nascimento, onde t é igual a zero, até a idade adulta, em que t tende ao infinito (Duarte, 1975).

A utilização de modelos não-lineares em programas de melhoramento animal traz inúmeros benefícios, a estimação de parâmetros das curvas de crescimento que permitem a identificação de animais com maior ganho de peso em fases específicas da vida (Santoro et al., 2005). Portanto, a identificação de modelo que melhor se ajusta ao padrão de crescimento, onde os parâmetros que o descrevem ao serem analisados levarão a maior precisão. Entretanto, fatores diversos podem influenciá-los, como: idade da mãe ao parto, tipo de nascimento, época e ano de nascimento, raça e sexo, mantendo assim, serem considerados na busca de ajustes adequados para descrição do padrão de crescimento animal (Sarmiento et al., 2006a).

Diferentes modelos não-lineares estão disponíveis para descrever curvas de crescimento animal, e cada um apresenta vantagens e desvantagens sob ponto de vista estatístico. Dessa forma, pode se avaliar qual desses modelos é o mais apropriado para descrever o crescimento corporal das diferentes espécies animais. A resposta pode ser obtida mediante interpretação dos

parâmetros, e da qualidade de ajuste, permitindo indicar estatisticamente o melhor modelo (Freitas, 2007).

Em literatura especializada são encontrados vários trabalhos que tratam da comparação de modelos não-lineares usados em estudo do crescimento animal que utilizam na avaliação da qualidade do ajuste das curvas o coeficiente de determinação ajustado (R^2) e o desvio padrão residual. No entanto, para esta situação, podem ser utilizados também outros indicadores, como quadrado médio do resíduo (QMR), o percentual de convergência (C%), o desvio médio absoluto (DMA), o coeficiente de determinação de predição (R^2_p), o erro do quadrático médio de predição (MEP), além dos critérios de informações de Akaike (AIC) e Bayesiano (BIC) (Souza, 2010).

Portanto, quando maior for o número de parâmetros analisados, mais importantes tornam-se a escolha dos melhores modelos não-lineares. Para tanto, quando for considerado um elevado número de indicadores de ajuste a definição dos modelos pode se converter num processo complexo, visto que pode-se deparar com a situação que num mesmo modelo pode aparecer elevada performance para um indicador de ajuste, por exemplo, o R^2 , enquanto para outro poderá ser baixa, por exemplo, o percentual de convergência, portanto, com penalização dos modelos muitos parametrizados. Uma saída para este tipo de problema seria a utilização de métodos multivariados, por exemplo, análise de agrupamento, com o objetivo de agrupar modelos semelhantes de maneira simultânea em relação a todos os indicadores estudados (Silveira et al., 2009).

Datam-se a seguir alguns estudos que utilizaram modelos não-lineares de Brody, Von Bertalanffy, Richards, Logística e Gompertz, para estudo da curva de crescimento em animais:

Metodologia da padronização dos pesos corporais em idades padrão (205, 365, 550 dias de idade) em animais da raça Nelore (Lôbo et al., 2002).

Avaliação dos parâmetros genéticos de características estimadas da curva média de crescimento em ovinos da raça Santa Inês (Lôbo et al., 2006).

Análise de curvas de crescimento em cordeiros das raças Santa Inês e Bergamácia considerando Heterogeneidade de variâncias (Guedes et al., 2004).

Estudo das curvas de crescimento em ovinos da raça Bergamácia criados no Distrito Federal (McManus et al., 2003).

Observação da curva média de crescimento em ovinos mestiços Santa Inês x Texel criados no Sudoeste do Estado da Bahia (Malhado et al., 2008a).

Desenvolvimento ponderal e diversidade fenotípica em ovinos Dorper com raças locais (Carneiro et al., 2007).

Estudo da curva de crescimento em ovinos da raça Santa Inês através de modelos não-lineares (Brody, Von Bertalanffy, Logístico, Gompertz e Richards), onde nesta análise se observa a melhor descrição para a curva média, e também a influência dos efeitos de ambiente sobre os parâmetros estimados. Resultados indicam que o melhor ajuste médio superior em relação aos demais modelos utilizados, foi o modelo de Gompertz (Sarmiento et al., 2006a).

Análises das propriedades dos modelos não-lineares para peso-idade em oito espécies de animais, tais como: camarão-d'água-doce (*Macrobrachium rosenbergii* de Man, L. 1879), rã-pimenta, coelho (raça Nova Zelândia Branca), frango (linhagem Pilch), ovino (raças exóticas e mestiças), caprino (raça Moxotó), suíno (raça Large White) e bovino (raça Canchim). Já para o estudo relacionado com o crescimento de caprinos da raça Moxotó foram utilizados três modelos não-lineares: Brody, Logístico e Bertalanffy, para todas as idades, onde a única exceção ocorreu para o peso ao nascimento, em que estes três modelos superestimaram numa magnitude de 10%, e para o modelo Brody, escolhido para representar a curva de crescimento em caprinos da raça Moxotó, não foi apresentado aspecto sigmoidal, ou seja, não apresentou um ponto de inflexão, em que a taxa de crescimento absoluta instantânea (TCI) estimando o aumento no peso corporal para cada unidade de tempo muda de crescente para decrescente (Freitas, 2007).

Utilização de modelos não-lineares (Brody, Richards, Gompertz, Von Bertalanffy e Logístico) em caprinos da raça Serrana Transmontana, onde o resultado com base no R^2 igual a 97% foi o modelo de Richards, entretanto os modelos Von Bertalanffy e Brody semelhantemente se ajustaram aos dados analisados (Cardoso Monteiro et al., 1999, citado por Freitas, 2007).

Observação das estimativas de parâmetros de curvas de crescimento de caprinos da raça Anglo-Nubiana utilizando os modelos de Brody, Gompertz,

Logístico, Richards e Von Bertalanffy. Utilizando alguns critérios que melhor ajustava os dados, tais como: QMR (quadrado médio do resíduo), DMA (desvio médio absoluto) e R^2 (coeficiente de determinação), foi possível verificar que o modelo Brody foi o que melhor fez o ajustamento dos dados provendo informações mais reais para as idades avaliadas (Sarmiento et al., 2008a).

Avaliação da curva média de crescimento para caprinos da raça Anglo-Nubiana criados na caatinga: rebanho de elite e comercial. Resultados indicam que o modelo não-linear Bertalanffy se destacou por obter o melhor ajuste, obtendo ainda correlações estimadas entre os parâmetros A e k *que* foram negativas (-0,76) e (-0,61) tanto para o rebanho elite, como para o rebanho comercial, respectivamente. Este estudo também considerou que os animais mais precoces possuem baixa probabilidade de atingirem pesos elevados à idade adulta em criação semi-extensiva (Malhado et al., 2008b).

Análise da curva média de crescimento em caprinos da raça Mambrina, criados na caatinga. Nesta avaliação os modelos não-lineares Logísticos, Von Bertalanffy e Gompertz se destacaram melhores modelos ajustados aos dados, destacando que sexo não influenciou de maneira significativa nos parâmetros da curva média de crescimento e as correlações entre os parâmetros A e k foram de moderadas à negativa, indicando que os animais mais precoces tendem a baixas probabilidades de atingir pesos elevados à idade adulta. Com isso, dentre a escolha dos três modelos, foi constatado que o modelo Logístico apresentou melhor ajuste na descrição da curva de crescimento, levando em conta um acentuado decréscimo da taxa de crescimento absoluto (TCA) na fase pós-desmama destes animais (Carneiro et al., 2009).

Estudo no desenvolvimento ponderal e nas características de crescimento de caprinos da raça Anglo-Nubiana criados em sistema semi-intensivo. Resultados deste estudo mostrou que os animais da raça Anglo-Nubiana apresentaram um desempenho ponderal satisfatório para produção de carne através do modelo não-linear Logístico especialmente até cinco meses de idade, adequado para estimação do padrão de crescimento dos cabritos dessa raça (Oliveira et al., 2009).

Modelos de Regressão Aleatória

A principal informação para avaliação genética e seleção de animais de corte são os pesos corporais mensurados durante o período de crescimento. As pesagens são, normalmente, feitas a intervalos de dias-padrão, por exemplo, a cada 28 dias em caprinos da raça Alpina, de forma que cada animal tenha várias medições de peso, o que caracteriza as chamadas medidas repetidas ou dados longitudinais. Essa terminologia tem sido usada para caracterizar conjuntos de observações provenientes de várias medições tomadas em um mesmo indivíduo ao longo do tempo, como o peso corporal de um animal medido em várias idades (Sarmento, 2006b).

Esse tipo de dado merece tratamento estatístico especial, uma vez que o padrão de (co)variâncias entre medidas repetidas é bem estruturado e, para que se possam fazer inferências sobre este tipo de dados, é importante modelar a matriz de (co)variâncias (Schaeffer, 2001).

O peso corporal dos animais pode ser representado por um conjunto potencialmente infinito de pontos em diferentes idades, altamente correlacionados, que se modificam gradualmente até atingir um platô. Normalmente, a correlação entre essas medidas diminui quando o espaço de tempo entre elas aumenta. O desafio é condensar estas informações de um animal em um conjunto manipulável de parâmetros com significado biológico (Arango et al., 2004).

As análises de pesos medidos várias vezes ao longo da trajetória de crescimento podem ser conduzidas de várias maneiras. Uma delas é considerar que o peso em diferentes idades são medidas repetidas de uma característica, como nos modelos de repetibilidade.

Utilizando-se modelos de repetibilidade pressupõe-se que as observações em diferentes idades apresentam correlações genéticas e de ambiente permanente iguais à unidade. Isto significa que cada indivíduo avaliado apresenta efeito genético aditivo e também de ambiente permanente que se repetem em observações coletadas em diferentes idades. Porém, é possível que determinado animal seja geneticamente superior para características de peso em uma dada idade, mas não em outra. Isso ocorre por que a mesma característica pode ser determinada por diferentes genes em

diferentes idades. Desta forma, a correlação genética entre medidas repetidas seria menor do que a unidade (Sousa, 2007). Estudos com crescimento de bovinos da raça Tabapuã e Holandesa, respectivamente, verificaram que o modelo de repetibilidade mostrou-se inadequado para avaliações genéticas (Sakaguti, 2000; Cobuci, 2002).

Por outro lado, ao adotar os modelos multicaracterísticas, assume-se que cada peso medido nas várias idades é uma característica diferente. Dessa forma, as covariâncias entre os pesos nas diferentes idades variam e as correlações podem ser menores que a unidade. Um estudo detalhado do crescimento adotando-se esse modelo, leva em consideração um número elevado de características para incorporar informações de várias idades compreendidas no período de crescimento, tornando-o excessivamente parametrizado e podendo inviabilizar a análise, em razão das limitações computacionais e da dificuldade de interpretação (Sakaguti, 2000). Esse modelo pode ser entendido como de dimensão finita, em que uma escala contínua é arbitrariamente dividida em intervalos e apenas alguns pontos da curva de crescimento são amostrados; nestes, os animais são selecionados, não havendo possibilidade de se fazer inferência em pontos intermediários (Meyer, 1998).

Características que são mensuradas várias vezes durante a vida do animal são denominadas de dados longitudinais, ou seja, características de dimensão infinita. A definição à estas características como aquelas em que o fenótipo do indivíduo pode ser descrito por uma função, em vez de um número finito de mensurações. Como exemplo de característica de dimensão infinita, a trajetória de crescimento de um animal, que ser considerada como uma função que relaciona a idade do indivíduo com algumas mensurações de seu tamanho. Dessa forma, o tamanho do indivíduo para cada idade diferente pode ser considerado como característica diferente, havendo, então, um número infinito de idades (Kirkpatrick e Heckman, 1989). Biologicamente isso poderia ser explicado por diferentes genes que se expressam em diferentes idades do animal, causando alterações fisiológicas e no desempenho do indivíduo (Schaeffer, 1997).

Tendo em vista que os valores genéticos dos animais são tomados como fatores aleatórios, e que equações de regressão poderiam ser

empregadas na descrição dos efeitos aleatórios de características cujos valores fenotípicos são funções da idade, estudos propuseram a utilização de um modelo animal que tenha coeficientes de regressão de efeito aleatório para avaliação genética de características que são medidas várias vezes durante a vida do animal (Henderson Junior, 1982; Schaeffer e Dekkers, 1994). Uma diferença básica entre os modelos de regressão aleatória e os modelos tradicionais (repetibilidade e multicaracterísticas) está na inclusão de colunas de (co)variáveis na matriz de incidência dos efeitos aleatórios, em substituição às colunas de zero e um (Sarmento, 2003).

Considerando-se o modelo de regressão aleatória, a forma da curva de crescimento de um indivíduo pode ser estudada por dois conjuntos de regressão dos pesos nas idades de mensuração. O primeiro se refere à parte de efeitos fixos da curva de crescimento, para os animais pertencentes à mesma classe de efeitos fixos, sendo, portanto, uma curva obtida por meio de uma equação de regressão fixa, que descreve a forma geral da curva de crescimento. O segundo conjunto de regressão é considerado aleatório, pois descreve os desvios da curva de crescimento de cada animal em relação à curva de regressão fixa (Sarmento, 2003).

As diferenças genéticas na curva de crescimento seriam estimadas, como desvios da curva predita para cada animal, em relação à regressão estimada para a classe de efeito fixo, à qual o animal pertence, de forma que a curva de crescimento devido à genética de cada indivíduo seria descrita por meio de uma regressão aleatória dos pesos sobre as idades. Assim, conhecendo-se a curva genética de cada animal, é possível identificar e selecionar animais com alta taxa de crescimento e maturidade, sem alterar o peso adulto (Albuquerque e Fries, 1998).

A estimação de coeficientes de regressão aleatória para efeitos aleatórios, promove mudança no caráter descontínuo das estimativas de (co)variâncias das pesagens realizadas ao longo da trajetória de crescimento, para um caráter contínuo, permitindo estimar as (co)variâncias entre quaisquer medidas de peso, tomadas num determinado intervalo de tempo durante o processo de crescimento (Sarmento, 2003).

A utilização dos modelos de regressão aleatória, em avaliações genéticas, comparados aos modelos tradicionais, apresenta algumas

vantagens (Sarmiento, 2003): A) abrange todo intervalo contínuo em que as medidas forem tomadas, permitindo predizer o valor genético dos animais em qualquer ponto desse intervalo (Kirkpatrick e Heckman, 1989); B) permite a estimação de curvas de crescimento individuais considerando o parentesco existente entre os animais; C) podem-se utilizar mais eficientemente as informações disponíveis, sem a necessidade de empregar ajustes arbitrários em idades consideradas como padrão (Meyer e Hill, 1997); D) permite a estimação de menor número de parâmetros, principalmente quando se deseja obter parâmetros genéticos entre várias características analisadas simultaneamente (Veerkamp e Goddard, 1998; Pool e Meuwissen, 1999); e, E) os efeitos de ambiente peculiar a cada pesagem podem ser analisados (Jamrozik et al., 1997).

Vários autores têm citado como desvantagem do emprego de modelos de regressão aleatória, o aumento no requerimento computacional, devido ao maior número de efeitos aleatórios a serem estimados por animal nas equações de modelos mistos. Atualmente, o surgimento de computadores com maior capacidade de memória e velocidade de processamento, aliado ao aprimoramento das linguagens de programação, tem viabilizado a implementação desses modelos (Miształ, 1999).

Os modelos de regressão aleatória utilizando polinômios ortogonais de Legendre têm sido reconhecidos como ideais para análise de dados longitudinais no melhoramento animal e têm sido utilizados para modelar várias características em algumas espécies de animais domésticos, destacando as seguintes:

A) Em modelos de regressão aleatória por meio de polinômios ortogonais de Legendre, resultaram em normalidade e ortogonalidade, como também indicação para analisar padrões de variações genéticas em trajetórias de crescimento (Kirkpatrick et al., 1990).

B) Análises de modelos de regressões aleatórias com polinômios de Legendre utilizados em bovinos de corte, e constatação de que estes modelos não requerem pressuposição sobre a forma da curva de crescimento. Entretanto, algumas pesquisas têm reportado que requerem ajuste de alto grau, conseqüentemente sendo necessário a estimação de grande número de parâmetro. Discutiu-se que existe outro aspecto importante relacionado com

elevada ordem polinomial, comumente ajustadas em análises de regressão aleatória, e apresentam comportamento irregular (covariâncias levam a superfícies sinuosas), ou seja, podem resultar em estimativas irreais e problemas de convergência (Meyer, 2003).

C) Ocorrência de problemas observados na estimação de componentes de covariância para modelos de regressão aleatória podem ser minimizados se uma maior proporção de animais apresentam número mínimo de observações igual a ordem do polinômio a ser ajustada para os efeitos de animal. Neste estudo simulador, foi possível quantificar o aumento na acurácia da avaliação genética de bovinos de corte, pela implementação de modelos de regressão aleatória. Foi observado que tais modelos são uma alternativa óbvia e preferencial, pois remove não somente os limites atuais do número de registros de desempenho por animal, como também elimina a necessidade de correção pela idade, fornecendo estimativas do mérito genético para todas as idades. Nesta análise foi encontrado um aumento na acurácia da avaliação do crescimento de bovinos de corte, quando substituiu o modelo de múltiplas características pelos modelos de regressão aleatória (Meyer, 2004).

D) Em estudos do crescimento de bovinos da raça Tabapuã, foi verificado que os modelos de ordem de ajuste menor que seis tenderam a subestimar as covariâncias genéticas entre os pesos dos animais nas idades mais avançadas. Verificando também que a necessidade de polinômios de alta ordem de ajuste pode ser atribuída a período mais extenso, por exemplo, do nascimento aos 550 dias de idade (Sakaguti, 2000).

E) Modelagem adequada para o padrão de covariâncias nos dados de bovinos da raça Nelore através da regressão. Resultados mostram estimativas semelhantes às aquelas oriundas de análises unicaracterísticas. No entanto ao se aumentar o grau de ajuste dos polinômios, aumentou o requerimento computacional e dificultou a convergência do processo iterativo. Assim, foi concluído que os modelos de regressão aleatória estão se tornando populares para tratar dados longitudinais e, no futuro, podem vir a substituir os modelos multicaracterísticas usuais para avaliações genéticas (Albuquerque, 2003).

Avaliação do crescimento em cordeiros de corte da raça Suffolk mostrou que as regressões fixas e aleatórias foram modeladas por meio de polinômios ortogonais de Legendre, com ordem de ajuste de 3, 4 e 5. Foi observado que a

metodologia de regressão aleatória é uma ferramenta poderosa e flexível para análise de medidas repetidas, úteis para determinar o mérito genético dos animais (Lewis e Brotherstone, 2002).

Avaliação do crescimento em codornas de corte com uso de modelos de regressão aleatória, contatando de uma função polinomial de Legendre com ordem 6 para efeito genético aditivo direto, ordem 5 para efeito permanente de animal, e de ordem 6 para ambos efeitos aleatórios, na avaliação genética da curva de crescimento (Bonafé, 2008).

Comparação de modelos de regressão aleatória para estimação dos parâmetros genéticos em caprinos leiteiros, onde a foi possível observar a melhor modelagem para as variâncias genética aditiva, de ambiente permanente e residual da produção de leite, com a utilização de modelos de regressão aleatória sobre polinômios ortogonais de Legendre com diferentes ordens de ajuste. Resultados mostraram que o modelo mais parcimonioso, de quarta ordem para o efeito genético aditivo e de sexta ordem para o efeito de ambiente permanente, foi suficiente para ajustar as variâncias dos dados (Sarmiento et al., 2008b).

Análise da homogeneidade e heterogeneidade de variância residual em modelos de regressão aleatória sobre o crescimento de caprinos Anglo-Nubianos, comparando modelos de regressão aleatória com diferentes estruturas de variâncias residuais. Foi utilizado uma função de regressão por meio de polinômios ortogonais de Legendre de ordem quatro para modelar a trajetória média de crescimento animal, e de ordem três, para modelar os efeitos genéticos aditivos direto e materno e de ambiente permanente. Assim, os resultados indicam que o polinômio ordinário de terceira ordem apresentou melhores ajustes (Sousa et al., 2008).

Avaliação da trajetória média de crescimento de caprinos da raça Anglo-Nubiana em modelos de regressão aleatória. Foi observado que os polinômios ortogonais da idade mostraram-se bastante eficientes, e polinômios com pelo menos ordem quatro devem ser empregados para representar a curva média de crescimento da população em estudo em modelos de regressão aleatória (Sousa et al., 2010).

Referências Bibliográficas

- ALBUQUERQUE, L.G. **Modelos de dimensão infinita aplicados a características de crescimento de bovinos da raça Nelore**. Jaboticabal: UNESP, 83f., 2003.
- ALBUQUERQUE, L.G. Regressão aleatória: nova tecnologia pode melhorar a qualidade das avaliações genéticas. In: SIMPÓSIO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE MELHORAMENTO ANIMAL, 3., 2004, Pirassununga. **Anais...**, Pirassununga: SBMA, 2004. 1 CD-ROM.
- ALBUQUERQUE, L. G.; FRIES, L. A. Modelos de regressão aleatória: possível aplicação na seleção de animais precoces. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE RAÇAS ZEBUÍNAS, 3, Uberaba, **Anais...**, Uberaba: Associação Brasileira dos Criadores de Zebu, 1998, p.129-144.
- ARANGO, J.A., CUNDIFF, L.V. AND VAN VLECK, L.D. Covariance functions and random regression models for cow weight in beef cattle. **Journal of Animal Science**, v. 82, p. 54-67, 2004.
- BARROS, N.N.; FIGUEIREDO, E.A.P.; BARBIERI, M.E. Efeito do genótipo e da alimentação no desempenho de borregos de cruzamento industrial, em confinamento. **Revista Científica de Produção Animal**, v.1, n.1, p.59-67, 1999.
- BENEVIDES, S. D. **Caprinocultura: aumento do consumo da carne e do leite por meio da melhoria da qualidade**. Viçosa, 12 out. 2010. Disponível em: <http://anco.cnpc.embrapa.br/artigos.php?sequencia=39>. Acessado em: 12/Out./2010.
- BONAFÉ, C.M.. **Avaliação do crescimento de codornas de corte utilizando modelos de regressão aleatória**. Viçosa: UFV, 6p., 2008.
- BRODY, S. **Bioenergetics and growth**. New York: Reinhold Publishing, 1945. 1023p.
- CARDOSO MONTEIRO, A.M; AZEVEDO, J.M.T.; SILVA, E.S.R. Curvas de crescimento de caprinos machos da raça Serrana Transmontana. **Revista Portuguesa de Zootecnia**, v.2, n2, p.2, 1999.

- CARNEIRO, P.L.S.; MALHADO, C.H.M.; AFFONSO, P. R. A.M.; PEREIRA, D.G.; SUZART, J.C.C.; RIBEIRO JÚNIOR, M.; ROCHA, J.L. Curva de crescimento em caprinos, da raça Mambrina, criados na caatinga. **Revista Brasileira de Saúde Produção Animal**, v.10, p.536-545, 2009.
- CARNEIRO, P.L.S.; MALHADO, C.H.M.; SOUZA JÚNIOR, A.A.O.; SILVA, A.G.S.; SANTOS, F.N.; SANTOS, P.F.; PAIVA, S.R. Desenvolvimento ponderal e diversidade fenotípica entre cruzamentos de ovinos Dorper com raças locais. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.42, n.7, p.991-998, 2007.
- COBUCCI, J.A. **Uso de modelos de regressão aleatória na avaliação da persistência da lactação de animais da raça Holandesa**. Viçosa: UFV, 99p., 2002.
- DAVIDIAN, M.; GILTINAN, D.M. **Nonlinear models for repeated measurement data**. 2.ed. London: Chapman Hall, 1996. 6359p.
- DRAPER, N.R.; SMITH, H. **Applied regression analysis**. 2.ed. New York: Wiley, 1980. 709p.
- DUARTE, F.A.M. **Estudo da curva de crescimento de animais da raça Nelore (*Bos taurus indicus*) através de cinco modelos estocásticos**. Ribeirão Preto: USP, 287p. 1975.
- FAO / FAOSTAT - **Food and Agriculture Organization of the United Nations/Statistics Division**. Viçosa, 28 jan. 2011. Disponível em: <http://faostat.fao.org/site/573/DesktopDefault.aspx?PageID=573#ancor>. Acessado: 28 jan. 2011.
- FINNEY, D.J. 1978. Growth Curves: Their Nature, Uses and Estimation. In: H. De Boer and J. Martin (Ed.) **Patterns of Growth and Development in Cattle**. Martinus-Nijhoff, The Hague, pp. 658-672, 1978.
- FITZHUGH JUNIOR, H.A. Analysis of growth curves and strategies for altering their shape. **Journal of Animal Science**. v.42, p.1036-1051, 1976.
- FREITAS, A.R. **Estimativas de curva de crescimento na produção animal**. São Carlos: EMBRAPA, 2007. 20p. (Documentos, 68).

- FREITAS, A.R. Curvas de Crescimento na Produção Animal. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.34, n.3, p.786-795, 2005.
- GUEDES, M.H.P.; MUNIZ J.A.; PEREZ,J.R.O.; SILVA F.F.; AQUINO, L.H.; SANTOS C.L. Estudo das curvas de crescimento de cordeiros das Raças Santa Inês e Bergamácia considerando Heterogeneidade de variâncias.**Ciência Agrotécnica**, Lavras, v. 28, n. 2, p. 383-390, 2004.
- GUIMARÃES, V.P.; ALBUQUERQUE, F.H.M.A.R. **Caprinocultura e Ovinocultura: Crescimento Promissor X Desorganização Preocupante** Viçosa, 12 out. 2011. Disponível em: <http://anco.cnpc.embrapa.br/artigos.php?sequencia=13>. Acessado em: 12/Out./2010.
- HENDERSON JUNIOR, C.R. Analysis of covariance in the mixed model: higher-level, nonhomogeneous, and random regressions. **Biometrics**, v.38, p.623-640, 1982.
- IBGE - Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística: **Cidades@ - Informações Estatísticas - Pecuária 2009**. Viçosa, 12 out. 2010. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br/cidadesat/topwindow.htm?1>. Acessado em: 12 out. 2010.
- JAMROZIK, J.; SCHAEFFER, L. R.; DEKKERS, J. C. M. Genetic evaluation of dairy cattle using test day yields and random regression model. **Journal Dairy Science**, v.80, n.6, p.1217-1226, 1997.
- KIRKPATRICK, M.; HECKMAN, N. A quantitative genetic model for growth, shape, reaction norms, and other infinitedimensional characters. **Journal of Mathematical Biology**, v.27, n.5, p.429-450, 1989.
- KIRKPATRICK, M.; LOFSVOLD, D.; BULMER, M. Analysis of the inheritance, selection and evolution of growth trajectories. **Genetics Selection Evolution**, v.124, p.979-993, 1990.
- LAIRD, A.K. Dynamics of relative growth. **Growth**, v.29, p.249-263, 1965.
- LAWRENCE, T.L.J.; FOWLER, V.R. **Prenatal and postnatal growth**. In: Growth of farm animals. CAB International, 1997. cap. 193-215.

- LEWIS, R.M.; BROTHERSTONE, S. A genetic evaluation of growth in sheep using random regression techniques. **Journal of Animal Science**, v.74, p.63-70, 2002.
- LÔBO, R.N.B.; VILLELA, L.C.V.; LÔBO, A.M.B.O.; PASSOS, J.R.S.; OLIVEIRA, A.A. Parâmetros genéticos de características estimadas da curva de crescimento de ovinos da raça Santa Inês. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.35, p.1012-1019, Supl., 2006.
- LÔBO, R.N.B.; MARTINS FILHO, R. Avaliação de métodos de padronização dos Pesos Corporais às Idades de 205, 365, 550 dias. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v. 31, n.4, p.1695-1706, 2002.
- MALHADO, C.H.M.; CARNEIRO, P.L.S.; MELLO, P.R.A.M.; SOUZA JÚNIOR, A.A.O.; SARMENTO, J.L.R. Growth curves in Dorper sheep crossed with the local Brazilian breeds, Morada Nova, Rabo Largo, and Santa Inês. **Small Ruminant Research**, v. 84, n. 6, p. 16-21, 2009.
- MALHADO, C.H.M.; CARNEIRO, P.L.S.; SANTOS, P.F.; AZEVEDO, D.M.M.; SOUZA, J.; AFFONSO, P.R.A.M. Curva de crescimento em ovinos mestiços Santa Inês x Texel criados no Sudoeste do Estado da Bahia. **Revista Brasileira de Saúde e Produção Animal**, v. 9, n. 2, p. 210-218, 2008a.
- MALHADO, C.H.M.; CARNEIRO, P.L.S.; CRUZ, J.F.; OLIVEIRA, D.F.; AZEVEDO, D.M.M.R; SARMENTO, J.L.R. Curvas de crescimento para caprinos da raça Anglo-Nubiana criados na caatinga: rebanho de elite e comercial. **Revista Brasileira de Saúde e Produção Animal**, v.9, n.4, p.667 - 671, 2008b.
- MANSOUR, H.; JENSEN, E.L.; JOHNSON, L.P. Analysis of covariance structure of repeated measurements in holstein conformation traits. **Journal of Dairy Science**, v.74, n.8, p.2757-2766, 1991.
- MAZZINI, A.R.A.; MUNIZ, J.A.; AQUINO, L.H.; SILVA, F.F. Análise da curva de crescimento de machos Hereford. **Ciência e Agrotecnologia**, Lavras, v.27, n.5, p.1105-1112, 2003.

- MAZZINI, A. R. A. **Análise da curva de crescimento de machos Hereford considerando heterogeneidade de variâncias e auto-correlação dos erros**. Lavras: UFLA, 94 f., 2001.
- McMANUS, C.; EVANGELISTA, C.; FERNANDES, L.A.C. et al. Curvas de crescimento de ovinos Bergamácia criados no Distrito Federal. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v. 32, n. 5, p. 1207-1212, 2003.
- MENDES, P.N.; MUNIZ, J.A.; SILVA, F.F.; MAZZINI, A.R.A. Modelo logístico difásico no estudo do crescimento de fêmeas da raça Hereford. **Ciência Rural**, v.38, n.7, p.1984-1990, 2008.
- MEYER, K. Scope for a random regression model in genetic evaluation of beef cattle growth. **Livestock Production Science**, v.86, p.69-83, 2004.
- MEYER, K. Scope for a random regression model in genetic evaluation of beef cattle for growth. **Livestock Production Science**, v. 86, 69-83 p., 2003.
- MEYER, K.; HILL, W. G. Estimation of genetic and phenotypic covariance functions for longitudinal or "repeated" records by restricted maximum likelihood. **Livestock Production Science**, v.47, p.185-200, 1997.
- MEYER, K. Estimating covariance functions for longitudinal data using a random regression model. **Genetic Selection Evolution**, v.30, p.221-240, 1998.
- MISZTAL, I. Complex models, more data: simple programming? In: Proc. Int. Workshop on Computational Cattle Breeding, 1999. Tuusula. **Proceedings...**, Tuusula, Finland, 1999. Viçosa, 12 out. 2010. Disponível em: <http://www.csc.fi/ttn/ccb99>. Acessado em: 12 out. 2010.
- NORDESTE RURAL. Negócio do campo: **caprinocultura do semiárido ganha produtividade com animais mestiços**. Viçosa, 29 nov. 2010. Disponível em: <http://www.nordesterural.com.br/nordesterural/matLer.asp?newsId=8084>. Acessado em: 29/Nov./2010.
- OLIVEIRA, D.F.; CRUZ, J.F.; CARNEIRO, P.L.S.; MALHADO, C.H.M.; RONDINA, D.; FERRAZ, R.C.N.; TEIXEIRA NETO, M.R. Desenvolvimento ponderal e características de crescimento de caprinos da raça Anglo-

- Nubiana criados em sistema semi-intensivo. **Revista Brasileira de Saúde na Produção Animal**, v. 10, n. 2, p. 256-265, 2009.
- PIRES, L.C.; MACHADO, T.M.M.; ARAÚJO, A.M.; COSTA, M.S.; CASTELO BRANCO, J.F.; EUCLYDES, R.F.; CHAKIR, M.; ESPESCHIT, C.J.B. Análise de componentes principais no estudo da diversidade genética de caprinos. In: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE MELHORAMENTO ANIMAL, 7., 2008, São Carlos. **Anais...**, São Carlos: SBMA, 2008. 1 CD-ROM.
- POOL, M. H.; MEUWISSEN, T. H. E. Prediction of daily mil yields from a limited number of test days using test day model. **Journal Dairy Science**, v.82, n.7, p.1555-1564, 1999.
- RIBEIRO, S. D. A. **Caprinocultura: Criação racional de caprinos**. São Paulo: Nobel, 1997. p.19-22.
- RICHARDS, F.J. A flexible growth function for empirical use. **Journal of Experimental Botanic**, v.10, p.290-300, 1959.
- RODERO, E.; HERRERA, M. El concepto de raza: Un enfoque epistemológico. **Archivos de Zootecnia**, v.49, p.5-16, 2000.
- SAINZ, R.D. Avaliação de carcaças e cortes comerciais de carne caprina e ovina. In: SIMPÓSIO INTERNACIONAL SOBRE CAPRINOS E CORDEIROS DE CORTE, 1., **Anais...**, João Pessoa: EMEPA-PB, 2000, p.237-250.
- SAKAGUTI, E.S. **Funções de covariância e modelos de regressão aleatória na avaliação genética do crescimento de bovinos jovens da raça Tabapuã**. Viçosa: UFV, 81p., 2000.
- SANDLAND, R.L.; MCGILCHRIST, C.A. Stochastic growth curve analysis. **Biometrics**, v.35, n.1, p.255-271, 1979.
- SANTANA, A.F.; COSTA, G.B.; FONSECA, L.S. Correlações entre peso e medidas corporais em ovinos jovens da raça Santa Inês. **Revista Brasileira de Saúde e Produção Animal**, v.1, n. 5, p.74-77, 2001.
- SANTORO, K.R.; BARBOSA, S.B.P.; ALBURQUERQUE, L.H.A.B. Estimativas de parâmetros de curvas de crescimento de bovinos Zebu, criados no Estado de Pernambuco. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.34, n.6, p. 2262-2279, Supl., 2005.

- SANTOS, C.L. **Estudo do desempenho, das características da carcaça e do crescimento alométrico de cordeiros das raças Santa Inês e Bergamácia**, Lavras: UFLA, 143p., 1999.
- SARMENTO, J.L.R.; DOUZA, J.E.R.; SOUSA, W.H.; SOUZA, M.S.M.; CARVALHO, G.B.; SANTOS, G.V.; OLIVEIRA DO Ó, A.; REGO NETO, A. Estimativas de parâmetros de curvas de crescimento de caprinos da raça Anglo-Nubiana. In: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE MELHORAMENTO ANIMAL, 7., 2008 São Carlos. **Anais...**, São Carlos: SBMA, 2008a. 1 CD-ROM.
- SARMENTO, J.L.R.; ALBUQUERQUE, L.G.; TORRES, R.A.; RODRIGUES, .T.; LOPES, P.S.; REIS FILHO, J.C. Comparação de modelos de regressão aleatória para estimação de parâmetros genéticos em caprinos leiteiros. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.37, n.10, p.1788-1796, 2008b.
- SARMENTO, J.L.R.; REZAZZI, A.J.; SOUZA, W.H.; TORRES, R.A.; BREDAS, F.C.; MENEZES, G.R.O. Estudo da curva de crescimento de ovinos Santa Inês. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v. 35, n.2, p.435-442, 2006a.
- SARMENTO, J.L.R.; TORES, R.A.; PEREIRA, C.S.; SOUSA, W.H.; LOPES, P.S.; ARAÚJO, C.V.; EUCLYDES, R.F. Avaliação genética de características de crescimento de ovinos Santa Inês utilizando modelos de regressão aleatória. **Arquivo Brasileiro de Medicina Veterinária e Zootecnia**, v.58, n.1, p.68-77, 2006b.
- SARMENTO, J.L.R. **Avaliação genética de características de crescimento de ovinos Santa Inês utilizando modelos multicaracterísticas e de regressão aleatória**. Viçosa: UFV, 6p., 2003.
- SCHAEFFER, L.R.; DEKKERS, J.C.M. Random regression in animal models for test day production in dairy cattle. In: World Congress of Genetics Applied to Livestock Procruction, 5., Guelph. **Proceedings...**, Guelph, 1994, p. 443-446.
- SCHAEFFER, L.R. **Random regression**. 2001. Viçosa, 27 jan. 2011. Disponível em: www.aps.uoguelph.ca/~lrs/ABModels/NOTES/RRM14a.pdf. Acessado em: 27/Jan./2011.

- SCHAEFFER L. R. **Random regression**. 1997. Viçosa, 27 jan. 2011. Disponível em: <http://chuck.agsci.colostate.edu/wais/logs/agdg869258263.html>. Acessado em: 27/Jan./2011.
- SILVA, F.F.; AQUINO, L.H.; OLIVEIRA, A.I.G. Influência de fatores genéticos e ambientais sobre as estimativas dos parâmetros das funções de crescimento em gado Nelore. **Ciência e Agrotecnologia**, Lavras, v.25, n.5, p.1195-1205, 2001.
- SILVA, L.F.; PIRES, C.C. Avaliações quantitativas e predição das proporções de osso, músculo e gordura da carcaça em cordeiros. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.29, n.4, p.1253-1260, 2000.
- SILVA, L.F.; PIRES, C.C.; ZEPPEFELD, C.; FARINATTE, L.H. et al. Estudo da composição e características da carcaça de cordeiros. In: REUNIÃO ANUAL DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, 35., 1998, Botucatu. **Anais...**, Botucatu: Sociedade Brasileira de Zootecnia, 1998, p.515-517.
- SILVEIRA, F.G.; SILVA, F.F.; CARNEIRO, P.L.S.; MALHADO, C.H.M.; PETERNELLI, L.A.; SOUZA JUNIOR, A.A.O. Classificação Multivariada de modelos de crescimento para grupos genéticos de ovinos de corte. In: 54ª REUNIÃO ANUAL DA REGIÃO BRASILEIRA DA SOCIEDADE INTERNACIONAL DE BIOMETRIA E 13º SIMPÓSIO DE ESTATÍSTICA APLICADA À EXPERIMENTAÇÃO AGRONÔMICA, 2009, São Carlos. **Anais...**, São Carlos, 2009.
- SILVEIRA FILHO, S. **Contribuição para o estudo do melhoramento do caprino nacional mediante o cruzamento absorvente com a raça Anglo-Nubiano**. Piracicaba: USP, 81p., 1961.
- SIQUEIRA, E.R.; SIMÕES, C.D.; FERNANDES, S. Efeito do sexo e do peso ao abate sobre a produção de carne de cordeiro. Morfometria da carcaça, pesos dos cortes, composição tecidual e componentes não constituintes da carcaça. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.30, n.4, p.1299-1307, 2001.
- SOUSA, J.E.R.; SARMENTO, J.L.R.; SOUSA, W.H.; SOUSA, M.S.M.; FRIDRICH, A.B. Estimativas de componentes de covariância e parâmetros

- genéticos de pesos corporais em caprinos Anglo-Nubiano. **Revista Brasileira de Ciências Agrárias**, v.4, n.2, p.211-216, 2009.
- SOUSA, J.E.R.; SILVA, M.A.; SARMENTO, J.L.R.; SOUSA, W.H.; SOUZA, M.S.M. Avaliação da trajetória média de crescimento de caprinos em modelos de regressão aleatória. **Archivos de Zootecnia**, v. 59, n. 226, pp. 267-276. 2010.
- SOUSA, J.E.R.; SILVA, M.A.; SARMENTO, J.L.R.; SOUSA, W.H.; SOUZA, M.S.M.; FRIDRICH, A.B. Homogeneidade e heterogeneidade de variância residual em modelos de regressão aleatória sobre o crescimento de caprinos Anglo-Nubianos. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.43, n.12, p.1725-1732, 2008.
- SOUSA, J.E.R. **Avaliação do crescimento de caprinos da raça Anglo-Nubiana usando-se regressão aleatória**. Belo Horizonte: UFMG, 63p., 2007.
- SOUSA, W.H.; FACÓ, O.; OJEDA, M.D.B. Melhoramento genético de caprinos no Brasil. In: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE MELHORAMENTO ANIMAL. **Anais eletrônicos...**, Maringá: SBMA, 2010. Viçosa, 12 out. 2010. Disponível em: <http://sbmaonline.org.br/anais/viii/palestras/>. Acessado em: 12 out. 2010.
- SOUZA, L.A. **Crescimento de ovinos da raça Morada Nova criados no Estado da Bahia**. Itapetinga: UESB, 2010.
- TEDESCHI, L. O. **Determinação dos parâmetros da curva de crescimento de animais da raça Guzerá e seus cruzamentos alimentados a pasto, com e sem suplementação**. Piracicaba: ESALQ, 140p., 1996.
- TRENKLE, A.; MARPLE, D. N. Growth and development of meat animals. **Journal of Animal Science**, v. 57 p.273, 1983.
- VEERKAMP, R.F., GODDARD, M.E. Covariance function across herd production levels for test day records en milk, fat, and protein yields. **Journal Dairy Science**, v.81, n.6, p.1690-1701, 1998.
- VILLELA, L.C.V.; SILVA, F.L.R.; FACÓ, O.F. **Caprinos naturalizados: por que conservá-los?** Viçosa, 10 nov. 2010. Disponível em:

<http://www.nordeste rural.com.br/nordeste rural/matler.asp?newsId=6440>.

Acessado: 10/Nov./2010.

VON BERTALANFFY, L. Quantitative laws in metabolism and growth. **The Quarterly Review of Biology**, v.32, p.217-230, 1957.

CAPÍTULO 1

Estudo da curva de crescimento de caprinos da raça Alpina

Resumo

OLIVEIRA, Joashllenny Alves de, M.Sc., Universidade Federal de Viçosa, fevereiro de 2011. **Estudo da curva de crescimento de caprinos da raça Alpina.** Orientador: Ricardo Frederico Euclydes. Coorientadores: Robledo de Almeida Torres e Théa Mirian Machado Medeiros.

Utilizaram-se 1.501 registros de pesos corporais do nascimento aos 196 dias de idade de 221 crias de caprinos da raça Alpina, pertencente à Empresa Estadual de Pesquisa Agropecuária da Paraíba (EMEPA - PB), coletados no período de 2002 a 2009, com os objetivos de verificar, entre os modelos não-lineares, tais como: Brody, Von Bertalanffy, Logístico, Gompertz e Richards, aquele que melhor descreve a curva média de crescimento e avaliar a influência de efeitos de ambiente sobre os parâmetros estimados. Os parâmetros (A, peso à idade adulta; B, constante de integração aos pesos iniciais do animal; k, taxa de maturação; e m, ponto de inflexão) foram estimados usando-se o procedimento NLIN do SAS. Com base em critérios de ajuste, como quadrado médio de resíduo (QMR), coeficiente de determinação (R^2), percentual de convergência (C%) e desvio médio absoluto dos resíduos (DMA), constatou-se que o modelo Gompertz apresentou ajuste médio ligeiramente superior aos demais modelos, para descrever a curva de crescimento em caprinos da raça Alpina. Os parâmetros A e k estimados pelo modelo de Gompertz foram 25,2136 kg e 0,0163, respectivamente. Constatou-se acentuado decréscimo da taxa de crescimento absoluto na fase pós-desmama, devendo ser adotado um regime alimentar adequado para acompanhar as exigências de nutrientes dos animais nesta fase. Os efeitos de ambiente influenciaram significativamente ($P < 0,05$) os parâmetros A e k. A correlação estimada entre os parâmetros A e k foi negativa (-0,5435), indicando que os animais mais precoces possuem menor probabilidade de atingir pesos elevados à idade adulta.

Palavras-chave: caprinos leiteiros, modelos não-lineares, peso corporal

Abstract

OLIVEIRA, Joashlenny Alves de, M.Sc., Universidade Federal de Viçosa, february, 2011. **Study of growth curves of Alpina goats breed.** Adviser: Ricardo Frederico Euclydes. Co-Advisers: Robledo de Almeida Torres and Théa Mirian Machado Medeiros.

It was used 1,501 records of body weights from the birth to 196 days of age, from 221 Alpina goats breed, collected from 2002 to 2009. The aim was to verify, by non-linears regression models, as the Brody, Von Bertalanffy, Logistic, Gompertz and Richards, the one that best describes the average growth curve and to evaluate the influence of environmental effects on the estimated parameters of this model. The parameters (A, asymptotic value; B is an integration constant, k, maturing rate and m, inflection point) were estimated using the NLIN procedure of SAS. By the goodness of fit criteria, as residual mean square (QMR), coefficient of determination (R^2), convergence percentage (C%) and absolute mean error (DMA), it was found that the Gompertz model had higher goodness of fit then the other models to describe the growth curve of Alpina goats breed. The parameters A and k estimated by the Gompertz model were 25.2136 kg and 0.0163, respectively. It was found a significant reduction of absolute growth rate in the post-weaning period, and should be adopted adequate diet the animal nutritional requirements in this period. The effects of environment influenced significantly ($P < 0,05$) the parameters A and k. The correlation between estimated parameters and k was negative (-0.5435), indicating that the earliest animals have less probability to reach higher weights at adult age.

Palavras-chave: dairy goats, nonlinear regression models, body weights

Introdução

O Brasil se destaca, dentre todos os países da América do Sul como o maior criador de caprinos com aproximadamente 9,1 milhões de animais (IBGE, 2009), e está em 18º lugar no ranking mundial de cabeças, (FAO/FAOSTAT, 2011). O tamanho efetivo dos rebanhos de caprinos no Nordeste brasileiro compõe 90,61%, ou seja, detém de 8.303.143 de cabeças caprinas, e o Estado da Paraíba participa com 6,81% deste rebanho, ou seja, 624.205 animais (IBGE, 2009).

O cenário da caprinocultura nacional manifesta um amplo potencial produtivo, mesmo que esteja enquadrado num sistema de produção de baixo nível de organização e pouco tecnificado, refletindo pontos negativos na falta de oferta e qualidade do produto (carne, leite e pele), e também em índices produtivos (Leite, 2000).

A partir do século XIX começam a chegar ao Brasil as raças caprinas selecionadas para produção. Entre estas, as européias Alpina, Saanen, Toggenbourg para produção de leite. A Alpina, ou cabra dos Alpes, tem pelagem vermelha com patas e chanfro riscados de negro, existindo uma variedade com manchas brancas (Mason, 1988).

No melhoramento genético dos rebanhos de caprinos no Brasil é possível observar a utilização básica de raças exóticas, como a raça Alpina, que é especializada na produção de leite. A melhoria do rebanho brasileiro é realizada através do mercado importado de animais e/ou embriões, com avaliação genética, oriundas dos EUA, Europa e África do Sul. Entretanto, é de conhecimento que os objetivos nestes países para a seleção para as diferentes raças caprinas, são diferentes dos que se estabelecem no Brasil, trazendo conseqüências, como por exemplo, ocorrência dos efeitos da interação genótipo-ambiente, em que o reprodutor com melhor avaliação genética nestes países, pode não ser o melhor aqui, resultando numa inversão na ordem de classificação desses animais. Com isso, é importante ressaltar que criadores de caprinos tenham consciência da importância dos programas de melhoramento genético dessa espécie no território brasileiro (Sousa et al., 2010).

Um ponto relevante em um programa de melhoramento genético na caprinocultura é o estudo de curvas de crescimento dos animais, pois há uma forte relação com a quantidade e a qualidade da carne, tornando-se de fundamental importância o conhecimento do processo de ganho de massa corporal do animal em cada espécie, pois esse conhecimento possibilita que se faça um controle da produção de carne, otimizando os lucros dessa atividade. Este ganho pode ser influenciado pela alimentação, por condições climáticas, pelo estado sanitário e pelas características genéticas associadas aos animais (Mazzini et al., 2003).

Uma forma prática e eficiente de se analisar o crescimento do animal é através do estudo de suas curvas de crescimento, as quais descrevem uma relação funcional entre peso e idade (Silva et al., 2001). As curvas de crescimento de determinada raça podem tanto auxiliar na implantação de programas alimentares específicos, como também na definição da idade ótima de abate (Carneiro et al., 2007). A utilização de modelos não-lineares, com a finalidade de reduzir um grande número de informações, em um pequeno conjunto de parâmetros possa conter interpretações biológicas concretas (McManus et al., 2003).

Alguns requisitos devem ser atendidos para que um modelo de regressão não-linear descreva adequadamente a relação peso-idade: interpretação biológica dos parâmetros, “alta qualidade” de ajuste, e facilidade de convergência. De forma geral, para que um modelo não-linear possa ser usado para descrever curvas de crescimento ele deve conter parâmetros cuja interpretação seja relevante sob o ponto de vista biológico, deve apresentar ajustes com pequenos desvios e também proporcionar “altas taxas” de convergência, uma vez que modelos não-lineares requerem métodos iterativos de estimação (Fitzhugh Júnior, 1976).

Na literatura, são propostos vários modelos não-lineares para descrever curvas de crescimento em várias espécies de animais domésticos, e dentre estes, os mais citados, para descrever o crescimento de caprinos são as de Brody, Gompertz, Logística, Richards e Von Bertalanffy (Monteiro et al., 1999; Malhado et al., 2008a; Sarmiento et al., 2008; Carneiro, 2009; Oliveira, 2009).

Estudos do crescimento de caprinos da raça Alpina, utilizando-se modelos não-lineares, são pouco realizados no Brasil. Com isso, a modelagem

da curva média de crescimento destes animais mostra-se relevante, onde a alteração em seu formato pode intervir tanto na própria eficiência do crescimento, como também na produção de carne dos animais.

Objetivou-se com este trabalho verificar, entre os modelos Brody, Von Bertalanffy, Logístico, Gompertz e Richards, aquele que melhor se ajusta aos dados de crescimento. Avaliou-se também, a influência de fatores ambientais sobre os parâmetros estimados para descrever a curva de crescimento de caprinos da raça Alpina criados no semi-árido da Paraíba.

Material e Métodos

Foram utilizados 1.501 registros de pesos corporais ao nascimento (PN), aos 28 (P28), 56 (P56), 84 (P84), 112 (P112), 140 (P140), 168 (P168) e aos 196 dias de idade (P196) de 221 crias de caprinos da raça Alpina provenientes de um rebanho experimental da Empresa Estadual de Pesquisa Agropecuária da estado da Paraíba (EMEPA-PB), controlados de 2002 a 2009.

A fazenda experimental está localizada no município de Soledade, a 7°03'30" S e 36°21'47" O, na região dos Cariris Velhos Paraibanos, no semi-árido paraibano, distante 210 km de João Pessoa - PB. Esta região é caracterizada por duas épocas distintas: uma chuvosa (março a julho) e outra seca (agosto a fevereiro). No período chuvoso, quando, normalmente há maior disponibilidade de alimentos, os animais permanecem em campos de pastagens nativa e nativa melhorada com capim buffel (*Cenchrus ciliaris*) e capim-pangola (*Digitaria decumbens*). No período de escassez, recebem no cocho suplementação à base de silagem, palma forrageira (*Opuntia ficus* sp), capim-elefante (*Pennisetum purpureum*), ração concentrada e sal mineral durante todo o ano.

O controle sanitário é do tipo sistemático, ou seja, vacinações e combate aos endo e ectoparasitas; tratamentos contra querato-conjuntivite, linfadenite caseosa e do ectima contagioso são adotados quando constatadas as ocorrências em cada rebanho.

Foram comparados e ajustados cinco modelos não-lineares: Brody, Von Bertalanffy, Richards, Logístico e Gompertz (Tabela 1), para verificação do que melhor descreveu a curva de crescimento média do rebanho, através do procedimento NLIN do programa SAS (1999), com o método de Gauss Newton.

Tabela 1. Forma geral dos modelos não-lineares

Modelo	Forma Geral	Autores
Brody	$y = A(1 - Be^{-kt}) + \varepsilon$	Brody, 1945
Von Bertalanffy	$y = A(1 - Be^{-kt})^3 + \varepsilon$	Von Bertalanffy, 1957
Richards	$y = A(1 - Be^{-kt})^m + \varepsilon$	Richards, 1959
Logístico	$y = A(1 - Be^{-kt})^{-m} + \varepsilon$	Nelder, 1961
Gompertz	$y = Ae^{Be^{-kt}} + \varepsilon$	Laird, 1965

Em que Y é o peso corporal em kg à idade t; A, o peso assintótico quando t tende a mais infinito, ou seja, este parâmetro é interpretado como peso à idade adulta; B, uma constante de integração, relacionada aos pesos iniciais do animal e sem interpretação biológica bem definida, ou seja, o valor de B é estabelecido pelos valores iniciais de Y e t; k é interpretado como taxa de maturação, que deve ser entendida como a mudança de peso em relação ao peso à maturidade, ou seja, como indicador da velocidade com que o animal se aproxima do seu tamanho adulto; e m é o parâmetro que dá forma à curva, ou seja, sua fixação determina a forma da curva e, conseqüentemente, o ponto de inflexão.

A obtenção destas estimativas iniciou adotando-se valores iniciais atribuídos aos próprios parâmetros a serem estimados, através da soma de quadrado do resíduo, dada pela fórmula:

$$SQR = \sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{Y}_i)^2$$

onde: $\hat{Y}_i = f(x_i, \hat{\theta})$, e a cada etapa, é obtido um conjunto de estimativas atualizadas até a convergência em um único vetor final de estimativas, com a

finalidade de obter soma mínima de quadrados do resíduo (SMQR) (Sarmiento et al. 2006).

Os critérios utilizados para selecionar o modelo que melhor descreveu a curva de crescimento foram: quadrado médio do resíduo (QMR), coeficiente de determinação (R^2), percentual de convergência (C%) e o desvio médio absoluto dos resíduos (DMA). O QMR foi obtido pela seguinte fórmula:

$$QMR = \frac{SQR}{n - p}$$

onde, $n - p$ é o grau de liberdade do resíduo, onde este é o estimador de máxima verossimilhança da variância residual, para utilizar-se o QMR nos diferentes modelos, pelo fato de possuírem números diferentes de parâmetros a serem estimados (Sarmiento et al. 2006).

O R^2 foi obtido por meio do quadrado da correlação entre os pesos observados e estimados por uma função equivalente a:

$$R^2 = 1 - \frac{SQR}{SQT}$$

onde, SQT é a soma de quadrados total corrigida pela média, e por meio de uma análise de regressão linear, foi considerado o peso predito pelo modelo como variável dependente e o peso observado do animal como variável independente (Sarmiento et al. 2006).

Através do método de Gauss modificado por meio do procedimento NLIN do SAS (1999) foram estimados parâmetros dos modelos. Como por exemplo, para o critério de convergência foi pressuposto um valor de 10^{-8} , onde se estabeleceu a existência ou não de convergência.

O DMA foi utilizado para avaliar a qualidade de ajuste (Sarmiento et al., 2006), calculado através da seguinte equação:

$$DMA = \sum_{i=1} |Y_i - \hat{Y}_i| / n$$

em que, Y_i é o valor observado; $\hat{Y}_i$ é o valor estimado; e n é o tamanho da amostra.

Com isso, quanto menor o valor do DMA, melhor será o ajuste, no qual após ser selecionado o modelo, calcula-se a taxa de crescimento absoluta (TCA), obtida a partir da primeira derivada do modelo ajustado, em relação ao tempo, conforme a equação a seguir:

$$\partial Y / \partial t$$

Através do ganho de peso por unidade de tempo, o que neste caso é registrado em dias, a TCA exhibe o ganho de peso médio diário, avaliado ao longo da trajetória de crescimento, em outras palavras representa a taxa média de crescimento dos animais dentro da população de caprinos da raça Alpina.

Em uma etapa seguinte, os parâmetros A, B, k e m estimados para cada animal, dependendo do modelo ajustado, foram analisados utilizando-se os procedimentos GLM e CORR do SAS (1999) para determinação da influência de efeitos de ambiente e das correlações entre os parâmetros estimados. Após constatada a convergência de todos os modelos, confeccionou-se um arquivo de dados contendo a identificação do modelo e os valores correspondentes a cada critério de qualidade de ajuste (avaliador de qualidade). Estes dados foram submetidos à análise de agrupamento através do procedimento CLUSTER do SAS (1999) pelo método centróide.

O modelo estatístico adotado para verificar os fatores de ambiente que poderiam influenciar a forma da curva de crescimento (Sarmiento et al., 2006) foi:

$$y_{ijk\ell m} = \mu + R_i + GC_j + S_k + TN_\ell + IDM_m + \varepsilon_{ijk\ell m}$$

em que, $y_{ijk\ell m}$ = estimativa do parâmetro; μ = média geral; R_i = o efeito aleatório do reprodutor i ; GC_j = efeito fixo do grupo contemporâneo j ; S_k = efeito fixo do sexo k ; TN_ℓ = efeito fixo do tipo de nascimento ℓ , (nascido de parto simples, duplo, triplo); IDM_m = efeito fixo da classe de idade da mãe ao parto m ; e $\varepsilon_{ijk\ell m}$ = erro aleatório associado a cada observação.

Os grupos de contemporâneos foram formados pelo ano (2002, ..., 2009) e pela estação de nascimento (1 e 2), em que a estação 1 correspondeu ao período chuvoso (março a julho) e a estação 2, ao período seco (agosto a fevereiro).

A idade da cabra ao parto foi agrupada em 9 classes: classe 1 (Idade $\leq$ 2), classe 2 ($2 < \text{Idade} \leq 3$), classe 3 ($3 < \text{Idade} \leq 4$), classe 4 ($4 < \text{Idade} \leq 5$), classe 5 ($5 < \text{Idade} \leq 6$), classe 6 ($6 < \text{Idade} \leq 7$), classe 7 ($7 < \text{Idade} \leq 8$), classe 8 ($8 < \text{Idade} \leq 9$) e classe 9 (Idade > 9 anos de idade).

As análises foram realizadas pelo programa SAS System for Windows^{NT}, versão 8.0, licenciado pela Universidade Federal de Viçosa (SAS, 1999).

Resultados e Discussão

O número de caprinos utilizados juntamente com informações da média e desvio padrão dos pesos corporais do nascimento aos 196 dias de idade está na Tabela 2.

Tabela 2. Número de animais, média, desvio padrão observados ao nascimento (PN) e ajustados aos 28 (P28), 56 (P56), 84 (P84), 112 (P112), 140 (P140), 168 (P168) e 196 (P196) dias de idade em caprinos da raça Alpina criados na região semi-árida no Estado da Paraíba

Peso	PN	P28	P56	P84	P112	P140	P168	P196
Nº. Animais	221	204	201	194	186	167	161	167
Média (kg)	3,080	6,934	10,208	13,451	16,084	18,089	20,040	21,817
Desvio Padrão (kg)	0,609	1,698	2,412	2,772	3,301	3,630	4,177	4,416

Observa-se na Tabela 2 que seis animais da amostra não tiveram seus pesos coletados aos 140 e 168 dias de idade, desta forma a observação do P168 apresentou menor número de animais em relação aos P140 e P198.

Os critérios utilizados para comparar os modelos quanto às curvas de crescimento e as estimativas dos parâmetros para todos os modelos estão apresentados na Tabela 3.

Tabela 3. Estimativas dos parâmetros (A, B, k e m), quadrado médio do resíduo (QMR), coeficiente de determinação (R^2) e percentual de convergência (C%), desvio médio absoluto (DMA) em curvas de crescimento de caprinos da raça Alpina, utilizando os modelos não-lineares Brody, Von Bertalanffy, Richards, Logístico e Gompertz

Item	Parâmetros				QMR	R^2	C(%)	DMA
	A	B	k	m				
Brody	29,626	0,887	0,008	–	1,613	0,964	87,78	0,907
Bertalanffy	26,512	0,499	0,013	–	1,152	0,975	98,64	0,784
Richards	30,655	0,893	0,247	0,030	1,496	0,967	87,33	0,889
Logístico	23,534	–	0,020	2,754	1,122	0,976	99,09	0,788
Gompertz	25,214	2,013	0,016	–	1,113	0,976	98,64	0,779

A estimativa do peso assintótico é representada pelo parâmetro A, onde há a interpretação como peso adulto do animal. Estudos afirmam que existem divergência de opiniões em se tratando do tamanho adulto ótimo de um animal, que depende tanto da espécie, como também da raça, seleção praticada de maneira prévia, sistema de manejo adotado e das condições climáticas (Malhado et al., 2008). As estimativas do parâmetro A na raça Alpina (Tabela 3) foi maior para Richards (30,655), Brody (29,626) e Von Bertalanffy (26,512) seguidos dos modelos Gompertz (25,214) e Logístico (23,534).

Os resultados encontrados para o parâmetro A neste estudo foram semelhantes às análises de caprinos da raça Anglo-Nubiana criados no Estado da Paraíba na EMEPA, onde o parâmetro A apresentou maior valor para os modelos Richards (31,474) e Brody (28,226) (Sarmiento et al., 2008). Os resultados também foram similares aos encontrados em estudos com caprinos da raça Anglo-Nubiana na região da caatinga, obtiveram para o parâmetro A também maior valor para os modelos Richards (42,96) e Brody (42,58) (Malhado et al, 2008a). Já para estudos de caprinos da raça Mambrina na mesma região da Bahia (caatinga) os modelos com maior parâmetro A foram Richards (34,52), Von Bertalanffy (32,88) e Brody (32,17) (Carneiro et al., 2009).

Para a análise da taxa de maturidade do animal e indicação da velocidade de crescimento para atingir o peso assintótico, o parâmetro k é importante para esta avaliação. Análises mostram que animais com altos valores de k indicam uma maturidade precoce, em relação com animais de valores menores de k e de peso inicial semelhante (Carneiro et al., 2009). Outros estudos com caprinos da raça Alpina criados no semi-árido nordestino informam que devido à pequena variação no PN (Peso ao Nascimento), a variação entre os valores do parâmetro k reflete as variações na velocidade relativa que o animal cresce (Oliveira et al., 2000). A estimativa do parâmetro k (Tabela 3) na raça Alpina no modelo Richards (0,247) foi superior aos demais modelos Logístico (0,020), Gompertz (0,0163), Von Bertalanffy (0,013) e Brody (0,008).

Trabalhos com caprinos das raças Anglo-Nubiana e Mambrina obtiveram resultados similares em relação ao parâmetro k , onde o modelo com maior valor foi o Richards (0,028; 0,210, respectivamente), em relação aos modelos Logístico (0,017; 0,014, respectivamente), Gompertz (0,013; 0,012, respectivamente), Von Bertalanffy (0,011; 0,010, respectivamente) e Brody (0,006; 0,007, respectivamente) (Malhado et al., 2008a; Carneiro et al., 2009). Resultado discordante foi encontrado ao estudarem caprinos da raça Anglo-Nubiana, onde obtiveram maior k para o modelo Logístico (0,023), seguido pelos modelos Gompertz (0,014), Von Bertalanffy (0,0113) e Brody (0,005), e o modelo Richards (0,004) representou o menor valor para o parâmetro k (Sarmiento et al., 2008).

O coeficiente de determinação (R^2) (Tabela 3) indicou que os modelos Gompertz, Logístico e Von Bertalanffy obtiveram os maiores valores, com valores superiores a 97%. Similarmente, esses modelos (Gompertz, Logístico e Von Bertalanffy) apresentaram menor desvio médio absoluto (DMA), menor quadrado médio do resíduo (QMR).

Análises ressaltam que quanto maior o número de convergências individuais em relação ao total de animais, melhor o modelo, o que para este estudo o percentual de convergência para os modelos (Gompertz, Logístico e Von Bertalanffy) foi superior a 98%, sendo equivalentes para explicar o crescimento dos animais e considerados os melhores modelos (Souza & Bianchini Sobrinho, 1994). Este resultado foi confirmado pela análise de agrupamento com base nos avaliadores de qualidade, na qual se observou a

formação de dois grupos (Figura 1), sendo um formado pelos modelos Von Bertalanffy, Gompertz e Logístico, e outro formado pelos modelos Brody e Richards. Os gráficos com as curvas de crescimento estimadas para os modelos Gompertz, Logístico e Von Bertalanffy são apresentados na Figura 2, e para os modelos Brody e Richards na Figura 3.

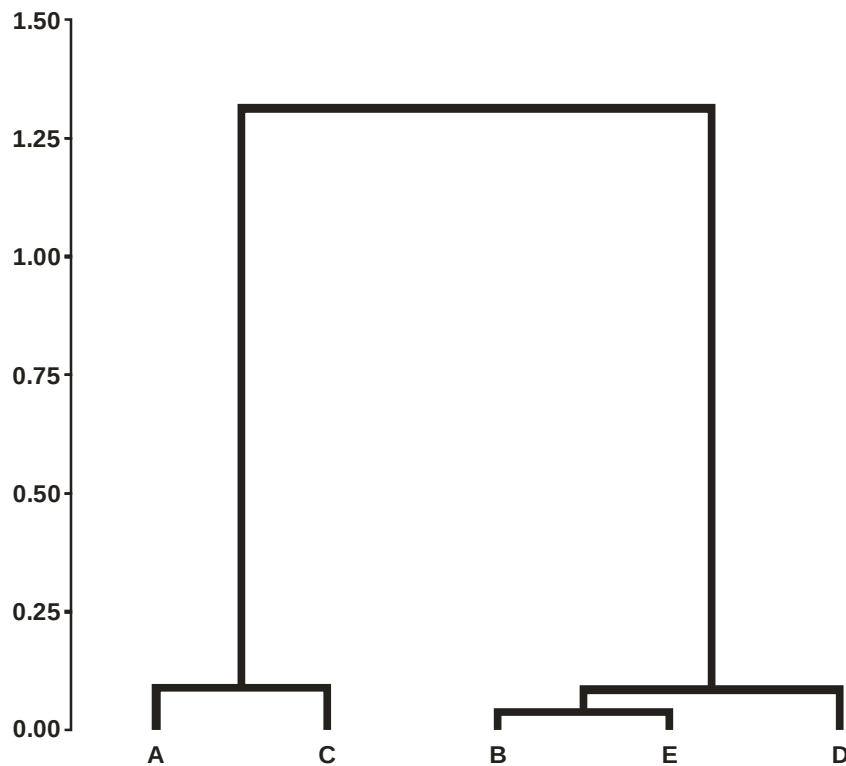


Figura 1. Dendrograma obtido pelo método de agrupamento centróide, com base nos avaliadores de qualidade (QMR, R^2 , C% e DMA) para os modelos Brody (A), Von Bertalanffy (B), Richards (C), Logístico (D) e Gompertz (E).

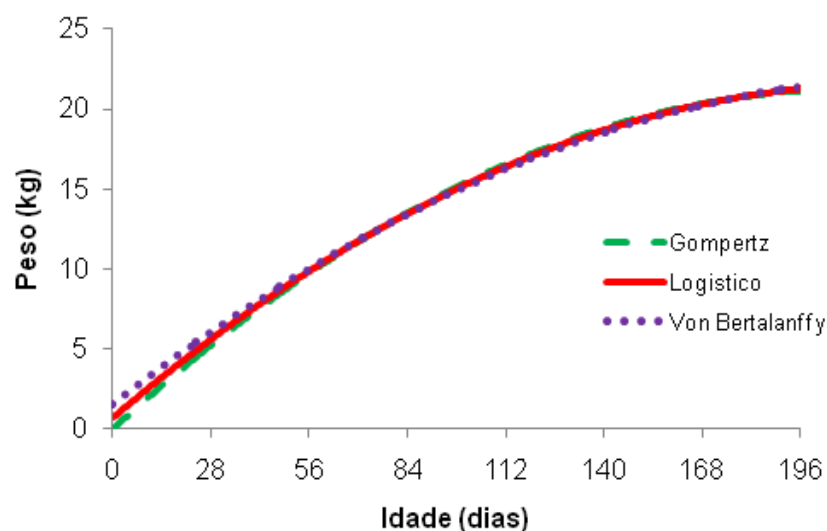


Figura 2. Estimativa do peso em função da idade, ajustado pelos modelos Gompertz, Logístico e Von Bertalanffy em caprinos da raça Alpina criados no semi-árido Paraibano.

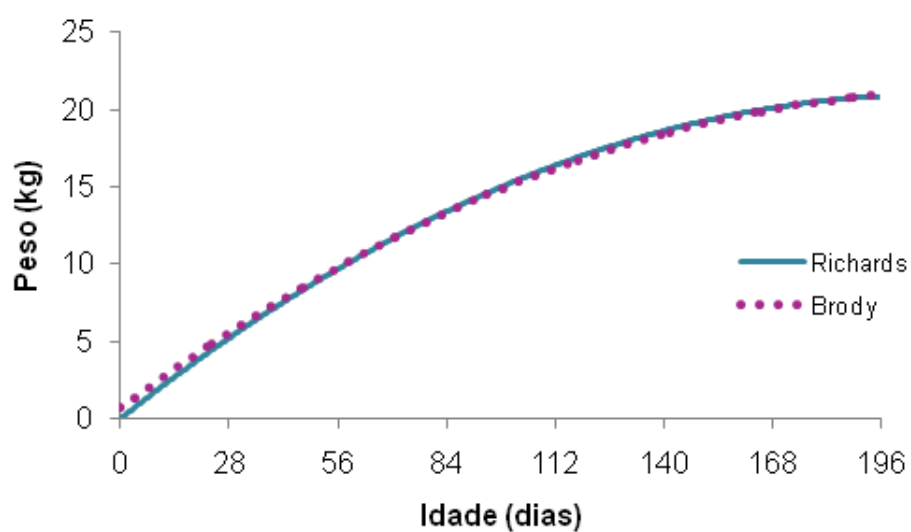


Figura 3. Estimativa do peso em função da idade, ajustado pelos modelos Richards e Brody e em caprinos da raça Alpina criados no semi-árido Paraibano.

Com base no DMA, foram observados pequenos desvios em todos os modelos, com menor valor para o modelo Gompertz (0,779) indicando melhor ajuste médio, em comparação aos modelos de Von Bertalanffy e Logístico

(0,784 e 0,788, respectivamente). Com base nos desvios médios absolutos dos resíduos, constatou-se que o modelo Gompertz apresentou ajuste médio ligeiramente superior aos modelos Von Bertalanffy e Logístico, para descrever o crescimento de caprinos da raça Alpina.

Estudos informam que o modelo que melhor se ajustou aos dados de caprinos da raça Moxotó foi o Brody, visto que para este modelo não há o ponto de inflexão (PI) e nem o aspecto sigmoidal (Freitas, 2007). Já análises com caprinos Serrana Transmontana foi verificado que o modelo de Richards proporcionou o melhor ajuste dos dados (Cardoso Monteiro et al., 1999, citado por Freitas, 2007). Entretanto, estudos comprovam que o modelo Logístico apresentou melhor ajuste na descrição da curva de crescimento da raça Mambrina (Carneiro et al., 2009). Já para os modelos de Brody, Von Bertalanffy e Logístico, respectivamente, foram os melhores em ajustes de dados, fornecendo valores mais próximos dos reais para todas as idades com curva de crescimento para estudos em caprinos da raça Anglo-Nubiana em regiões distintas do nordeste brasileiro (Malhado et al., 2008a; Sarmiento et al., 2008; Oliveira et al., 2009).

As taxas de crescimento absoluto (TCA), obtidas pela primeira derivada do modelo Gompertz em relação ao tempo, segundo material e métodos, através da fórmula a seguir e apresentadas na Figura 4:

$$\partial Y / \partial t = AkBe^{-Kt} e^{-Be^{-Kt}}$$

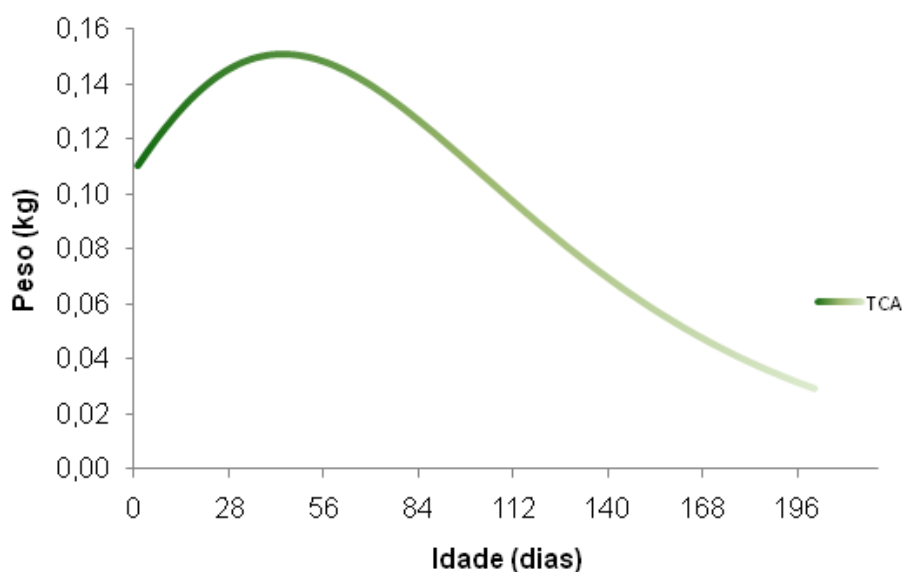


Figura 4. Taxa de crescimento absoluto (TCA) estimado pela função Gompertz em caprinos da raça Alpina criados no semi-árido Paraibano.

A TCA foi crescente até atingir o máximo, aproximadamente de 0,151 Kg por dia (kAe^{-1}), aos 43 dias de idade, e depois decresceu com a idade. O ponto em que a função muda de crescente para decrescente, ou seja, o ponto de inflexão da curva, foi atingido aos 61 dias de idade (k^{-1}) com peso de, aproximadamente, 9,3 kg (Ae^{-1}).

Resultados similares foram encontrados com caprinos da raça Anglo-Nubiana na região da caatinga, onde o TCA também foi crescente até atingir o máximo, aproximadamente 0,130 kg por dia, e o ponto de inflexão foi atingido com 71 dias de idade, com peso de, aproximadamente, 10,7 kg (Malhado et al., 2008a). E estudos com caprinos da raça Mambrina na mesma região da Bahia (caatinga) encontraram um TCA crescente até 0,146 (88 dias) e 0,127 (72 dias) kg por dia, para machos e fêmeas, respectivamente, e um ponto de inflexão atingido com 100 e 83 dias de idade, para machos e fêmeas, respectivamente, com pesos de 15,1 e 9,9 kg, respectivamente (Carneiro et al., 2009).

Já para estudos de ovinos da raça Santa Inês criados no Estado da Paraíba na EMEPA, relatam um TCA também crescente até atingir o máximo, em torno de 0,170 kg por dia e ponto de inflexão da curva, foi atingido aos 52 dias de idade com peso de, aproximadamente, 8,9 kg (Sarmento et al., 2006).

Para TCA esses resultados indicam que a taxa máxima de crescimento foi alcançada muito cedo, com dois meses de idade, e que a essa idade o animal já atingiu a velocidade máxima de crescimento. As TCA's no final do período analisado mostram-se muito pequenas, confirmando que estes animais não ganharam peso em aproximadamente seis meses de idade.

O ponto de inflexão ou ponto em que a função se desloca de crescente para decrescente é importante ferramenta em programas alimentares específicos e também na decisão da melhor idade ao abate do animal. Com isso, inúmeras estratégias na nutrição dos animais na fase pós-desmama podem ser executadas, buscando acima de tudo reduzir os efeitos de alteração na dieta neste período, suavizando a diminuição do TCA na pós-desmama e instituindo a idade de abate do animal com a finalidade de buscar melhorias no custo-benefício.

O decréscimo da TCA pode ser uma consequência ao manejo não conveniente para seguir a uma maior procura de nutrientes à medida que o animal se desenvolve (crescimento) (Sarmiento et al., 2006). Com isso, devem ser providenciadas melhorias no manejo alimentar, visando melhorar o ganho de peso nessa fase. Assim sendo, os resultados do atual estudo podem ser indicados da adaptação desses animais no semi-árido paraibano conseguindo este padrão de crescimento, ou seja, uma velocidade de crescimento elevado quando mais jovens, e baixa em idades mais avançadas, oferecendo menores pesos à idade adulta, nas condições climáticas da região que estes animais foram submetidos.

As análises de variância (Tabela 4) para o modelo Gompertz revelaram que o parâmetro A foi influenciado pelos efeitos ambientais de grupos contemporâneos e idade da mãe ao parto. O parâmetro B foi influenciado pelo tipo de nascimento, grupos contemporâneos, reprodutor e idade da mãe ao parto. Já o parâmetro k foi influenciado pelos efeitos de tipo de nascimento, grupos contemporâneos e do reprodutor.

Tabela 4. Médias de quadrados mínimos para as estimativas dos parâmetros pelo modelo Gompertz de acordo com o Sexo (S), Tipo de Nascimento (TN), Grupos Contemporâneos (GC), Reprodutor (Ri) e a Idade da Mãe ao Parto (IDM)

Fonte de Variação		Média das estimativas dos parâmetros					
		A		B		k	
S	Macho	26,124	a	2,0207	a	0,016604	a
	Fêmea	24,184	a	2,0034	a	0,016048	a
TN	Simplex	25,750	a	1,9100	b	0,016569	a
	Duplo	25,210	a	2,0290	ab	0,016238	ab
	Triplo	25,012	a	2,2129	a	0,017586	a
	Quádruplo	19,652	a	1,8960	b	0,009867	b
GC	1	27,121	bc	2,2517	b	0,023343	ab
	4	31,015	ab	2,2202	b	0,014897	abcd
	5	19,365	bc	1,8527	bc	0,009537	d
	6	16,380	c	1,7141	c	0,023449	a
	7	27,865	bc	2,1080	bc	0,022938	abc
	8	25,844	bc	1,7334	c	0,017805	abcd
	9	21,134	bc	1,8501	bc	0,015220	abcd
	10	40,377	a	3,0098	a	0,013553	bcd
	11	25,285	bc	1,9768	bc	0,010044	d
	12	23,336	bc	2,0766	bc	0,017128	abcd
	13	27,591	bc	1,9175	bc	0,014396	abcd
	14	25,981	bc	1,9965	bc	0,014049	abcd
	15	25,819	bc	2,0126	bc	0,013252	cd
	16	22,426	bc	1,9265	bc	0,018242	abcd
	20	34,051	a	1,9843	ab	0,012052	b
	427	32,984	a	2,4962	a	0,014587	b
Ri	517	27,782	a	2,0830	ab	0,020183	ab
	561	22,472	a	1,9348	b	0,016267	b
	848	29,787	a	2,3092	ab	0,019287	ab
	926	26,010	a	2,0023	ab	0,030139	a
	940	18,789	a	1,8027	b	0,014712	b
	959	22,490	a	1,7964	b	0,017536	b
	971	27,585	a	2,0417	ab	0,015253	b
	974	31,593	a	2,3014	ab	0,013349	b
	988	29,276	a	2,2409	ab	0,012806	b
	990	26,086	a	2,0378	ab	0,015221	b
	994	23,301	a	1,8985	b	0,015907	b
	1027	25,499	a	2,0748	ab	0,015189	b
IDM	1 (Idade $\leq$ 2)	36,246	a	2,4358	a	0,014733	a
	2 (2 < Idade $\leq$ 3)	24,197	ab	1,9897	ab	0,018194	a
	3 (3 < Idade $\leq$ 4)	24,837	ab	2,0268	ab	0,017102	a
	4 (4 < Idade $\leq$ 5)	27,067	ab	1,9355	b	0,014904	a
	5 (5 < Idade $\leq$ 6)	23,786	ab	1,9223	b	0,016610	a
	6 (6 < Idade $\leq$ 7)	24,713	ab	2,0327	ab	0,014598	a
	7 (7 < Idade $\leq$ 8)	23,933	ab	2,0794	ab	0,014581	a
	8 (8 < Idade $\leq$ 9)	27,112	ab	2,0865	ab	0,013591	a
	9 (Idade > 9)	21,230	b	1,8918	b	0,018727	a

Valores seguidos de pelo menos uma mesma letra dentro de cada fonte de variação, na coluna, não diferiram significativamente ($P>0,05$) pelo teste Tukey.

Estudos com ovinos da raça Santa Inês com a utilização para o mesmo modelo não-linear Gompertz, observaram que para os parâmetros A e k foram influenciados ($P < 0,05$) pelo sexo, tipo de nascimento e idade da mãe ao parto; já para o parâmetro B foi influenciado ($P < 0,05$) pelo tipo de nascimento e idade da mãe ao parto (Sarmiento et al., 2006).

Para os fatores ambientais (Tabela 4), o efeito do sexo não foi significativo ($P < 0,05$) para os parâmetros A, B e k.

O efeito tipo de nascimento foi significativo ($P < 0,05$) para os parâmetros B e k, este efeito é suma importância devendo ser analisado no crescimento do animal, principalmente se estes forem criados ao pé da mãe.

O efeito de grupos contemporâneos foi significativo ($P < 0,05$) para os três parâmetros estimados, este efeito manifesta a influência da sazonalidade sobre a produção de alimentos nos parâmetros estimados, resultando no padrão de crescimento dos cabritos. Isto pode ser um indicativo de que, mesmo com o manejo adotado no local do manejo, os efeitos indiretos do clima foram possivelmente amenizados e não anulados.

O efeito aleatório de reprodutor foi significativo ($P < 0,05$) para os parâmetros B e k, este efeito pode ser atribuído à fatores genéticos, onde só poderia ser verificados através da estimação de componentes de variância e dos parâmetros genéticos.

Já para o efeito da classe de idade da mãe ao parto influenciou ($P < 0,05$) para os parâmetros A e B, este efeito poder ser observado através das mudanças na produção de leite e dos cuidados maternos sobre a sua descendência em relação à idade.

Estudos com ovinos da raça Santa Inês utilizando o modelo de Gompertz, e com mestiços Santa Inês x Texel analisado pelo modelo Logístico, encontraram resultados diferentes, onde o efeito do sexo foi significativo ($P < 0,05$) somente para os parâmetros A e k (Sarmiento et al., 2006; Malhado et al., 2008b). A análise para o efeito aleatório de reprodutor foi significativo ($P < 0,05$) somente para o parâmetro k (Sarmiento et al., 2006). Já para o efeito tipo de nascimento, grupo contemporâneo e classe de idade da mãe ao parto foram significativos ($P < 0,05$) para os parâmetros A, B e k, onde para o último efeito também foi similar ao encontrado por Malhado et al. (2008b).

A correlação estimada entre os parâmetros A e k (Tabela 5) foi negativa (-0,5435) indicando que a seleção para maior precocidade implicará a animais com menor peso à maturidade.

Tabela 5. Correlações entre as estimativas dos parâmetros da curva de crescimento de Gompertz

	A	B	k
A	1,0000	0,6310	-0,5435
B	0,6310	1,0000	-0,2590
k	-0,5435	-0,2590	1,0000

Trabalhos similares para esta análise corroboram com estudos com caprinos das raças Mambrina e Anglo-Nubiano, e também em ovinos da raça Santa Inês (Sarmiento et al., 2006; Malhado et al., 2008a; Carneiro et al., 2009; Oliveira et al., 2009). Biologicamente, esta relação deve ser destacada como a mais importante, e para esta correlação a interpretação biológica é que estes animais obtendo maiores taxas de crescimento refletem em uma baixa probabilidade de conseguir elevados pesos à maturidade em relação àqueles animais que no início da vida crescem de maneira mais lenta. Assim sendo, animais que chegam à maturidade mais pesados tender a obter baixas taxas de crescimento.

As correlações entre B e k foi negativa (-0,2590), e entre A e B foi positiva (0,6310) (Tabela 5), semelhantes com estudos em ovinos da raça Santa Inês (Sarmiento et al., 2006).

Todas essas informações contidas neste atual estudo, para descrição da curva de crescimento em caprinos da raça Alpina, podem ser de grande ajuda aos produtores e/ou programas de melhoramento genético animal como ferramenta na definição do manejo a ser adotado, permitindo assim, que animais demonstrem seu padrão de crescimento. Estudos e/ou análises devem ser acompanhados a fim de avaliar parâmetros da curva de crescimento de animais utilizados em programas de melhoramento.

Conclusões

Nas condições do presente estudo, e de acordo com os dados obtidos, pode-se concluir que o modelo não-linear de Gompertz foi o mais versátil para ajustar os dados de crescimento de caprinos da raça Alpina, pois apresentou ajuste superior aos demais modelos analisados, com base no quadrado médio de resíduo, coeficiente de determinação, percentual de convergência e desvio médio absoluto dos resíduos. A taxa de crescimento absoluto teve uma acentuada queda após o período da desmama.

Referências Bibliográficas

- BROWN, J.E.; FIRZHUGH JUNIOR, H.A.; CARTWRIGHT, T.C.A. A comparison of nonlinear models for describing weight-age relationships in cattle. **Journal of Animal Science**, v.42, p.810-818, 1976.
- CARNEIRO, P.L.S.; MALHADO, C.H.M.; SOUZA JÚNIOR, A.A.O.; SILVA, A.G.S.; SANTOS, F.N.; SANTOS, P.F.; PAIVA, S.R. Desenvolvimento ponderal e diversidade fenotípica entre cruzamentos de ovinos Dorper com raças locais. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.42, n.7, p.991-998, 2007.
- CARNEIRO, P.L.S.; MALHADO, C.H.M.; AFFONSO, P.R.A.M.; PEREIRA, D.G.; SUZART, J.C.C. RIBEIRO JUNIOR, M.; SARMENTO, J.L.R. Curva de crescimento em caprinos da raça Mambrina, criados na caatinga. **Revista Brasileira Saúde e Produção Animal**, v.10, n.3, p.536-545, 2009.
- FAO / FAOSTAT - **Food and Agriculture Organization of the United Nations/Statistics Division**. Viçosa, 28 jan. 2011. Disponível em: <http://faostat.fao.org/site/573/DesktopDefault.aspx?PageID=573#ancor>. Acessado: 28 jan. 2011.
- FITZHUGH JUNIOR, H.A. Analysis of growth curves and strategies for altering their shape. **Journal of Animal Science**, v.42, p.1036-1051, 1976.

- FREITAS, A.R. **Estimativas de curva de crescimento na produção animal**. São Carlos: EMBRAPA, 2007. 20p. (Documentos, 68).
- GUEDES, M.H.P.; MUNIZ, J.A.; PEREZ, J.R.O; SILVA, F.F.; AQUINO, L.H.; SANTOS, C.L. Estudos das curvas de crescimento de cordeiro das Raças Santa Inês e Bergamácia considerando heterogeneidade de variâncias. **Ciência Agrotécnica**, v.28, n.2, p.383-390, 2004.
- GONÇALVES, H.C.; SILVA, M.A.; WECHSLER, F.S.; RAMOS, A.A. Fatores Genéticos e de Meio na Produção de Leite de Caprinos Leiteiros. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.30, n3, p.719-729, 2001.
- IBGE - **Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística: Cidades@ - Informações Estatísticas - Pecuária 2009**. Viçosa, 12 out. 2010. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br/cidadesat/topwindow.htm?1>. Acessado em: 12 out. 2010.
- LEITE, E.R.; VASCONCELOS, H.E.M.; SIMPLICIO, A.A. Desenvolvimento tecnológico para o agronegócio da ovinocaprinocultura. In: SEMINÁRIO NORDESTINO DE PECUÁRIA, 4., 2000, Fortaleza. **Anais...** Fortaleza: Federação da Agricultura do Estado do Ceará, 2000, p.19-33.
- MALHADO, C.H.M.; CARNEIRO, P.L.S.; CRUZ, J.F.; OLIVEIRA, D.F.; AZEVEDO, D.M.M.R.; SARMENTO, J.L.R. Curvas de crescimento para caprinos da raça Anglo-Nubiana criados na caatinga: rebanho de elite e comercial. **Revista Brasileira Saúde e Produção Animal**, v.9, n.4, p.662-671, 2008 a.
- MALHADO, C.H.M.; CARNEIRO, P.L.S.; SANTOS, P.F.; AZEVEDO, D.M.M.; SOUZA, J.; AFFONSO, P.R.A.M. Curva de crescimento em ovinos mestiços Santa Inês x Texel criados no Sudoeste do Estado da Bahia. **Revista Brasileira de Saúde e Produção Animal**, v. 9, n. 2, p. 210-218, 2008 b.
- MALHADO, C.H.M.; CARNEIRO, P.L.S.; MELLO, P.R.A.M; SOUZA JUNIOR, A.A.O.; SARMENTO, J.L.R. Growth curves in Doper sheep crossed with the local Brazilian breeds, Morada Nova, Rabo Largo and Santa Inês. **Small Ruminant Research**, v.84, n.6, p.16-21, 2009.

- McMANUS, C.; EVANGELISTA, C.; FERNANDES, L.A.C. et al. Curvas de crescimento de ovinos Bergamácia criados no Distrito Federal. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.32, n.5, p.1207-1212, 2003.
- MASON, I.L. **A world dictionary of livestock breeds, types and varieties**. CABI, Wallingford, 1988.
- MAZZINI, A.R.A.; MUNIZ, J.A.; AQUINO, L.H.; SILVA, F.F. Análise da curva de crescimento de machos Hereford. **Ciência e Agrotecnologia**, v.27, n.5, p.1105-1112, 2003.
- MONTEIRO, A.M.C.; AZEVEDO, J.M.T.; SILVA, E.S.R. Curvas de crescimento de caprinos machos da raça Serrana Transmontana. **Revista Portuguesa de Zootecnia**, v.2, n2, p.2, 1999.
- OLIVEIRA, D.F.; CRUZ, J.F.; CARNEIRO, P.L.S.; MALHADO, C.H.M.; RONDINA, D.; FERRAZ, R.C.N.; TEIXEIRA NETO, M.R. Desenvolvimento ponderal e características de crescimento de caprinos da raça Anglo-Nubiana criados em sistema semi-intensivo. **Revista Brasileira Saúde e Produção Animal**, v.10, n.2, p.256-265, 2009.
- OLIVEIRA, H.N.; LÔBO, R.B.; PEREIRA, C.S. Comparação de modelos não-lineares para descrever o crescimento de fêmeas da raça Guzerá. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.35, n9, p.1843-1851, 2000.
- SANTANA, A.F.; COSTA, G.B.; FONSECA, L.S. Correlações entre peso e medidas corporais em ovinos jovens da raça Santa Inês. **Revista Brasileira de Saúde e Produção Animal**, v.1, n. 5, p.74-77, 2001.
- SARMENTO, J.L.R.; REZAZZI, A.J.; SOUZA, W.H.; TORRES, R.A.; BREDA, F.C.; MENEZES, G.R.O. Estudo da curva de crescimento de ovinos Santa Inês. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v. 35, n.2, p.435-442, 2006.
- SARMENTO, J.L.R.; DOUZA, J.E.R; SOUSA, W.H; SOUZA, M.S.M.; CARVALHO, G.B.; SANTOS, G.V.; OLIVEIRA DO Ó, A.; REGO NETO, A. Estimativas de parâmetros de curvas de crescimento de caprinos da raça Anglo-Nubiana. In: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE MELHORAMENTO ANIMAL, 7., 2008 São Carlos. **Anais...**, São Carlos: SBMA, 2008. 1 CD-ROM.

SAS - **Statistical Analysis System: user's guide**. System for Windows^{NT}, versão 8.0, Cary. 1999.

SILVA, F.F.; AQUINO, L.H.; OLIVEIRA, A.I.G. Influência de fatores genéticos e ambientais sobre as estimativas dos parâmetros das funções de crescimento em gado Nelore. **Ciência e Agrotecnologia**, v.25, n.5, p.1195-1205, 2001.

SOUSA, W.H.; FACÓ, O.; OJEDA, M.D.B. Melhoramento genético de caprinos no Brasil. In: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE MELHORAMENTO ANIMAL. **Anais eletrônicos...**, Maringá: SBMA, 2010. Disponível em:<<http://sbmaonline.org.br/anais/viii/palestras/>>. Acesso em: 12 out. 2010.

SOUZA, J.C.; BIANCHINI SOBRINHO, E. Estimativas do peso de bovinos de corte, aos 24 meses, da raça Nelore usando curvas de crescimento. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.23, n.1, p.85-91, 1994.

CAPÍTULO 2

Uso de modelos de regressão aleatória para descrição do crescimento em caprinos da raça Alpina

Resumo

OLIVEIRA, Joashllenny Alves de, M.Sc., Universidade Federal de Viçosa, fevereiro de 2011. **Uso de modelos de regressão aleatória para descrição do crescimento em caprinos da raça Alpina.** Orientador: Ricardo Frederico Euclydes. Coorientadores: Robledo de Almeida Torres e Théa Mirian Machado Medeiros.

Os dados utilizados neste estudo foram provenientes de 1.501 observações de pesos corporais do nascimento aos 196 dias de idade, de 221 crias da raça Alpina, pertencente à Empresa Estadual de Pesquisa Agropecuária da Paraíba (EMEPA - PB), coletados no período de 2002 a 2009. Os objetivos foram comparar diferentes modelos de regressão aleatória, ajustados por meio de funções polinomiais de Legendre de diferentes ordens, e com a inclusão dos efeitos genético aditivo direto, genético materno e ambiente permanente animal e permanente materno, para avaliar o que melhor se ajusta ao estudo genético da curva de crescimento de caprinos da raça Alpina. As ordens de ajuste utilizadas foram de 3 (função quadrática) e 4 (função cúbica) para descreverem as estruturas de (co)variâncias em função do tempo nos modelos de regressão aleatória, comparados pelo logaritmo da função de máxima verossimilhança (Log L), critérios de informação de Akaike (AIC) e Bayesiano de Schwarz (BIC). Dois modelos foram escolhidos e comparados pelo teste estatístico da razão verossimilhança (TRV) ($P < 0,01$) para verificar a diferença entre os modelos. Para a estimação dos componentes de variância utilizou-se o programa WOMBAT. A utilização da função polinomial de Legendre com as ordens 3,4 (efeitos genético aditivo direto e ambiente permanente de animal) e 3,3,4 (efeitos genético aditivo direto, genético materno e ambiente permanente do animal) foram indicados como os que melhor descrevem as mudanças nas covariâncias ao longo da curva de crescimento da raça Alpina.

Palavras-chave: caprinos leiteiros, polinômio de Legendre, peso corporal

Abstract

OLIVEIRA, Joashllenny Alves de, M.Sc., Universidade Federal de Viçosa, february, 2011. **Use of random regression models to describe growth in Alpina goat breed.** Adviser: Ricardo Frederico Euclides. Co-Advisers: Robledo de Almeida Torres and Théa Mirian Machado Medeiros.

It was used 1,501 records of body weights from birth to 196 days of age from 118 males and 103 females, in a total of 221 Alpina goats breed, from State Company for Agricultural Research in Paraíba (EMEPA - PB), collected between 2002 to 2009. The aim was compared different random regression models, adjusted by different orders Legendre polynomials, and the inclusion of additive genetic direct, maternal additive genetic, animal permanent environmental and maternal permanent environmental effects, to evaluate the best model to fit the growth curve of these animals in the study. Adjust orders Legendre polynomials of 3 (quadratic function) and 4 (cubic function) were used to describe the structures of (co) variance function in time from random regression models, compared by the maximum likelihood logarithm (Log L), Akaike information criterion (AIC) and Schwarz Bayesian information (BIC). Thus, it was found the two best models and then they were compared by the LRT (likelihood ratio test) ($P < 0.01$) to verify the possible difference between these models. To estimate the components of (co)variances it was used the WOMBAT program. The best models that describe the changes in (co) variance structure in the average growth curve was obtained by Legendre polynomial function of orders 3,4 (additive genetic and animal permanent environmental effects) and 3,3,4 (additive genetic, maternal additive genetic and animal permanent environment effects) in Alpina goats breed.

Palavras-chave: dairy goats, Legendre polynomial, body weight

Introdução

Os caprinos da região nordeste do Brasil são considerados rústicos, porém tem apresentado baixo desempenho produtivo. Essa realidade tem levado a uma busca contínua por melhores índices de produtividade, uma vez que essa região possui mais de oito milhões de cabeças caprinas e somente o Estado da Paraíba participa com 6,81% do efetivo de caprinos do país (624.205 animais) (IBGE, 2009).

O nordeste brasileiro é considerado uma área com aptidão natural para a pecuária, especialmente, para exploração destes pequenos ruminantes, pois a espécie caprina, dada a sua elevada seletividade alimentar, tem alcançado um razoável equilíbrio com os ecossistemas da região semi-árida, considerados adversos para outras espécies (Oliveira, 2009).

A diversidade genética entre raças de caprinos existentes pode fornecer combinações genéticas apropriadas para uma variedade de situações de produção, manejo, mercado e adaptabilidade (Sousa, 2002). E tem sido vista como uma alternativa viável para solucionar a baixa produtividade dos rebanhos caprinos no semi-árido (Pereira et al., 2009).

Para se obter material genético de qualidade, são necessários programas de melhoramento bem fundamentados, embasados em parâmetros genéticos acurados e precisos (Dionello et al., 2008). Neste sentido, a utilização de métodos que consigam incorporar toda a informação de um animal e que possibilitem utilizar dados observados, em substituição aos estimados, com vistas a incrementar a acurácia, as possibilidades de seleção e melhoramento genético, são estratégias poderosas, particularmente facilitadas pelos avanços ocorridos na área de informática (Sarmiento, 2008).

A utilização de uma variável resposta de dimensão finita (por exemplo, peso vivo de um animal ajustado a uma idade padrão) em comparação com as variáveis originalmente repetidas ao longo do tempo (dimensão infinita, por exemplo, pesos em diferentes idades), a partir da qual se estima a variável de dimensão finita, tem sido questionada nas ultimas décadas (Bonafé, 2011).

Essas características medidas diversas vezes durante a vida do animal têm sido utilizadas para avaliação genética, por intermédio da metodologia de

modelos mistos. Para a utilização desta metodologia são obtidos os melhores preditores lineares não-viesados (BLUP) dos valores genéticos dos animais avaliados (Sousa, 2010).

Características medidas diversas vezes durante a vida do animal têm sido estudadas de várias formas. O uso de modelos de regressão aleatória tem sido reconhecido como ideais para análise de dados longitudinais no melhoramento animal e utilizados para modelar várias características em alguns animais, como por exemplo, em curva de lactação em caprinos de leite (Oliveira et al., 2000; Sarmiento et al., 2003), permitindo melhor utilização dos dados, já que todas as medidas do animal e de seus parentes são utilizadas para avaliação do mesmo, com potencial aumento da acurácia de seleção.

Desta forma, objetivou-se com este estudo comparar diferentes modelos de regressão aleatória, ajustados por meio de funções polinomiais de Legendre de diferentes ordens para avaliar o que melhor se adéqua ao estudo genético da curva de crescimento de caprinos da raça Alpina criados no semi-árido paraibano.

Material e Métodos

Foram utilizados 1.501 registros de pesos corporais de caprinos da raça Alpina com pesos registrados sistematicamente a cada 28 dias de idade, desde o nascimento (PN) até os 196 dias de idade (P28, P56, P84, P112, P140, P168 e P196), totalizando um máximo de oito registros de peso corporal por animal em uma amostra com 221 animais provenientes de um rebanho experimental da Empresa Estadual de Pesquisa Agropecuária do estado da Paraíba (EMEPA-PB), coletados de 2002 a 2009. Todos os animais foram submetidos às pesagens em balança adequada.

O banco de dados foi constituído de informações de produção e de parentesco dos animais em produção ou que já produziram, tendo como informação mínima o pai e a mãe do caprino. Para os caprinos submetidos ao teste de progênie, o arquivo continha dados completos de “pedigree”, em que incluiu 211 caprinos da raça Alpina e destes 47 animais formou a população-

referência ou fundadores (ambos os pais desconhecidos), dando um total de 268 animais na matriz de parentesco e com o coeficiente de endogamia média na população de 9,93%, calculado através do programa computacional MTDFNRM, componente do sistema MTDFREML (Boldman et al., 1995).

A fazenda experimental está localizada no município de Soledade, a 7°03'30" S e 36°21'47" O, na região dos Cariris Velhos Paraibanos, no semi-árido paraibano, distante 210 km de João Pessoa - PB. Visto que a fazenda experimental está localizada no semi-árido, essa região é caracterizada por duas épocas distintas: uma chuvosa (março a julho) e outra seca (agosto a fevereiro). No período chuvoso, quando, normalmente há maior disponibilidade de alimentos, os animais permanecem em campos de pastagens nativa e nativa melhorada com capim buffel (*Cenchrus ciliaris*) e capim-pangola (*Digitaria decumbens*). No período de escassez, recebem no cocho suplementação à base de silagem, palma forrageira (*Opuntia ficus* sp), capim-elefante (*Pennisetum purpureum*), ração concentrada e sal mineral durante todo o ano.

O controle sanitário foi do tipo sistemático, ou seja, vacinações e combate aos endo e ectoparasitas; tratamentos contra querato-conjuntivite, linfadenite caseosa e do ectima contagioso são adotados quando constatadas as ocorrências em cada rebanho.

Estes animais foram submetidos ao sistema semi-intensivo de manejo, mantidos com as mães até a idade de 90 dias, momento em que ocorreu o desmame. As fêmeas foram cobertas em estação de monta, de modo que o terço final da gestação e parte da lactação coincidisse com o período das chuvas. Já as cabras jovens eram sempre incorporadas ao rebanho de matrizes quando apresentaram peso igual ou superior a 65% da média de peso adulto das matrizes de cada grupo genético, contemporâneas do rebanho. Os reprodutores foram utilizados por período máximo de três anos consecutivos e, então, eram removidos do rebanho. As cabras permaneciam no plantel por, no máximo, sete anos e em seguida eram descartadas por insucesso na concepção, pouca habilidade materna e/ou enfermidades. Os produtos (filhotes) eram separados da mãe ao nascimento, onde recebiam colostro três vezes ao dia, dieta sólida a partir do 10º dia de vida e conseqüentemente

desmamados no 70º dia de idade, onde o manejo era adotado principalmente como forma preventiva da *artrite-encefalite caprina* (CAE).

Foram utilizados modelos de regressão aleatória com diferentes números e níveis de efeitos aleatórios. A regressão fixa para a trajetória média de crescimento foi modelada utilizando-se polinômios ortogonais de Legendre de ordem quatro, como preconizado por Sousa (2010).

Foram analisados oito modelos de regressão aleatória, com diferentes números e níveis de efeitos aleatórios, conforme a Tabela 1.

Tabela 1. Ordem dos polinômios para os modelos com efeitos: genético aditivo direto (AD), genético aditivo materno (AM), ambiente permanente animal (PA) e ambiente permanente materno (PM) em caprinos da raça Alpina criados na região semi-árido paraibano

MODELOS	AD	AM	PA	PM
I	3		3	
II	3		4	
III	4		4	
IV	3	3	3	
V	3	3	4	
VI	4	4	4	
VII	3	3	3	3
VIII	4	4	4	4

Foi utilizada uma estrutura de variância residual proposta por Sousa (2010), sendo considerada heterogênea, com quatro classes de idade (1-28, 29-56, 57-112 e 113-196 dias de idade).

O modelo estatístico geral pode ser representado na seguinte equação:

$$y_{ij} = F_{ij} + \sum_{m=0}^{k_{\beta}-1} \beta_m \phi_m + \sum_{m=0}^{k_a-1} \alpha_{im} \phi_m + \sum_{m=0}^{k_m-1} \gamma_{im} \phi_m + \sum_{m=0}^{k_c-1} \rho_{im} \phi_m + \sum_{m=0}^{k_w-1} \delta_{im} \phi_m + \varepsilon_{ij}$$

em que: Y_{ij} = peso j do cabrito; ϕ_m = função polinomial de Legendre m da idade padronizada (-1 a +1); F_{ij} = conjunto de efeitos fixos incluídos no modelo (grupo de contemporâneos, sexo e tipo de nascimento da cria); β_m = coeficiente de regressão fixo do peso sobre o polinômio de Legendre, com $k_{\beta} = 4$ (função cúbica) para modelar a trajetória média da população; α_{im} , γ_{im} , ρ_{im} e δ_{im} = coeficientes de regressão aleatória genético aditivo direto, genético aditivo

materno, ambiente permanente de animal e ambiente permanente materno, respectivamente; k_a , k_m , k_c e k_w são as ordens dos polinômios a serem ajustados, sendo no máximo de 3, 3, 4 e 4, respectivamente; e ε_{ij} = efeito aleatório residual.

Foram formado grupos de contemporâneos pelo ano (2002 a 2009) e pela estação de nascimento (1 e 2), em que a estação 1 correspondeu ao período chuvoso (março a julho) e a estação 2, ao período seco (agosto a fevereiro).

Os polinômios de Legendre de ordem k foram definidos, de acordo com Kirkpatrick et al. (1990), pela seguinte fórmula:

$$\phi_m = \frac{1}{2^k} \sqrt{\frac{2k+1}{2}} \sum_{m=0}^{\lfloor k/2 \rfloor} (-1)^m \binom{k}{m} \binom{2k-2m}{k} (a_{ij}^*)^{k-2m}$$

em que a idade (em dias) do animal i , para o peso j observado, foi padronizada, para o intervalo de -1 a 1, da seguinte maneira $a_{ij}^* = (2(a_{ij} - a_{\min}) / (a_{\max} - a_{\min})) - 1$, tal que $a_{\max}$ e $a_{\min}$ são, respectivamente, a primeira e última idade do intervalo considerado e os colchetes $\lfloor \cdot \rfloor$ sobre o somatório indicam que o número em seu interior é arredondado para baixo, considerando o valor inteiro mais próximo.

Em notação matricial, o modelo anterior, com suas respectivas pressuposições são descritos como:

$$y = XB + Z_1\alpha + Z_2\gamma + W_1\rho + W_2\delta + \varepsilon$$

$$E \begin{bmatrix} y \\ \alpha \\ \gamma \\ \rho \\ \delta \\ \varepsilon \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} XB \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} \quad \text{e} \quad \text{Var} \begin{bmatrix} \alpha \\ \gamma \\ \rho \\ \delta \\ \varepsilon \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} K_a \otimes A & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & K_m \otimes A & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & K_c \otimes I_{Nd} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & K_w \otimes I_{Nd} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & R \end{bmatrix}$$

em que: y = vetor de N observações referentes Nd animais; B = vetor que contém os efeitos fixos e os coeficientes β_m na regressão fixa; a = vetor $k_a \times Nd$ de coeficientes de regressão aleatória genéticos aditivos diretos, em que Nd denota o número total de animais na matriz de parentesco; m = vetor $k_m \times Nd$

de coeficientes de regressão aleatória genético aditivo materno; c = vetor $k_c \times Nd$ de coeficientes de regressão aleatória de ambiente permanente de animal; w = vetor $k_w \times Nd$ de coeficientes de regressão aleatória de ambiente permanente materno; X , Z_1 , Z_2 , W_1 e W_2 = matrizes de incidência correspondentes; k_a , k_m , k_c e k_w = matrizes de (co)variâncias entre os coeficientes de regressão aleatórios genético aditivo direto, genético aditivo materno, ambiente permanente de animal e ambiente permanente materno, respectivamente; A = matriz dos numeradores do coeficiente de parentesco entre os indivíduos; I_{Nd} = matriz identidade de dimensão Nd ; $\otimes$ = operador produto direto; e R = matriz diagonal de variâncias residuais com elementos com quatro classes ajustadas, ou seja, $R = \text{diagonal} [\sigma^2_{ij}]$.

Os componentes de (co)variâncias entre os coeficientes de regressão aleatórios foram estimados pelo programa WOMBAT (Meyer, 2007).

Os diferentes modelos foram comparados pelo logaritmo da função de máxima verossimilhança (Log L), que tende a favorecer modelos com maior número de parâmetros. Assim, foram usados também os critérios de informação de Akaike (AIC) e Bayesiano de Schwarz (BIC), onde estes dois últimos são impostos penalidades de acordo com o número de parâmetros a serem estimados, mas, no caso do BIC, esse critério penaliza mais os modelos com maior número de parâmetros que o AIC, de modo que os dois critérios podem não conduzir a resultados concordantes.

Os critérios de informação são definidos como:

$$AIC = -2 \ln L + 2p \cdot e \quad \text{e} \quad BIC = -2 \ln L + p \cdot \ln(N - r(X))$$

em que: p = número de parâmetro estimado; N = número total de observações; e $r(X)$ = posto da matriz de incidência dos efeitos fixos do modelo.

Menores valores para AIC e BIC indicam melhor ajuste. Os diferentes modelos foram comparados, inicialmente, pela mudança no logaritmo da função de máxima verossimilhança (Log L), por meio do teste da razão de verossimilhança (TRV). A estatística TRV foi realizada entre os modelos considerados como os mais adequados com base nos Log L, AIC e BIC, e foi obtida pela seguinte expressão:

$$TRV_{ij} = 2 \ln L_i - 2 \ln L_j$$

em que: $\ln L_i$ = máximo da função de verossimilhança para o modelo completo i ; $\ln L_j$ = máximo da função de verossimilhança para o modelo reduzido j .

A estimativa TRV foi calculada e comparada pelo teste do qui-quadrado tabelado, com d graus de liberdade e nível de significância de 1%, em que d é a diferença entre o número de parâmetros estimados pelos modelos completo e reduzido (aninhados). As conclusões foram feitas da seguinte maneira: se $TRV > \chi^2_{(0,01;d)}$ o teste seria significativo e o modelo completo forneceria melhor ajuste em relação ao modelo reduzido. A hipótese de nulidade testada foi de que os modelos: completo e reduzido não diferiram entre si.

Além dos testes citados, os parâmetros estimados para cada modelo foram comparados para avaliar mudanças em função do ajuste da variância residual.

Resultados e Discussão

Na Tabela 2 são apresentados os pesos médios observados dos 1.501 registros de pesos dos animais em distintas idades (nascimento a 196 dias) nos diferentes controles (1 a 8) de caprinos da raça Alpina.

Tabela 2. Controle, idade (dias), número de animais, média (kg), desvio padrão (kg), valores máximo e mínimo (kg), observados ao nascimento (0) até os 196 dias de idade em caprinos da raça Alpina criados na região semi-árida no Estado da Paraíba

Controle	Idade (dias)	Nº de animais	Média (Kg)	Desvio-Padrão (Kg)	Máximo (Kg)	Mínimo (Kg)
1	0	221	3,0805	0,6095	5,6000	1,4000
2	28	204	6,9338	1,6979	13,0000	3,0000
3	56	201	10,2085	2,4119	17,0000	5,0000
4	84	194	13,4510	2,7725	22,0000	6,0000
5	112	186	16,0844	3,3014	28,0000	9,0000
6	140	167	18,0886	3,6297	31,0000	8,0000
7	168	161	20,0398	4,1767	32,0000	11,0000
8	196	167	21,8174	4,4157	35,0000	12,0000

Observou-se na Tabela 2 que seis animais da amostra não tiveram seus pesos coletados aos 140 e 168 dias de idade, desta forma no controle 7 apresentou menor número de animais em relação aos controles 6 e 8.

O resumo das análises quanto aos critérios utilizados para comparação entre os diferentes modelos adotados são apresentados na Tabela 3.

Tabela 3. Logaritmo da função de verossimilhança (Log L), critério de informação de Akaike (AIC), critério de informação Bayesiano (BIC) e número de parâmetros (np) em caprinos da raça Alpina criados na região semi-árido paraibano

MODELOS	Log L	AIC	BIC	np
I	-1995,707	4023,414	4108,372	16
II	-1962,413	3964,826	4071,010	20
III	-1968,234	3984,468	4111,890	24
IV	-1995,229	4034,458	4151,274	22
V	-1953,450	3958,900	4096,940	26
VI	-1964,380	3996,762	4177,276	34
VII	-1994,781	4045,562	4194,240	28
VIII	-1958,223	4004,446	4238,052	44

O valor do Log L foi menor para o Modelo I que para todos os outros, os critérios de AIC e BIC também apresentaram maiores valores para o Modelo I, VII e VIII, respectivamente, seguido pelos Modelos IV, VI e III. Os resultados sugerem que os modelos I, III, IV, VI, VII e VIII foram menos adequados para descrição de funções de covariâncias neste estudo.

Quanto maior o número de efeitos aleatórios e de seus níveis, conseqüentemente do seu número de parâmetros, maior o Log L, o que leva aos modelos com maior número de efeitos aleatórios serem melhores neste critério. Com base nos valores obtidos pelo critério AIC e pelo Log L, o Modelo V, que contemplava os efeitos: genético aditivo direto, genético aditivo materno e ambiente permanente animal, foi satisfatório para modelar as funções de covariâncias com a idade.

Todavia, o Modelo II, por ser mais parcimonioso, seria o mais adequado para modelar as curvas genéticas e de ambiente permanente animal na população de caprinos da raça Alpina em estudo, quando considerado o critério BIC. Por ser um critério que impõe mais penalidades a modelos mais parametrizados, modelo II foi indicado como mais apropriado para modelar as

mudanças nas variâncias de características de crescimento com a idade para população em estudo, apesar de diferir da indicação do AIC e Log L.

Comparou-se os Modelos II e V pelo valor do TRV foi de 17,926 e através do teste do qui-quadrado com seis graus de liberdade, foi obtido resultado significativo ($P < 0,01$; $\chi^2_{(0,01;6)}=2,204$).

Estimativas de covariâncias, correlações entre os coeficientes de regressão aleatória e autovalores para os Modelos II e V são apresentados nas Tabelas 4 e 5.

Tabela 4. Estimativas de variância (diagonal), covariância (abaixo da diagonal) e correlações (acima da diagonal) entre os coeficientes de regressão aleatória e autovalores (λ) da matriz de coeficientes para os efeitos genético aditivo direto e de ambiente permanente de animal para o modelo II

1	2	3	4	λ (%)
Efeito genético aditivo direto ($ka = 3$)				
5,7540	0,9174	-0,5901		96,13
2,6036	1,3996	-0,2201		3,87
-0,5262	0,0968	0,1382		0,00
Efeito ambiente permanente do animal ($kc = 4$)				
3,7694	0,6195	-0,8749	-0,1697	80,06
1,6087	1,7887	-0,1627	-0,8785	19,94
-0,5373	-0,0688	0,1001	-0,3283	0,00
-0,1808	-0,6447	-0,0570	0,3011	0,00

Tabela 5. Estimativas de variância (diagonal), covariância (abaixo da diagonal) e correlações (acima da diagonal) entre os coeficientes de regressão aleatória e autovalores (λ) da matriz de coeficientes para os efeitos genético aditivo direto, genético aditivo materno e de ambiente permanente de animal para o modelo V

1	2	3	4	λ (%)
Efeito genético aditivo direto ($ka = 3$)				
5,1531	0,9533	-0,7184		97,86
2,3561	1,1855	-0,4747		2,14
-0,4886	-0,1549	0,0898		0,00
Efeito genético aditivo materno ($km = 3$)				
0,9852	0,7692	0,0198		89,81
0,4225	0,3063	0,6541		10,19
0,0351	0,0647	0,0319		0,00
Efeito ambiente permanente do animal ($kc = 4$)				
3,8382	0,6084	-0,8724	-0,1041	78,30
1,7019	2,0385	-0,1434	-0,8526	21,69
-0,4113	-0,0493	0,0579	-0,3949	0,00
-0,1261	-0,7525	0,0590	0,3822	0,00

Em todos os casos apresentados, o intercepto da regressão polinomial foi mais variável e as correlações entre o intercepto e o coeficiente de regressão linear foram positivas para todos os efeitos e variaram de 0,6084 a 0,9174, sendo que as correlações mais elevadas foram verificadas para o Modelo II. Todavia, correlações entre intercepto e coeficientes de regressões quadráticos foram negativas e variaram de -0,5901 a -0,8724, exceto para o efeito genético materno (0,0198 a 0,6541). Resultados semelhantes foram relatados por Meyer (2001) em bovinos de corte, Fischer et al. (2004) em ovinos de corte da raça Poll Dorset, Sousa (2008) em caprinos de corte da raça Anglo-Nubiano, e Sarmiento (2010) em ovinos de corte da raça Santa Inês.

Altas correlações entre coeficiente de regressão fizeram com que alguns autovalores fossem próximos de zero e fossem fixados em um zero operacional. Em todos os efeitos aleatórios incluídos nos Modelos II e V, o primeiro autovalor predominou sobre os demais, indicando que grande proporção da variância total (78,30 a 96,13%) foi explicada pela primeira autofunção de cada função de covariância.

Ao analisar os autovalores para o efeito genético aditivo direto e efeito de ambiente permanente do animal, no Modelo II observou-se que os autovalores explicaram 100% da variância genética direta e variância de ambiente permanente do animal.

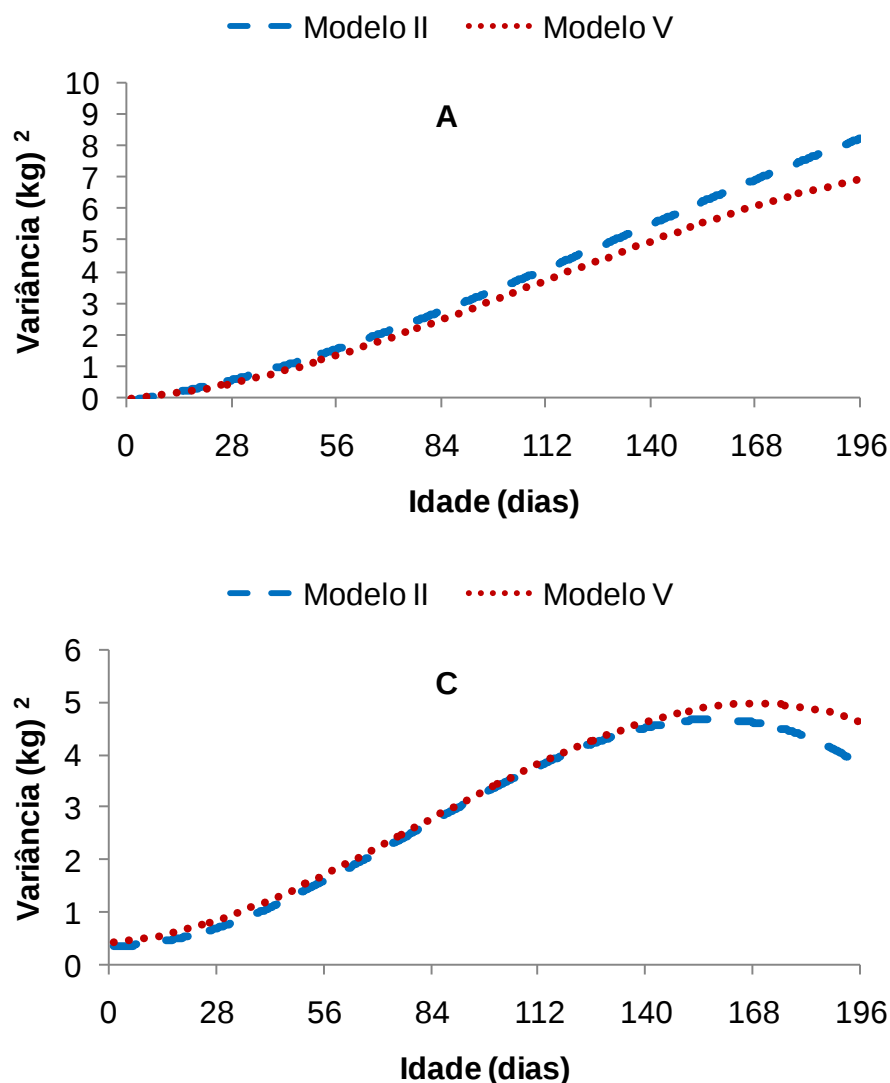
Já para análises dos autovalores para o efeito genético aditivo direto, efeito genético aditivo materno e efeito de ambiente permanente do animal, ajustados no Modelo V também se observou que os autovalores explicaram 100% da variância genética direta, variância genética materna e variância de ambiente permanente do animal.

Sarmiento et al. (2008) verificaram que quando um modelo mais parametrizado for empregado haverá maior número de autovalores associados à matriz dos coeficientes próximo de zero, que poderia ter ocorrido pelo aumento da multicolinearidade atribuída ao aumento da ordem de ajuste da função empregada, o que sugere redução da dimensionalidade.

Modelos mais parcimoniosos devem ser preferidos, pois, de acordo com Legarra et al. (2004), ajuste perfeito aumenta a demanda computacional (memória e capacidade de processamento), a susceptibilidade e a erros

numéricos, e ainda alertaram para o fato de que a redução da dimensionalidade devido a eliminação de autovalores próximos de zero não é indicada em todos os casos, uma vez que, ao adotar este critério, pode resultar em modelagem simplista ou inadequada. Todavia, a seleção da ordem do polinômio a ser utilizada não é uma tarefa fácil e, para isto, os autovalores podem ser uma ferramenta útil (Foulley e Robert-Granie, 2002).

As estimativas dos componentes de variância para os pesos do nascimento aos 196 dias de idade, para os modelos II e V estão apresentadas na Figura 1 e 2, respectivamente.



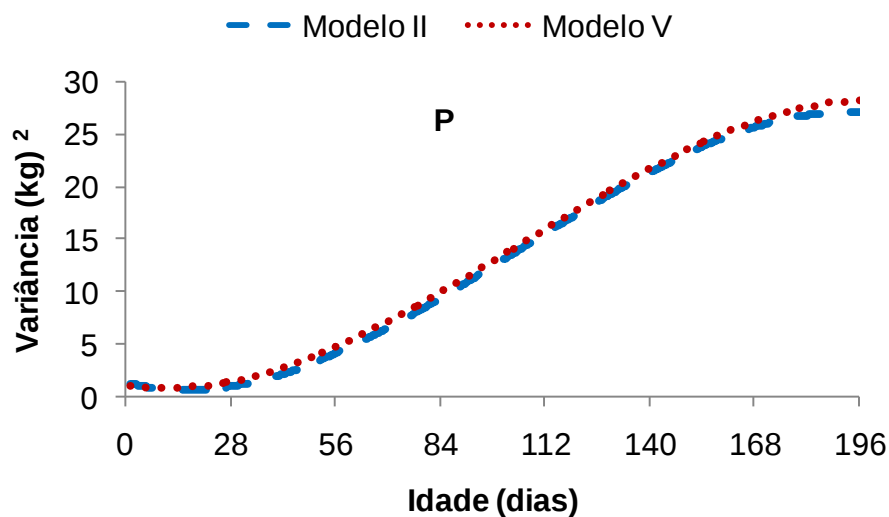


Figura 1. Estimativas de componentes de variância genética aditiva direta (A), ambiente permanente de animal (C), fenotípica (P) para os Modelos II e V.

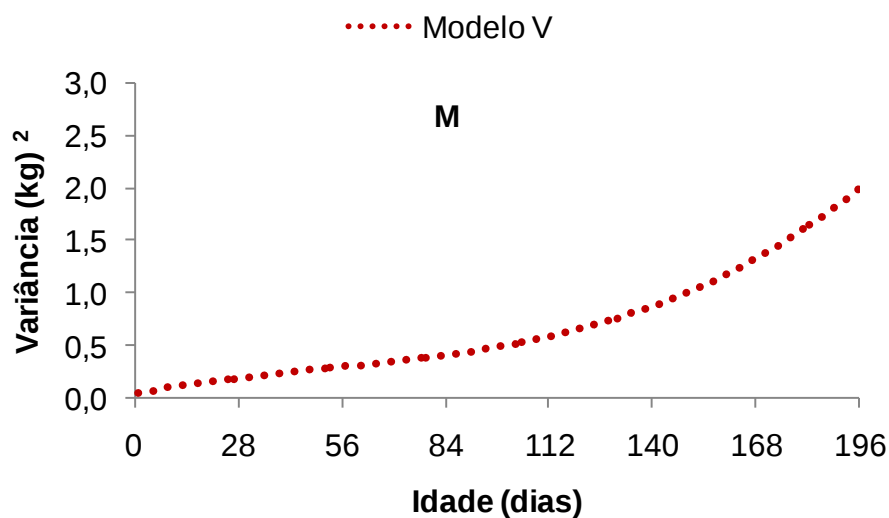


Figura 2. Estimativas de componentes de variância genética aditiva materna (M) para o Modelo V.

As variâncias estimadas pelos Modelos II e V apresentaram trajetórias semelhantes. As estimativas da variância genética aditiva direta (Figura 1) tiveram tendência crescente até os 196 dias de idade para os Modelos II e V, sendo que no Modelo II houve um crescimento final maior. Albuquerque e Meyer (2001) e Meyer (2001), avaliando bovinos de corte, descreveram

estimativas de variâncias genéticas aditivas diretas crescentes ao longo do período estudado, com crescimento mais acelerado ao final do intervalo, similar ao encontrado neste estudo. No entanto, Lewis e Brotherstone (2002), Fischer et al. (2004) e Sarmento et al. (2006), estudando ovinos, relataram que estimativas de variâncias genéticas aditivas diretas foram crescentes ao longo de toda a trajetória.

As estimativas de variâncias de ambiente permanente do animal (Figura 1) apresentaram crescimento contínuo e acelerado do nascimento aos 140 dias de idade. Assim como verificado para as variâncias genéticas, as trajetórias obtidas pelos modelos foram semelhantes, porém todas as estimativas geradas pelo Modelo II foram inferiores a partir do 140 dias de idade em relação ao modelo V até os 196 dias de idade. Comportamento semelhantes para variâncias de ambiente permanente foram relatados por Fischer et al. (2004, ovinos), Cue et al. (2006, bezerros), Sarmento et al. (2008, ovinos) e Valente et al. (2008, bovino).

As estimativas de variâncias fenotípicas (Figura 1), obtidas pelos Modelos II e V foram semelhantes. Para ambos os modelos as variâncias fenotípica apresentaram-se crescente até aos 168 dias de idade, a partir de onde apresentaram menor crescimento. Observou-se que, entre os 28 e 168 dias de idade a trajetória descrita pelo Modelo II foi ligeiramente inferior à descrita pelo Modelo V, resultando em uma curva mais suave. Fischer et al. (2004), observaram que a variância fenotípica aumentou com a idade até próximo aos 300 dias de idade em cordeiros. Comportamento semelhante foram relatados por Sarmento et al., (2006) em ovinos Santa Inês.

A variância estimada para o efeito genético aditivo materno (Modelo V) foi pouco crescente até os 84 dias de idade e, logo em seguida apresentou maior crescimento até o final do intervalo (Figura 2). A estimativa de variância no início do intervalo é próxima de zero, o que pode ser uma consequência do manejo adotado para o aleitamento dos cabritos (Sousa et al., 2010).

Fischer et al. (2004) trabalhando com ovinos de corte estimaram variâncias aditivas materna praticamente constantes até aos 200 dias de idade. Em bovinos de corte, Valente et al. (2008) observaram variância genética aditiva materna inferior aos 90 dias de idade, com forte crescimento até aos 250 dias de idade. Os autores concluíram que este comportamento não teria

nenhuma explicação biológica, e foi provavelmente ocasionado por artefatos do modelo de regressão aleatória.

As estimativas de herdabilidade direta e proporção da variância fenotípica devida ao ambiente permanente, para os pesos do nascimento aos 196 dias de idade para os Modelos II e V, e de herdabilidade materna para o Modelo V, estão apresentadas na Figura 3 e 4, respectivamente.

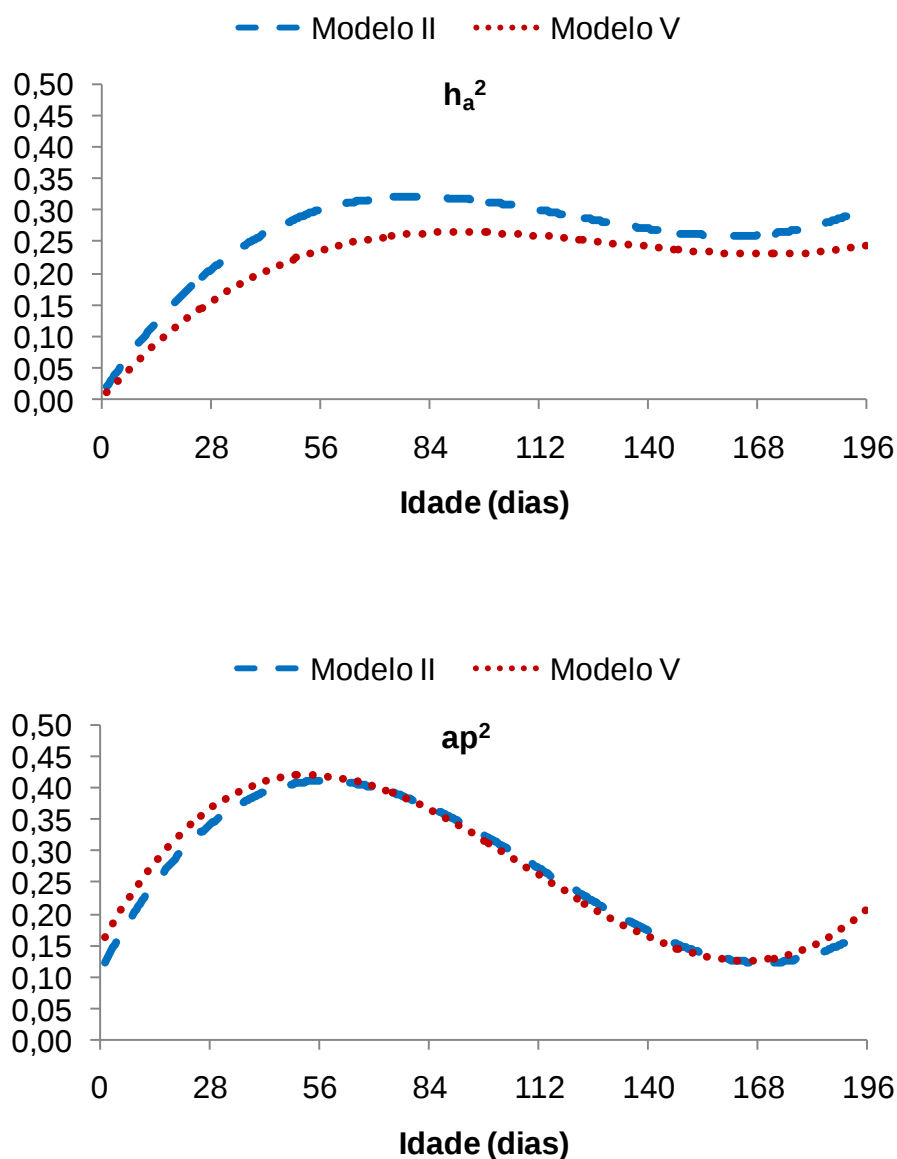


Figura 3. Estimativas de herdabilidade direta (h_a^2), efeitos de ambiente permanente de animal como proporção da variância fenotípica (ap^2) para os Modelos II e V.

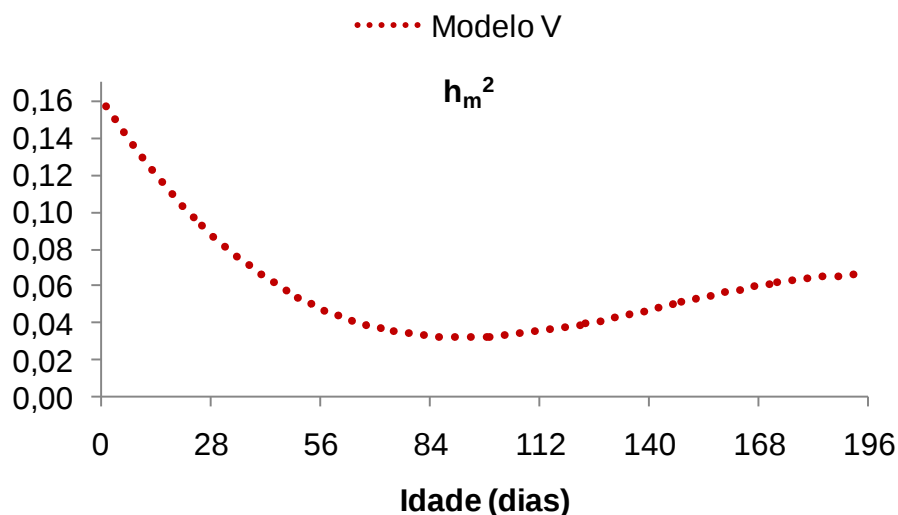


Figura 4. Estimativas de herdabilidade materna (h_m^2) para o Modelo V.

As herdabilidades diretas estimadas foram ligeiramente diferentes no início da curva. Os maiores valores de herdabilidade direta (Figura 3) foram observados aos 56 dias de idade (0,221 e 0,316) para os Modelos V e II, respectivamente. Este resultado foi similar ao obtidos por Sousa et al. (2010), em caprinos da raça Anglo-Nubiano. A partir desta idade, as herdabilidades descritas pelos modelos foram semelhantes e decresceram até o intervalo de 168 dias de idade, e aumentaram a partir deste ponto até o intervalo de 196 dias de idade.

Estimativas de proporção de ambiente permanente em relação à variância total (Figura 3) aumentaram de forma rápida do nascimento até cerca dos 30 dias de idade, e após este intervalo permaneceram crescentes até os 56 dias de idade. Na fase inicial da vida dos animais, do nascimento até próximo dos 58 dias de idade, as estimativas obtidas pelo Modelo V foram ligeiramente maiores do que as obtidas pelo Modelo II, após esta idade os modelos apresentaram estimativas semelhantes até os 168 dias de idade. Os resultados obtidos neste estudo são semelhantes aos relatados por Meyer (2001), em bovinos de corte, Fischer et al. (2004) e Sarmento (2010), em ovinos.

Valores obtidos para herdabilidade materna (Figura 4) para o Modelo V apresentaram forte redução do nascimento (0,167) até aos 84 dias de idade, e após este intervalo permaneceu levemente crescente até os 196 dias de idade. A contribuição máxima da mãe sobre os fenótipos dos filhos, de acordo com a

herdabilidade materna estimada ocorreu nos primeiros dias de idade, o que condiz com o comportamento esperado em mamíferos, pois logo nos primeiros dias de vida a cria é totalmente dependente das condições maternas, principalmente do leite produzido pela mãe.

Sousa et al. (2009) encontrou resultados diferentes para a estimativa de herdabilidade materna trabalhando com regressão aleatória para caprinos da raça Anglo-Nubiano. O resultado encontrado neste estudo pode ser atribuído à estrutura dos dados, conforme já apresentados na Tabela 2, em que o número de observações diminui consideravelmente após os 112 dias de idade. Isto pode dificultar a partição correta da variância total na variância atribuída aos efeitos genéticos aditivos direto e materno.

As estimativas de correlação entre todos os pesos corporais, do nascimento até aos 196 dias de idade, para os Modelos II e V, estão apresentadas na Figura 5 e 6, respectivamente.

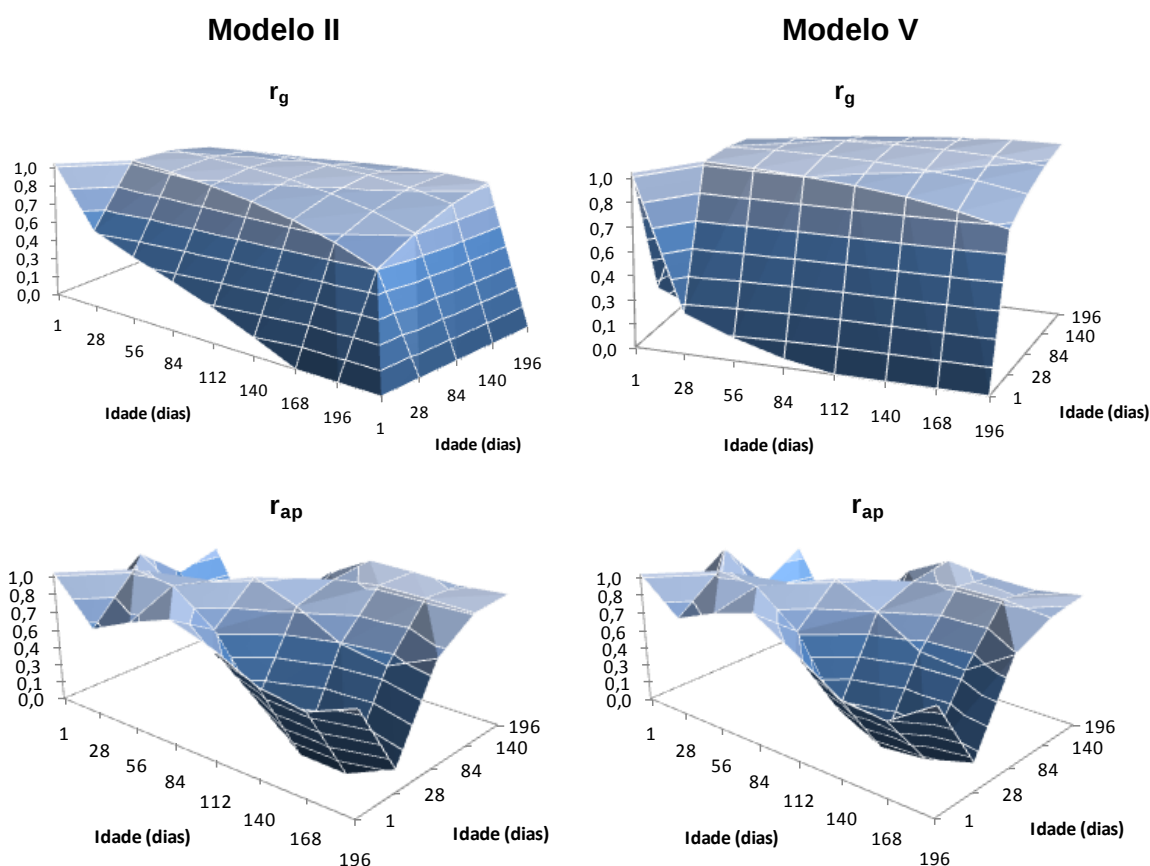


Figura 5. Correlações genética aditiva direta (r_g) e efeitos de ambiente permanente de animal (r_{ap}) para os Modelos II e V.

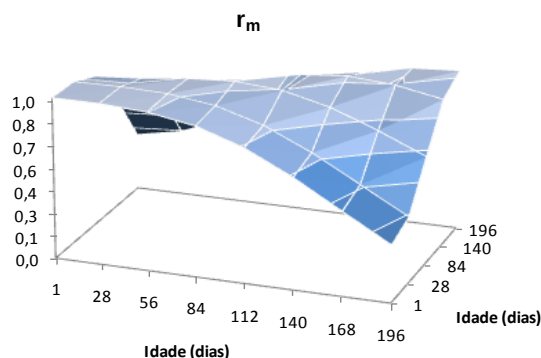


Figura 6. Correlação genética materna (r_m) para o Modelo V.

De modo geral, as correlações genéticas aditiva direta (Figura 5) entre os pesos ao nascimento e às demais idades variaram de 0,368 a próximo de um (0,994) para o Modelo II, e de 0,048 a próximo de um (0,997) para o Modelo V, o que evidencia grande diferença entre os dois modelos para as correlações entre as idades iniciais. Em geral, as correlações tenderam a decrescer com o aumento do número de dias entre os controles. Vários autores relataram dificuldades em estimar as covariâncias entre controles iniciais e finais (Jamrozik, et al., 1997, bovino de leite; Brotherstone et al., 2000, bovino de leite; Meyer, 2001, bovino de corte; Sarmento et al., 2008, ovino de corte). O pequeno número de observações para idades extremas, a distâncias da média e a superparametrização têm sido consideradas como prováveis causas para estes problemas (Kirkpatrick et al., 1994).

As correlações de ambiente permanente de animal (Figura 5) entre os pesos ao nascimento e às demais idades foram de baixas a moderadas, principalmente entre o peso ao nascimento e em idades acima dos 56 dias de idade, chegando a praticamente zero entre o peso ao nascimento e aos 196 dias de idades, e variaram de 0,028 a próximo de 0,665 para o Modelo II, e de 0,048 a próximo de 0,682 para o Modelo V, o que evidencia que não houve diferença entre os dois modelos. Dias et al. (2006) reportaram baixas correlações de ambiente permanente de animal entre o peso ao nascimento e em idades-padrão (240, 365 e 550 dias de idade) para bovinos da raça Tabapuã, sendo 0,25; 0,26 e 0,09, respectivamente. Resultados semelhantes foram apresentados por Albuquerque e Meyer (2001) trabalhando com bovinos Nelore, que estimaram baixa correlação de ambiente permanente de animal entre o peso ao nascer e o peso aos 630 dias de idades (0,01).

Estimativas de correlação genética materna estimadas pelo modelo V (Figura 6) entre o peso ao nascer e as idades-padrão (28, 56, 84, 112, 140, 168 e 196 dias de idade) para o Modelo V foram de baixas a alta magnitude. Entre PN e P28 e entre PN e P56, as correlações maternas foram de 0,998 e 0,355, respectivamente. A correlação diminuiu com o aumento da distância entre as idades, o que foi constatado por Sousa et al. (2010) com caprinos da raça Anglo-Nubiana. Entre 84, 112, 140, 168 e 196 dias de idade, as estimativas foram de baixas a média magnitude (0,355 a 1,0). Estes resultados sugerem que se há uma correlação alta entre essas medidas, pode haver o mesmo controle genético na característica.

Conclusões

O modelo de regressão aleatória com função polinomial de Legendre de ordem 3,4 para os efeitos genético aditivo direto e ambiente permanente de animal pode ser considerado a mais parcimoniosa para descrever as mudanças nas covariâncias ao longo da curva de crescimento de caprinos da raça Alpina.

Referências Bibliográficas

- ALBUQUERQUE, L.G.; MEYER, K. Estimates of covariance functions for growth from birth to 630 days of age in Nelore cattle. **Journal of Animal Science**, v.79, p.2776-2789, 2001.
- BONAFÉ, C.M.; TORRES, R.A.; SARMENTO, J.L.R.; SILVA, L.P.; RIBEIRO, J.C.; TEIXEIRA, R.B.; SILVA, F.G.; SOUSA, M.F. Modelos de regressão aleatória para descrição da curva de crescimento de codornas de corte. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.40, n.4, p.765-771, 2011.
- BOLDMAN, K.G.; KRIESE, L.A.; VAN VLECK, L.D. **A manual for use of MTDFREML. A set of programs to obtain estimates of variances and**

- covariances [DRAFT]**. Beltsville: U.S. Department of agriculture, Agricultural Research Service, 1995. 125p.
- BROTHERSTONE, S.; WHITE, I. M. S.; MEYER, K. Genetic modelling of daily milk yield using orthogonal polynomials and parametric curves. **Journal of Animal Science**, v.70, p.417-416, 2000.
- CUE, R.I.; WADE, K.M.; PIETERSMA, D; PELLERIN, D.; PASSILLÉ, A.M.; RUSHEN, J.; LEFEBVRE, D. Genetic variability of growth curves in Quebec dairy heifers. In: WORD CONGRESS ON GENETICS APLIED TO LIVESTOCK PRODUCTION, 8., 2006, Belo Horizonte. **Proceedings...**, Belo Horizonte, 2006. Viçosa, 30 jan. 2011. Disponível em: http://www.wcgalp8.org.br/wcgalp8/articles/paper/1_43-1820.pdf. Acessado em: 30 jan. 2011.
- DIAS, L.T.; ALBUQUERQUE, L.G.D.; TONHATI, H. et al. Estimação de parâmetros genéticos para peso do nascimento aos 550 dias de idade para animais da raça Tabapuã utilizando-se modelos de regressão aleatória. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.35, n.5, p.1915-1925, 2006.
- DIONELLO, N.J.L.; CORREA, G.S.S.; SILVA, M.A. et al. Estimativas Trajetória da Genética do Crescimento de codornas de corte utilizando Modelos de Regressão Aleatória. **Arquivo Brasileiro de Medicina e Zootecnia**, v.60, n.2, p.454-460, 2008.
- FISCHER, T.M.; VAN der WERF, J.H.J.; BANKS, R.G. et al. Description of Lamb growth using random regression on Field data. **Livestock Production Science**, v. 89, n. 2, p. 175-185, 2004.
- FOULLEY, J.L.; ROBERT-GRANIE, C. Heteroskedastic random coefficient models. In: 7th Word Congress of Genetics Applied to Livestock Production, 7., 2002, Montpellier. **Proceedings...**, Montpellier, 2002. 1 CD-ROM.
- IBGE - Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística: Cidades@ - Informações Estatísticas - Pecuária 2009. Viçosa, 12 out. 2010. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br/cidadesat/topwindow.htm?1>. Acessado em: 12 out. 2010.

- JAMROZIK, J.; SCHAEFFER, L. R.; DEKKERS, J. C. M. Genetic evaluation of dairy cattle using test day yields and random regression model. **Journal Dairy Science**, v.80, n.6, p.1217-1226, 1997.
- KIRKPATRICK, M.; LOFSVOLD, D.; BULMER, M. Analysis of the inheritance, selection and evolution of growth trajectories. **Genetics Selection Evolution**, v.124, p.979-993, 1990.
- KIRKPATRICK, M.; HILL, W.G.; THOMPSON, R. Estimating the covariance structure of traits during growth and aging, illustrated with lactation in dairy cattle. **Genetics Research**, v.64, n.57-69, 1994.
- LEGARRA, A.; MISZTAL, I.; BERTRAND, J.K. Construting covariance functions for random regression models for growth in Gelbvieh beef cattle. **Journal of Animal Science**, v. 82, n. 4,p. 1564-1571, 2004.
- LEWIS, R.M.; BROTHERSTONE, S. A genetic evaluation of growth in sheep using random regression techniques. **Journal of Animal Science**, v.74, p.63-70, 2002.
- MEYER, K. WOMBAT – A tool for mixed model analyses in quantitative genetics by REML, **Journal of Zhejiang University, SCIENCE B** 8: 815–821, 2007.
- MEYER, K. Estimates of direct and maternal covariance functions for growth of Australian beef calves from birth to weaning. **Genetics Selection Evolution**, v. 33, n. 1, p. 1-28, 2001.
- OLIVEIRA, S.M.P.; FONSECA, C.G.; PEREIRA, C.S. et al. Estimativas de componentes de covariância e de parâmetros genéticos da curva de lactação através do modelo de regressão aleatória. In: Reunião Anual da Sociedade Brasileira de Zootecnia, 37., 2000, Viçosa. **Anais...**, Viçosa: SBZ, 2000. 1 CD-ROM.
- OLIVEIRA, D.F.; CRUZ, J.F.; CARNEIRO, P.L.S. et al. Desenvolvimento ponderal e características de crescimento de caprinos da raça Anglonubiana criados em sistema semi-intensivo. **Revista Brasileira de Saúde e Produção Animal**, v.10, n.2, p.256-265, 2009.

- PEREIRA, G.M., SOUZA, B.B., SANTOS, F.O. et al.. Avaliação do comportamento fisiológico de caprinos da raça Saanen no Semi-árido paraibano. In: SIMPÓSIO INTERNACIONAL SOBRE CAPRINOS E OVINOS DE CORTE, 2009, João Pessoa. **Anais...**, João Pessoa, 2009. 1 CD-ROM.
- SARMENTO, J.L.R.; TORRES, R.A.; LOBO, R.N.B. et al. Modelos de regressão aleatória na avaliação genética do crescimento de ovinos da raça Santa Inês. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.39, n.8, p.1723-1732, 2010.
- SARMENTO, J.L.R.; ALBUQUERQUE, L.G.; TORRES, R.A. et al. Comparação de modelos de regressão aleatória para estimação de parâmetros genéticos em caprinos leiteiros. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.37, n.10, p.1788-1796, 2008.
- SARMENTO, J.L.R.; TORRES, R.A.; PEREIRA, C.S. et al. Avaliação genética de características de crescimento de ovinos Santa Inês utilizando modelos de regressão aleatória. **Arquivo Brasileiro de Medicina Veterinária e Zootecnia**, v. 58, n. 1, p. 68-77, 2006.
- SARMENTO, J.L.R.; TORRES, R.A.; BREDAS, F.C. et al. Parâmetros genéticos para produção de leite no dia do controle de cabras mestiças por meio de regressão aleatória. In: REUNIÃO ANUAL DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, 40, 2003, Santa Maria. **Anais...**, Santa Maria: SBZ, 2003. 1 CD-ROM.
- SOUSA, J.E.R.; SILVA, M.A.; SARMENTO, J.L.R. et al. Avaliação da trajetória média de crescimento de caprinos em modelos de regressão aleatória. **Archivos de Zootecnia**, v. 59, n. 226, pp. 267-276. 2010.
- SOUSA, J.E.R.; SARMENTO, J.L.R.; SOUSA, W.H. et al. Estimativas de componentes de covariância e parâmetros genéticos de pesos corporais em caprinos Anglo-Nubiano. **Revista Brasileira de Ciências Agrárias**, v.4, n.2, p.211-216, 2009.
- SOUSA, J.E.R.; SILVA, M.A.; SARMENTO, J.L.R. et al. Homogeneidade e heterogeneidade de variância residual em modelos de regressão aleatória sobre o crescimento de caprinos Anglo-Nubianos. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.43, n.12, p.1725-1732, 2008.

SOUSA, W.H. Cruzamentos industriais para a produção de carne. In: SIMPÓSIO PARAIBANO DE ZOOTECNIA, 2002, Areia. **Palestras...**, Areia: CCA/UFPB, 2002.

VALENTE, B.D.; SILVA, M.A.; SILVA, L.O.C. et al. Estruturas de covariância de peso em função da idade de animais Nelore das regiões Sudeste e Centro-Oeste do Brasil. **Arquivo Brasileiro de Medicina Veterinária e Zootecnia**, v.60, n.2, p.389-400, 2008.