

## Fatores ambientais e genéticos sobre a curva de crescimento de caprinos mestiços

Luiz Antonio Silva Figueiredo Filho<sup>1\*</sup>, José Lindenberg Rocha Sarmento<sup>2</sup>,  
José Elivalto Guimarães Campelo<sup>1</sup>, Natanael Pereira da Silva Santos<sup>1</sup>,  
José Ernandes Rufino de Sousa<sup>3</sup>, Daniel Biagiotti<sup>1</sup>

<sup>1</sup>Departamento de Zootecnia, Universidade Federal do Piauí, Teresina, PI, Brasil

<sup>2</sup>Departamento de Ciência Animal, Universidade Federal do Piauí, Bom Jesus, PI, Brasil

<sup>3</sup>Departamento de Ciência Animal, Universidade Federal Rural do Semiárido, Mossoró, RN, Brasil

\*Autor correspondente, e-mail: luiz\_medvet@hotmail.com

### Resumo

Objetivou-se com este trabalho estimar a curva de crescimento, por meio de modelos não-lineares, de 399 caprinos mestiços Boer x Anglonubiana criados extensivamente na microrregião de Teresina, PI, nascidos entre 2006 e 2010, e estudar fatores ambientais e genéticos que influenciam a curva de crescimento. Os modelos ajustados foram Gompertz, Logístico, Von Bertalanffy, Brody e Richards. Após ajuste dos modelos procedeu-se estudo dos efeitos ambientais sobre a curva de crescimento, sendo considerados os efeitos de ano, estação, tipo de nascimento, sexo e rebanho. As médias dos pesos foram baixas, indicando reflexo do sistema de criação extensivo adotado. O modelo de Gompertz apresentou melhor ajuste, de acordo com os critérios QMR, R<sup>2</sup>, percentual de convergência, comportamento gráfico e DMA. Constatou-se influência significativa ( $p < 0,05$ ) dos efeitos de ano e estação de nascimento, tipo de nascimento, sexo e rebanho sobre os parâmetros A, B e k da curva de crescimento ajustada e sobre os pesos estimados a partir da curva ajustada. A Taxa de Crescimento Absoluta máxima foi observada precocemente aos 35 dias de idade, indicando que os animais sofreram déficit nutricional que refletem no crescimento, principalmente na fase pós desmama. As herdabilidades estimadas para os parâmetros da curva foram de baixa magnitude, resultando em pequena alteração do padrão de crescimento dos animais estudados por meio de seleção individual. A baixa variância genética para os parâmetros da curva ajustada é consequência das limitações amostrais do banco de dados.

**Palavras-chave:** efeitos não-genéticos, herdabilidade, maturidade, modelos não-lineares

### Environmental and genetic factors on the growth curve of crossbred goats

#### Abstract

This work aimed to estimate the growth curve, by means of non-linear models, of 399 Boer X Anglonubian crossbred goats bred in the microregion of Teresina, Piauí State, Brasil, born between 2006 and 2010, and environmental and genetic factors affecting this curve. The adjusted models were Gompertz, Logistic, Von Bertalanffy, Brody and Richards. After adjustment of these models, a study of the environmental effects on the growth curve was proceeded, considering of year, season, type of birth, sex, and herd effects. The averages of weights were low indicating reflection of the adopted range breeding system. The Gompertz model presented the best fit according to the criteria QMR, R<sup>2</sup>, percentage of convergence, behavior chart and DMA. Significant influence was found ( $p < 0,05$ ) of year and season of birth, type of birth, sex, and flock effects on the A, B and k parameters of Growth curve adjusted and on the estimated weights from the fitting curve. The Absolute Maximum Growth Rate was early observed at 35 days old, indicating that the animals suffered nutritional deficits which reflect on their growth, especially in the post-weaning. The estimated heritabilities for curve parameters were of low magnitude, resulting in little change in the growth pattern of the animals studied by means of individual selection. The low genetic variance for the parameters of the curve it is because of the limits of the sample database.

**Key words:** heritability, maturity, non-genetic effects, non-linear models

Recebido: 15 Julho 2011  
Aceito: 04 Junho 2012

## Introdução

A caprinocultura é uma atividade de importância sócio-econômica no Nordeste, seja pela produção de carne para sustentabilidade familiar ou comercialização dos seus produtos. A região Nordeste concentra 90,6% do rebanho brasileiro, sendo o Piauí o terceiro maior rebanho com 1.389.384 cabeças, destacando-se a microrregião de Teresina com mais de 114 mil de caprinos (IBGE, 2009).

O aumento da produtividade na caprinocultura precisa ser amparado por programas de melhoramento genético, de modo a subsidiar os sistemas de produção, por meio da seleção e multiplicação rápida de animais geneticamente superiores (Sousa, 2004). Como suporte a esses programas estão os estudos relacionados às características de crescimento, que auxiliam na tomada de decisões quanto à qualidade da resposta produtiva do animal.

Dentre as características usadas para representar o processo do crescimento dos animais tem-se o peso corporal, que serve de substrato para análise da curva de crescimento, ao relacionar o peso com a idade dos animais, podendo ser utilizada na definição de programas alimentares, bem como para identificar a idade mais adequada para abate.

De um modo geral, estuda-se curvas de crescimento por meio de ajustes de funções não-lineares, que possibilitam sintetizar informações de todo o período de vida dos animais em um pequeno conjunto de parâmetros matemáticos com interpretação biológica, facilitando, assim, o entendimento do fenômeno (Oliveira et al., 2000). Os modelos mais utilizados para descrever o crescimento dos animais são as funções Brody, Von Bertalanffy, Richards, Logístico e Gompertz (Freitas, 2005).

As características relacionadas ao crescimento do animal geralmente sofrem influências de fatores genéticos e ambientais. Em caprinos, estudos relacionados à influência desses efeitos sobre a curva de crescimento são escassos.

Desta forma, objetivou-se, com esse trabalho, descrever a curva de crescimento

de caprinos mestiços Boer x Anglonubiana, por meio de ajustes de funções não-lineares, com ênfase nos fatores ambientais e genéticos que influenciam os parâmetros da curva de crescimento de caprinos criados na microrregião de Teresina, Piauí.

## Material e Métodos

Os dados utilizados nesta pesquisa foram provenientes de 399 caprinos mestiços Boer x Anglonubiano, nascidos entre os anos de 2006 e 2010, do rebanho da UFPI, localizado no Centro de Ciências Agrárias (CCA) da Universidade Federal do Piauí – UFPI, em Teresina-PI, e da Fazenda Malhada Vermelha, localizada no município de José de Freitas-PI, ambos pertencentes à microrregião de Teresina.

O manejo adotado na Fazenda Malhada Vermelha é intensivo até a desmama e na fase pós-desmama extensivo, com animais mantidos com alimentação a pasto com *Brachiaria brizanta*. No rebanho da UFPI os animais são criados em manejo similar, com pastejo irrigado, porém em razão de queima de pastos durante o período seco do ano da pesquisa, passaram a receber suplementação com ração comercial com 16% de PB ao cocho, correspondendo a 1% do peso vivo. Em ambos os rebanhos são ofertados água e sal mineral à vontade, sendo que a idade de desmama para a Fazenda Malhada Vermelha e para o CCA/UFPI é de 90 e 120 dias, respectivamente.

Para determinação do modelo que descreve de forma mais eficiente a curva de crescimento dos animais participantes da pesquisa, foram utilizados registros de pesos de animais, machos e fêmeas, coletados da seguinte forma: pesos ao nascimento, aos 30 dias e a desmama. No período pós-desmama foram realizadas pesagens periódicas, com intervalos de aproximadamente 15 dias, realizando-se, no mínimo, oito pesagens por animal.

Foram comparados e ajustados cinco modelos não-lineares para os dados de pesos (Tabela 1), verificando-se o que melhor descreveu a curva de crescimento do rebanho.

**Tabela 1.** Equações dos modelos não-lineares empregadas na descrição da curva de crescimento dos caprinos mestiços Boer x Anglonubiana.

Modelo	Equação
Von Bertalanffy	$y = A(1 - Be^{-kt})^3 + \varepsilon$
Gompertz	$y = Ae^{Be^{(-kt)}} + \varepsilon$
Brody	$y = A(1 - Be^{-kt}) + \varepsilon$
Logístico	$y = A(1 + Be^{-kt})^{-1} + \varepsilon$
Richards	$y = A(1 - Be^{-kt})^m + \varepsilon$

Fonte: Freitas (2005).

Na forma geral dos modelos não-lineares,  $y$  é o peso corporal, em Kg, à idade  $t$ , dado em dias;  $A$  é o peso assintótico (Kg) quando  $t$  tende ao infinito, ou seja, este parâmetro é interpretado como peso à idade adulta;  $B$  é uma constante de integração sem interpretação biológica bem definida, no entanto está relacionada aos pesos iniciais do animal, sendo estabelecido pelos valores iniciais de  $y$  e  $t$ . O parâmetro  $k$  é interpretado como taxa de maturação, que deve ser entendida como a mudança de peso em relação ao peso à maturidade, ou seja, precocidade, e  $m$  é o parâmetro que dá forma à curva, sua fixação determinará a forma da curva e, conseqüentemente, o ponto de inflexão. Assim, ao assumir o ponto de inflexão do modelo de Richards igual a 0, 2/3, 1 e 2, obtêm-se, respectivamente, o modelo de Brody, de Von Bertalanffy, de Gompertz e o Logístico (Freitas, 2005).

Os parâmetros dos modelos foram estimados pelo método de Gauss Newton modificado, utilizando-se o procedimento NLIN do SAS (SAS, 2002). Os critérios adotados para indicação do modelo que melhor descreveu a curva de crescimento foram: quadrado médio do resíduo (QMR) - calculado dividindo-se a soma de quadrados do resíduo, obtida pelo SAS, pelo número de observações, que é o estimador de máxima verossimilhança da variância residual, para que se pudesse comparar o QMR dos diferentes modelos; coeficiente de determinação ( $R^2$ ), calculado como o quadrado da correlação entre os pesos observados e estimados; o percentual de convergência (C) de cada modelo; o comportamento gráfico das curvas observadas e estimadas e o desvio médio absoluto dos resíduos (DMA) (Sarmiento et al., 2006), sendo que quanto menor o valor melhor o ajuste, portanto avalia a qualidade de ajuste, dado por:

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

sendo  $Y_i$  o valor observado,  $\hat{Y}_i$  o valor estimado e  $n$  o tamanho da amostra.

Posteriormente, obteve-se a primeira derivada do modelo de melhor ajuste em relação ao tempo ( $\partial Y/\partial t$ ) denominada taxa de crescimento absoluta (TCA), que significa o ganho de peso obtido por unidade de tempo, neste caso seria o ganho médio diário, já que o tempo é dado em dias.

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 (SAS, 2002), de forma a se determinar a influência dos efeitos ambientais de ano, estação e tipo de nascimento, sexo e rebanho, além das correlações entre os parâmetros, com o modelo que proporcionou melhor ajuste.

Na estimação dos componentes de (co) variância e dos parâmetros genéticos referentes à curva de crescimento de caprinos utilizou-se

o método da Máxima Verossimilhança Restrita Livre de Derivadas (DFREML) com o programa MTDREML (Multiple Trait Derivative Free Restricted Maximum Likelihood), sob modelo animal em análises unicaracterísticas (Boldman et al., 1993).

O modelo incluiu o efeito fixo de grupo de contemporâneos, sendo este constituído por animais nascidos no mesmo ano (2006 a 2010), na mesma estação do ano (chuvosa = Janeiro a Maio, seca = Junho a Dezembro), do mesmo sexo e do mesmo tipo de nascimento (simples ou duplo). Como efeito aleatório, considerou-se o efeito genético direto e o erro aleatório associado a cada observação. Foram eliminados animais que apresentaram menos que duas pesagens, com peso assintótico superior a 100 Kg e taxa de maturação maior que 0,09 Kg/dia, restando na matriz de parentesco 991 animais.

O modelo estatístico utilizado foi o seguinte:

$$y = X\beta + Z\alpha + \varepsilon,$$

em que  $y$  é o vetor de observações de cada característica (parâmetro);  $X$  é a matriz de incidência dos efeitos fixos;  $\beta$  é o vetor de efeitos fixos (grupo de contemporâneos);  $Z$  é a matriz de incidência dos efeitos aleatórios, ou seja, efeito genético direto de cada animal;  $\alpha$  é o vetor de efeitos aleatórios genéticos diretos;  $\varepsilon$  é o vetor de efeitos aleatórios residuais. As pressuposições assumidas são:

$$\begin{bmatrix} y \\ \alpha \\ \varepsilon \end{bmatrix} \sim N \left\{ \begin{bmatrix} X\beta \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} ZGZ' + R & ZG & R \\ & G & 0 \\ & & R \end{bmatrix} \right\}$$

$$G = A \otimes G_0 \text{ e } R = I \otimes R_0,$$

sendo:  $A$  = matriz de parentesco;  $G_0$  = matriz de (co) variância genética;  $I$  = matriz identidade;  $R_0$  = matriz de (co) variância residual.

## Resultados e Discussão

Na comparação dos modelos (Tabela 2), pode-se observar que a função de Gompertz apresentou os melhores valores nos critérios de seleção, com elevados C e  $R^2$  e baixos QMR e DMA, apesar de que os demais modelos também demonstraram qualidade de ajuste considerável, com exceção ao modelo de Richards que teve C e  $R^2$  baixos e QMR e DMA elevados.

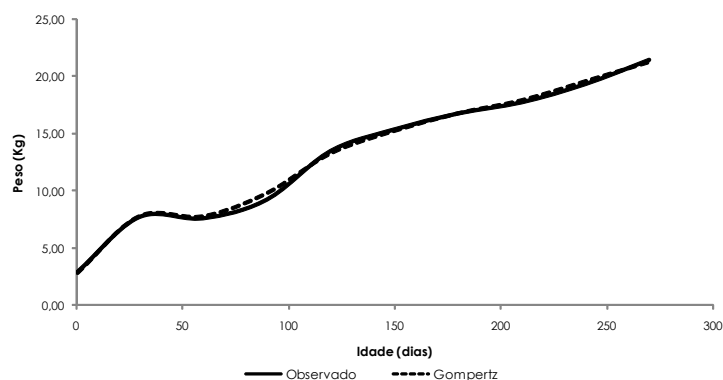
Constatou-se que o modelo de Richards apresentou dificuldade de convergência no processo iterativo na estimação dos parâmetros durante a análise no software utilizado. Dificuldades com ajustes da curva de crescimento através do modelo de Richards foram constatadas por Sarmiento et al. (2006), apesar de uma maior flexibilidade por não fixar o ponto de inflexão, provavelmente por ter um parâmetro a mais a ser estimado em relação aos demais modelos não-lineares estudados no presente artigo.

**Tabela 2.** Estimativas médias dos parâmetros (A, B, k e M), desvio médio absoluto (DMA), quadrado médio do resíduo (QMR), coeficiente de determinação (R<sup>2</sup>) e percentual de convergência (C), de acordo com os modelos de Richards, Gompertz, Logístico, Brody e Von Bertalanffy.

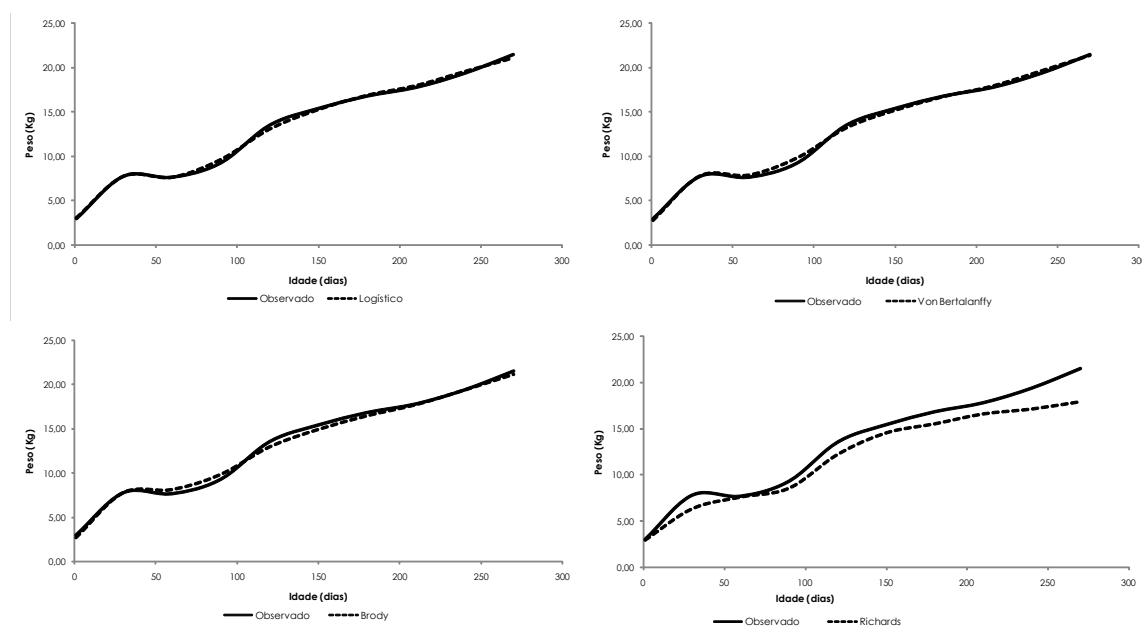
Modelos	Parâmetros				DMA	QMR	R <sup>2</sup>	%C
	A	B	k	M				
Richards	27,733	<b>-6,444</b>	0,018	14,091	<b>1,29</b>	<b>15,70</b>	66,11	44,89
Gompertz	22,475	2,09	0,022	-	<b>0,60</b>	<b>0,77</b>	<b>98,55</b>	<b>96,50</b>
Logístico	<b>21,726</b>	-1,844	0,038	-	0,61	0,84	98,42	<b>96,50</b>
Brody	24,574	0,851	<b>0,014</b>	-	0,76	1,28	97,67	83,87
Von Bertalanffy	23,332	0,0518	0,020	-	0,62	0,82	98,46	95,16

Quanto ao comportamento gráfico das curvas de crescimento ajustadas pelos modelos não-lineares (Figura 1 e 2), observa-se ajustes similares praticamente em todas as idades entre os modelos Gompertz, Logístico, Von Bertalanffy e Brody, com uma pequena subestimação dos pesos até aproximadamente 60 dias de idade e

posterior superestimação entre os 60 e 100 dias, retornando a subestimar discretamente os pesos no intervalo entre 100 a 180 dias de idade. Após essas idades os ajustes desses modelos são bem próximos dos pesos observados. Diferentemente, o ajuste da função de Richards subestimou o peso em todas as idades (Figura 2).



**Figura 1.** Estimativas dos pesos em função da idade ajustados através do modelo de Gompertz e os pesos observados em caprinos mestiços Boer x Anglonubiano criados na microrregião de Teresina, PI.



**Figura 2.** Estimativas dos pesos em função da idade ajustados através dos modelos de Logístico, Von Bertalanffy, Brody e Richards, respectivamente, e os pesos observados em caprinos mestiços Boer x Anglonubianos criados na microrregião de Teresina, PI.

Assim, de acordo com os critérios de escolha, os modelos de Gompertz, Logístico e Von Betalanffy apresentaram bons ajustes, contudo com uma relativa superioridade da função de Gompertz (Figura 1) que demonstrou uma maior proximidade com os pesos médios observados nas diferentes idades, se apresentando, portanto, como o modelo mais adequado para descrever o crescimento dos animais estudados. Em diversas literaturas consultadas o modelo de Gompertz proporcionou melhor ajuste médio dentre as

funções estudadas em várias espécies (Freitas, 2005; Sarmiento et al., 2006).

As médias dos pesos estimados pelo modelo de Gompertz nas diferentes idades (Tabela 3) se apresentam inferiores às encontradas na literatura, principalmente de trabalhos realizados com animais manejados em sistema semi-intensivo (Cruz et al., 2009; Oliveira et al., 2009), variando de 2,97 ao nascer à 21,50 Kg aos nove meses de idade.

**Tabela 3.** Médias, desvios-padrão e coeficiente de variação (CV) dos pesos do nascimento à 270 dias de idade estimado pelo modelo de Gompertz, em caprinos mestiços Boer x Anglonubiano criados na microrregião de Teresina, PI.

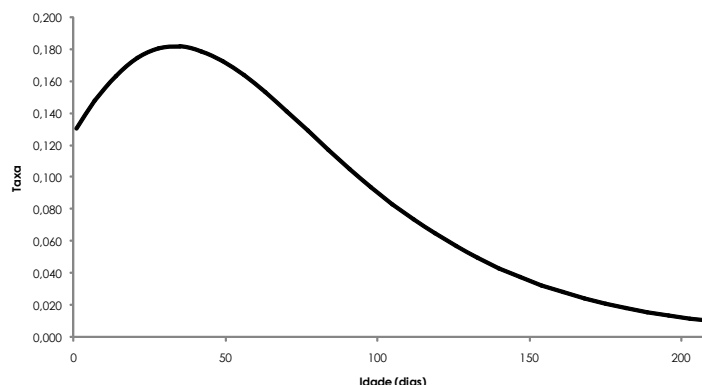
Pesos	PN	P30	P60	P90	P120	P150	P180	P210	P240	P270
Médias (Kg)	2,97	7,76	7,64	9,28	13,53	15,41	16,82	17,79	19,38	21,50
Desvios (Kg)	0,81	1,75	2,70	2,60	4,50	4,00	4,34	4,60	5,12	6,04
CV (%)	27,27	22,55	35,34	28,01	33,25	25,95	25,80	25,85	26,41	28,09

A TCA, obtida utilizando-se a primeira derivada do modelo de Gompertz em relação ao tempo, está apresentada na Figura 3m sendo de acordo com a expressão:

$$\frac{\partial Y}{\partial t} = 22,475 \times 0,022 \times 2,09 e^{-0,022t} e^{-2,09e^{-0,022t}}$$

O ponto de inflexão da curva de

crescimento foi estimado aos 35 dias de idade com um peso de 8,26 Kg e TCA de 0,18 Kg/dia, decrescendo após essa idade, ocorrendo, por conseqüência, uma diminuição da taxa de crescimento. Os fatores nutricionais e o manejo adotado seriam as causas destes resultados, inibindo progressivamente o crescimento, embora o animal não deixe de crescer.



**Figura 3.** Taxa de crescimento absoluto (TCA) estimada com o modelo de Gompertz.

A maior velocidade de crescimento foi alcançada precocemente, ou seja, antes dos 40 dias de idade. Constatou-se também que após os 200 dias de idade, os animais cresceram de forma lenta, em torno de 20 g/dia, resultados esses semelhantes aos encontrados por Sarmiento et al. (2006). O maior crescimento foi observado na fase pré-desmama, o que reforça a importância do efeito materno, tanto o genético como o efeito de ambiente permanente, principalmente no que diz respeito à produção de leite. Nas circunstâncias do sistema de criação extensivo adotado, os animais devem ser abatidos com idade média de 200 dias, já que após esse período a velocidade de crescimento decresce, sendo desvantajoso mantê-los no rebanho quando destinados ao abate.

A intensidade na queda da TCA pode ser explicada por deficiência do manejo nutricional dos animais, que teve o agravante da ocorrência de queimadas nos pastos do rebanho da UFPI,

além do fato dos cabritos mestiços tenderem a apresentar maior exigência por nutrientes do que os nativos (Malhado et al., 2008). Outra explicação para os valores da TCA seria a adaptação desses cabritos às condições climáticas da região, apresentando um crescimento mais rápido quando mais jovens e diminuindo com o avanço da idade. Essas informações permitem que os criadores possam tomar decisões primordiais para otimizar a produção de carne, como idade ótima de abate dos animais e a velocidade com que os animais crescem.

Na análise de variância dos efeitos ambientais sobre os parâmetros da curva de crescimento de Gompertz e os pesos estimados a partir deste modelo em diferentes idades (Tabela 4), tanto nos parâmetros quanto nos pesos estimados houve significância ( $p < 0,05$ ) dos efeitos de ano e estação de nascimento, tipo de nascimento, sexo e rebanho.

**Tabela 4.** Probabilidade de significância dos efeitos ambientais de ano de nascimento (AN), estação de nascimento (EN), tipo de nascimento (TN), Sexo e Rebanho sobre os parâmetros da curva ajustada e pesos estimados ao nascer (PN), aos 30 (P30), 90 (P90), 120 (P120), 180 (P180) e 270 (P270) dias de idade pelo modelo de Gompertz.

Efeitos	GL	Parâmetros			Pesos estimados					
		A	B	k	PN	P30	P90	P120	P180	P270
AN	4	0,0001*	0,0001*	0,0001*	0,0001*	0,0071*	0,7518 <sup>ns</sup>	0,8579 <sup>ns</sup>	0,2107 <sup>ns</sup>	0,0032*
EN	1	0,0143*	0,0200*	0,3393 <sup>ns</sup>	0,7887 <sup>ns</sup>	0,0135*	0,0017*	0,0016*	0,0020*	0,0037*
TN	1	0,0207*	0,0822 <sup>ns</sup>	0,0001*	0,0001*	0,0001*	0,0001*	0,0001*	0,0001*	0,0001*
Sexo	1	0,0032*	0,0757 <sup>ns</sup>	0,5343 <sup>ns</sup>	0,0070*	0,0057*	0,0102*	0,0047*	0,0008*	0,0003*
Rebanho	1	0,0043*	0,3427 <sup>ns</sup>	0,0001*	0,0313*	0,0040*	0,0004*	0,0061*	0,4583 <sup>ns</sup>	0,1806 <sup>ns</sup>

GL: Grau de Liberdade; \*Efeito significativo ( $P < 0,05$ ); ns: Efeito não significativo ( $P < 0,05$ ).

O peso assintótico (A) é um parâmetro dependente de diversos fatores inerentes ao sistema de criação, a raça, a seleção e as condições climáticas. Para A todos os efeitos estudados se mostraram significativos ( $p < 0,05$ ), o que demonstra a importância desses fatores de meio no produto final, ou seja, na produção de carne, já que animais mais pesados tendem a apresentar melhores conformações e índices de capacidade de carcaça (Garcia et al., 2006). Animais nascidos de parto simples apresentaram valores mais elevados deste parâmetro em relação aos cabritos nascidos de parto múltiplo, observando-se também o dimorfismo sexual, sendo os machos com pesos a idade adulta superiores em relação às fêmeas. Resultados similares foram observados em alguns trabalhos com diferentes espécies (McManus et al., 2003; Sarmiento et al., 2006).

Já para taxa de maturação (k) os efeitos de ano de nascimento e tipo de nascimento foram significativos ( $p < 0,05$ ). O tipo de nascimento significativo evidencia que os animais apresentaram padrão de crescimento diferenciado, visto terem nascido de uma matriz gestando uma ou duas crias. De acordo com McManus et al. (2003), animais de parto simples, em geral, amadurecerem mais rapidamente que os de parto múltiplo. O sexo não foi significativo devido, provavelmente, a grande variabilidade deste parâmetro. A baixa variação (0,81) no peso ao nascer (Tabela 3) dos animais estudados permite afirmar que o k representa bem a taxa de maturação (Oliveira et al., 2000).

A influência de ano de nascimento sobre os parâmetros A e k pode ser atribuída a variações nas condições de clima e de manejo, que afetam principalmente a qualidade e a disponibilidade de pastagens, seja para a cabra ou para a cria, causando modificações nos pesos dos animais nas diferentes idades avaliadas.

Para o parâmetro B somente os efeitos de ano e estação de nascimento mostraram-se significativos ( $p < 0,05$ ) (Tabela 4). Segundo Bathaei & Leroy (1998), a significância do ano e estação de nascimento sobre o parâmetro B é

uma indicação do relacionamento deste com mudanças em peso no início da vida dos animais.

O rebanho influenciou significativamente ( $p < 0,05$ ) os parâmetros A e k, demonstrando reflexo do sistema de criação diferenciado entre os rebanhos, com destaque para a desmama, que ocorre entre os rebanhos estudados com 30 dias de diferença. A suplementação alimentar na lactação ocorreu nos dois rebanhos, mas o estresse pós-desmama pode ter sido maior nos animais pertencem ao rebanho que utilizou desmame precoce.

No caso dos pesos estimados, os efeitos fixos estudados também se mostraram significativos ( $p < 0,05$ ). O ano de nascimento foi significativo sobre PN, P30, P90 e P270, sugerindo a influência indireta da estacionalidade na produção de alimentos sobre os pesos estudados. A estação de nascimento exerceu efeito significativo ( $p < 0,05$ ) sobre todos os pesos estimados, com exceção do PN, devido aos nascimentos dos cabritos ocorrerem em seis meses, ou seja, dentro de uma única estação, não havendo peculiaridades climáticas. A influência do tipo de nascimento e do sexo sobre os pesos estimados foram significativos ( $p < 0,05$ ), como já era esperado, sendo os machos mais pesados que as fêmeas em consequência do dimorfismo sexual. As diferenças de manejos entre os rebanhos foram significativas ( $P < 0,05$ ) sobre os pesos estimados, com exceção do P180 e do P270.

A correlação amostral entre os parâmetros A e k do modelo ajustado foi negativa e de baixa magnitude (-0,10) (Tabela 5), explicada pelo fato dos animais mais pesados tendem a apresentar taxas de maturação menores que animais mais leves e atingiram a maturidade em idades menores, fato constatado por McManus et al. (2003), Sarmiento et al. (2006) e Malhado et al. (2008).

Para a correlação entre k e B, o valor foi positivo, mas também de baixa magnitude (0,14) e um pouco inferior ao observado por Sarmiento et al. (2006). Segundo esses autores, a interpretação dessa relação seria que animais

**Tabela 5.** Correlação simples entre os parâmetros peso assintótico (A), constante de integração (B) e taxa de maturação (k) da curva ajustada.

	A	B	k
A	1,00	0,65	-0,10
B		1,00	0,14
k			1,00

desmamados mais leves tendem a apresentar menor taxa de maturidade, devido a decréscimo na taxa de crescimento absoluto.

As estimativas das herdabilidades dos parâmetros A e k foram, respectivamente, 0,17 e 0,00, portanto de baixa magnitude (Tabela 6).

Para a taxa de maturação, a herdabilidade igual a zero é devido a problemas amostrais, ou seja, um banco de dados limitado. Além disso, o parâmetro k é fortemente influenciado pelo meio ambiente, evidenciando forte interferência de efeitos não-genéticos sobre esse parâmetro. A não detecção de variância genética sobre k decorre do fato dos caprinos tenderem a não crescer de forma contínua, respondendo, por exemplo, infestação parasitária com decréscimo na taxa de ganho de peso e seguido de aumento quando controlado a infestação como afirmado por Figueiredo Filho et al. (2010).

Constatou-se que o parâmetro B apresentou valor de herdabilidade baixo, diferindo de diversos trabalhos que constataram valores de média a alta magnitude. Entretanto, o valor de correlação com o peso assintótico (Tabela 6) foi elevado (0,65), concordando com Sarmento et al. (2006). Isso indica que cabritos

com pesos ao nascer elevados tendem a apresentar maiores pesos à idade adulta.

Assim, a respeito da possibilidade de se alterar a forma da curva de crescimento através da seleção nos parâmetros de algum modelo depende, entre outros fatores, da constatação de variância genética aditiva de cada parâmetro dos modelos. Logo, considerando-se os animais estudados, a seleção individual pode não proporcionar progresso genético.

Para os pesos estimados a medida que a idade aumenta, as herdabilidades foram de baixa magnitude, porém crescente, variando de 0,02 a 0,18 (Tabela 5), indicando ineficiência da seleção na pré-desmama se parte com base no peso. Valores similares foram observados em diversos trabalhos com ovinos (Neser et al., 2001; Quesada et al., 2002; Sousa et al., 2006).

Os caprinos estudados apresentam pequena variabilidade para o valor de variância genética para os parâmetros do modelo não-linear de melhor ajuste na descrição da curva de crescimento, prejudicando a análise e a correta interpretação do comportamento desses componentes na população. Esta variabilidade é resultante, principalmente, de limitações amostrais do banco de dados.

**Tabela 6.** Estimativas dos componentes de variância genética e herdabilidades dos parâmetros (A, B e k) da curva de crescimento ajustada e dos pesos estimados ao nascer, aos 30 (P30), 90 (P90), 120 (P120), 180 (P180) e 270 (P270) dias de idade pelo modelo de Gompertz.

	$\sigma_a^2$	$\sigma_e^2$	$h^2$
A	18,10	85,93	0,17
B	0,03	0,18	0,16
K	0,00	$8 \times 10^{-5}$	0,0
PN	$8 \times 10^{-5}$	0,40	0,02
P30	0,17	2,32	0,07
P90	1,32	10,77	0,11
P120	1,02	14,78	0,06
P180	2,25	21,20	0,10
P270	7,00	32,13	0,18

$\sigma_a^2$  = Variância genética aditiva;  $\sigma_e^2$  = Variância residual;  $h^2$  = Herdabilidade.

### Conclusões

O modelo de Gompertz apresenta o melhor ajuste para a descrição da curva de crescimento de caprinos criados extensivamente na microrregião de Teresina, PI. Os efeitos ambientais ano, estação e tipo de nascimento, sexo e rebanho são responsáveis por grande variação nos parâmetros da curva de

crescimento ajustada ao peso à medida que a idade dos caprinos mestiços aumentou. A taxa de crescimento absoluta máxima ocorre precocemente, necessitando-se de melhorias no manejo nutricional.

## Referências

- Bathaei, S.S., Leroy, P.L. 1998. Genetic and phenotypic aspects of the growth curve characteristics in Mehraban Iranian fat-tailed sheep. *Small Ruminant Research* 29:261-269.
- Boldman, K.G., Kriese, L.A., Van Vleck, L.D., Van Tassell, C.P., Kachman, S.D. 1993. *A Manual for use of MTDFREML: a set of programs to obtain estimates of variances and covariances.* [Draft]. USDA, Lincoln, USA. 120 p.
- Cruz, G.R.B., Costa, R.G., Ribeiro, M.N. 2009. Curva de crescimento de caprinos mestiços no estado da Paraíba. *Revista Brasileira de Ciências Agrárias* 4: 204-210.
- Figueiredo Filho, L.A.S., Santos, N.P.S., Silva, N.C.S., Barcante, F.P.S., Campelo, J.E.G., Sarmiento, J.L.R. 2010. Análise de dados da 1ª Prova de Ganho em Peso com caprinos da raça Anglonubiana, realizada no rebanho do Centro de Ciências Agrárias da Universidade Federal do Piauí em 2009. In: 47ª Reunião Anual da Sociedade Brasileira de Zootecnia. *Anais...* Salvador, Brasil. CD-ROM.
- Freitas, A.R. 2005. Curvas de crescimento na produção animal. *Revista Brasileira de Zootecnia* 34: 786-795.
- IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia Estatística. 2009. *Pesquisa Pecuária Municipal (PPM)*. <http://www.ibge.gov.br><Acesso em 10 Fev. 2011>
- Garcia, M.H.O., Bezerra, F.J., Santos Filho, J.M., Rondina, D., Silva, D.P.G., Oliveira Filho, J.P. 2006. Aspectos qualitativos das carcaças de caprinos Anglonubiano x SRD e Boer X SRD abatidos em duas faixas de peso. *Revista Científica Eletrônica de Medicina Veterinária* 3: 01-08.
- Malhado, C.H.M., Carneiro, P.L.S., Santos, P.F., Azevedo, D.M.M., Souza, J.C., Affonso, P.R.M. 2008. Curva de crescimento em ovinos mestiços Santa Inês x Texel criados no Sudoeste do Estado da Bahia. *Revista Brasileira de Saúde e Produção Animal* 9: 210-218.
- Mcmanus, C., Evangelista, C., Fernandes, L.A.C., Miranda, R.M., Bernal, F.E.M., Santos, N.R. 2003. Curvas de crescimento de ovinos bergamácia criados no Distrito Federal. *Revista Brasileira de Zootecnia* 32: 1207-1212.
- Neser, F.W.C., Erasmus, G.J., Van Wyk, J.B. 2001. Genetic parameter estimates for pré-weaning weight traits in Dorper sheep. *Small Ruminant Research* 40:197-202.
- Oliveira, H.N., Lôbo, R.B., Pereira, C.S. 2000. Comparação de modelos não-lineares para descrever o crescimento de fêmeas da raça Guzerá. *Pesquisa Agropecuária Brasileira* 35: 1843-1851.
- Oliveira, D.F., Cruz, J.F., Carneiro, P.L.S., Malhado, C.H.M., Rondina, D., Ferraz, R.C.N., Teixeira Neto, M.R. 2009. Desenvolvimento ponderal e características de crescimento de caprinos da raça Anglo Nubiana criados em sistema semi-intensivo. *Revista Brasileira de Saúde e Produção Animal* 10: 256-265.
- Quesada, M., Mcmanus, C., Couto, F.A.A. 2002. Efeitos genéticos e fenotípicos sobre características de produção e reprodução de ovinos deslanados no Distrito Federal. *Revista da Sociedade Brasileira de Zootecnia* 31: 342-349.
- Sarmiento, J.L.R., Regazzi, A.J., Sousa, W.H., Torres, R.A., Breda, F.C., Menezes, G.R.O. 2006. Estudo da curva de crescimento de ovinos Santa Inês. *Revista Brasileira de Zootecnia* 35: 435-442.
- SAS. Statistical Analyses System. 2002. *SAS/STAT User's guide.* Version 9.0. 4.ed. v.2. CD-ROM.
- Sousa, W.H. 2004. O Agronegócio Da Caprinocultura de Corte no Brasil. In: XIV Congresso Nacional de Zootecnia ZOOTEC. *Anais...* Brasília, Brasil. CD-ROM.
- Sousa, J.E.R., Oliveira, S.M.P., Lima, F.A.M., Silva, F.L.R., Silva, M.A. 2006. Efeitos genéticos e de ambiente para características de crescimento em ovinos Santa Inês no estado do Ceará. *Revista Ciência Agronômica* 37: 364-368.