

Ana Maria Loaiza Echeverri

**USO DE MODELOS NÃO-LINEARES PARA DESCREVER O CRESCIMENTO
DO PERÍMETRO ESCROTAL EM TOUROS DA RAÇA GUZERÁ CRIADOS
EM PASTOREIO EXTENSIVO**

Dissertação apresentada à Escola de Veterinária da Universidade Federal de Minas Gerais, como requisito parcial para obtenção do grau de Mestre em Ciência Animal.

Área de concentração: Reprodução Animal.

Orientador: Marc Roger Jean Marie Henry

**Belo Horizonte
Escola de Veterinária – UFMG
2010**

E18u Echeverri, Ana Maria Loaiza, 1982-
Uso de modelos não-lineares para descrever o crescimento do perímetro escrotal em touros da raça Guzerá criados em pastoreio extensivo / Ana Maria Loaiza Echeverri. – 2010. 49 p. : il.

Orientador: Marc Roger Jean Marie Henry
Dissertação (mestrado) – Universidade Federal de Minas Gerais, Escola de Veterinária
Inclui bibliografia

1. Guzerá (Zebu) – Reprodução – Teses. 2. Touro – Reprodução – Teses. 3. Testículos – Medição – Teses. I. Henry, Marc Roger Jean Marie. II. Universidade Federal de Minas Gerais. Escola de Veterinária. III. Título.

CDD – 636.208 926

Dissertação defendida e aprovada em 08 de fevereiro de 2010, pela Comissão Examinadora constituída por:



Prof. Marc Roger Jean Marie Henry
Orientador



Prof.ª Célia Raquel Quirino



Prof. José Aurélio Garcia Bergmann

*“Donde haya un árbol que plantar, plántalo tú.
Donde haya un error que enmendar, enmiéndalo tú.
Donde haya un esfuerzo que todos esquivan, hazlo tú.
Se tú el que aparta la piedra del camino”*

Gabriela Mistral

Este trabalho é dedicado ao meu avô Hernan, com gratidão e amor.
Aos meus pais Amalia Echeverri e Edinson Loaiza, com muito amor e saudade.
Ao Raúl, com amor.

AGRADECIMENTOS

A Deus, por me abençoar cada dia que amanhece.

Ao CNPq, pela bolsa de estudos.

Ao Brasil e à Escola de Veterinária da UFMG, pelo acolhimento.

Ao professor Marc Henry, por ter me dado a oportunidade de ser sua orientada, pela ajuda, paciência e confiança.

Ao professor Jose A. Bergmann, pela paciência, ajuda e orientação no meu trabalho.

À professora Célia Raquel Quirino, por ter aceitado participar da banca examinadora e pelas sugestões para a correção da dissertação.

Aos demais professores do setor de reprodução animal, pelas aulas, compreensão e respeito.

Aos proprietários das fazendas, Guzerá do Rosário, Palestina e Reunidas Antônio Balbino por ter permitido a nossa presença nas fazendas e pela colaboração nas coletas dos dados.

À Luiza, por ser minha amiga, colega de trabalho, tradutora e conselheira. Foi uma grande ajuda em todos os momentos.

Às minhas colegas, Fabiana e Valéria, pela compreensão, ajuda e amizade durante todo este tempo.

Aos meninos da iniciação científica, Daniele, Pedro, Adriana e Thiago, que tanto me ajudaram nas viagens para coleta de dados.

Aos meus pais, pelo amor e apoio incondicional. Por acreditarem em mim e por serem a força que me mantém de pé. À minha família, pelo amor e apoio mesmo de longe.

Ao Raúl, pelo amor, a ajuda e paciência de cada dia, e porque fez possível o meu sonho.

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

Muito obrigada!

SUMÁRIO

	RESUMO	13
	ABSTRACT	14
1	INTRODUÇÃO	15
2	REVISÃO DE LITERATURA	16
2.1	Curvas de crescimento	16
2.2	Modelos não-lineares	18
3	Perímetro escrotal	21
3.1	Utilização de modelos não-lineares para descrever o crescimento do perímetro escrotal	23
4	MATERIAL E MÉTODOS	27
4.1	Fazendas	27
4.2	Rebanho e manejo	28
4.3	Dados estudados	29
5	Análise estatística	29
5.1	Ajustamento dos modelos aos dados	30
5.2	Comparação dos modelos quanto ao ajustamento aos dados	30
6	RESULTADOS	32
6.1	Estimação dos parâmetros dos modelos das curvas de crescimento.....	32
6.2	Comparação entre os modelos quanto ao ajustamento aos dados	34
7	DISCUSSÃO	38
8	CONCLUSÕES	43
9	REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	43

LISTA DE TABELAS

Tabela 1	Principais modelos não-lineares usados para descrever características de crescimento em bovinos	18
Tabela 2	Modelos não-lineares considerados neste estudo para descrever o crescimento do perímetro escrotal em função da idade em machos da raça Guzerá	29
Tabela 3	Descrição dos grupos de idades e número de observações por grupo, considerados neste estudo para a avaliação do crescimento do perímetro escrotal de touros Guzerá	31
Tabela 4	Parâmetros estimados, seu erro padrão e número de iterações com que o critério de convergência foi atingido de acordo com o modelo utilizado para descrever o crescimento do perímetro escrotal em machos Guzerá.....	33
Tabela 5	Ponto de inflexão e idade ao ponto de inflexão, calculados pelos modelos utilizados para descrever o crescimento do perímetro escrotal em machos da raça Guzerá	34
Tabela 6	Médias do perímetro escrotal (PE) observado e estimado de machos Guzerá desde o nascimento até os 70 meses de idade por cada modelo não-linear considerado neste estudo	35
Tabela 7	Quadrado médio do erro (QME), coeficiente de determinação (R^2), desvio médio absoluto (DMA), teste de Durbin Watson (DW) e média do erro de predição médio (EPM) dos quatro modelos não-lineares utilizados para descrever o crescimento do perímetro escrotal em machos Guzerá	36
Tabela 8	Erro de predição médio (EPM) calculado para cada grupo de idade por cada modelo não-linear utilizado para descrever o perímetro.....	36

LISTA DE FIGURAS

Figura 1	Curvas de crescimento do perímetro escrotal descrito por quatro modelos não lineares em machos da raça Guzerá	33
Figura 2	Distribuição do erro de predição médio para cada grupo de idade em cada modelo não linear	37
Figura 3	Análise gráfica dos resíduos dos quatro modelos não lineares utilizados para descrever o crescimento do perímetro escrotal em machos Guzerá	38

Uso de modelos não-lineares para descrever o crescimento do perímetro escrotal em touros da raça Guzerá criados em pastoreio extensivo

RESUMO

Este trabalho teve por objetivo comparar cinco modelos não-lineares para descrever a curva de crescimento do perímetro escrotal (PE) em machos da raça Guzerá. Foram utilizadas 7.719 medições de perímetro escrotal de 1.317 animais. Foram avaliados os modelos não-lineares Brody ($A(1 - B \exp^{-kt})$), Logístico ($A(1 + B \exp^{-kt})$), Gompertz ($A \exp(-B \exp^{-kt})$), Richards ($A(1 + B \exp^{-kt})^m$) e Tanaka ($(1/\sqrt{B}) \ln |2B(t - m) + \sqrt{B^2(t - m)^2 + AB}| + k$), e seus parâmetros obtidos pelo procedimento Non Linear Regression (NLIN) do aplicativo SAS (SAS Institute, 1995) pelos métodos iterativos Gauss-Newton e Marquardt. O parâmetro A é a estimativa do PE à maturidade, B é uma constante de integração, k é o índice de maturidade e, nos modelos Richards e Tanaka, m determina o ponto de inflexão. No modelo Tanaka, A é o tamanho indeterminado do PE, B e k ajustam a forma e inclinação da curva. Os modelos foram avaliados pelos parâmetros e erro padrão, quadrado médio do erro (QME), coeficiente de determinação (R^2), média do erro de predição médio e erro de predição médio (EPM), desvio médio absoluto (DMA), teste de Durbin Watson (DW), gráficos dos resíduos e o grau de dificuldade computacional. O modelo Richards não atingiu o critério de convergência. O modelo Tanaka não atingiu convergência com o método iterativo Marquardt. Com o método Gauss Newton, o modelo Tanaka estimou valores de 1,31 para o parâmetro A , 0,04 para B , 26,36 para k e 19,34 para o parâmetro m . Brody estimou o maior valor para A (43,49 cm), seguido do modelo Gompertz (38,85 cm) e Logístico (36,70 cm). O modelo Logístico estimou o maior valor para k (0,07 cm), seguido de Gompertz (0,05 cm) e Brody (0,03 cm). O ponto de inflexão foi calculado em 8,24 meses por Gompertz, com 14,4 cm de PE; 14,5 meses pelo Logístico, com 18,4 cm de PE e 19,3 meses com 23,7 cm para Tanaka. O R^2 foi similar para todos os modelos, apresentando valores entre 0,72 e 0,73. O QME e DMA foram menores para o modelo Tanaka, seguido do Logístico. O modelo Tanaka obteve menores EPM entre 7 e 48 meses de idade. Todos os modelos apresentaram alguma tendência de sub ou superestimar o perímetro escrotal em algumas seções do gráfico dos resíduos. Os resultados permitiram concluir que o modelo Tanaka, seguido do Logístico, foram os modelos mais adequados para descrever o crescimento do perímetro escrotal em touros Guzerá.

Palavras-chave: modelos não-lineares, perímetro escrotal, Guzerá.

Use of non-linear models to describe scrotal circumference growth of in Guzerat bulls raised in grazing system

ABSTRACT

This study aimed to compare five non-linear models to describe the growth curve of the scrotal circumference (SC) in Guzerat bulls. We used 7719 measurements of scrotal circumference of 1317 animals. The non-linear models Brody ($A (1 - B \exp^{-kt})$), Logistic ($A (1 + B \exp^{-kt})$), Gompertz ($A \exp(-B \exp^{-kt})$), Richards ($A (1 + B \exp^{-kt})^m$) and Tanaka ($(1 / \sqrt{B}) \ln | 2B (t - m) + 2 \sqrt{B} (t - m)^2 + AB | + k$) were evaluated, and their parameters obtained by the Non Linear regression (NLIN) procedure of the SAS application (SAS Institute, 1995) by the iterative methods Gauss-Newton and Marquardt. Parameter A is the estimate of SC at maturity, B is an integration constant, k is the index of maturity and, for the Richards and Tanaka models, m determines the inflection point. In the Tanaka model, A is the indefinite length of SC, B and k adjust the shape and inclination of the curve. The models were evaluated by the parameters and standard error, the error mean square (EMS), the coefficients of determination (R^2), the mean prediction error (MPE), the mean absolute deviation (MAD), the Durbin-Watson test (DW), graphs of residuals and the degree of computational difficulty. Richards model did not reach the convergence criterion. The Tanaka model did not achieve convergence with the iterative Marquardt method. With the Gauss Newton method, the Tanaka model estimated values of 1.31 for parameter A , 0.04 for B , 26.36 for k , and 19.34 for the m parameter. Brody estimated the highest value for A (43.49 cm), followed by Gompertz model (38.85 cm) and Logistic (36.70 cm). The logistic model estimated the highest value for k (0.07 cm), followed by Gompertz (0.05 cm) and Brody (0.03 cm). The inflection point was estimated at 8.24 months for Gompertz, with 14.4 cm of SC, 14.5 months for Logistics, with 18.4 cm of SC and 19.3 months with 23.7 cm for the Tanaka model. The R^2 was similar for all models, with values between 0.72 and 0.73. The EMS and MAD were lowest for the Tanaka model, followed by the logistics model. The Tanaka model showed lowest MPE between 7 and 48 months. All models showed some tendency to under or overestimate the scrotal circumference in some sections of the graph of the residuals. The results showed that the Tanaka model, followed by the Logistic were more appropriate to describe the growth of scrotal circumference in Guzerat bulls.

Keywords: non-linear models, scrotal circumference, Guzerat bulls.

1. INTRODUÇÃO

O Brasil possui o segundo maior rebanho bovino mundial em número de cabeças, alcançando os 199 milhões no ano 2007, e o primeiro rebanho comercial do mundo. Segundo a USDA (United States Department of Agriculture), o Brasil é o segundo produtor de carne bovina do mundo, perdendo somente para os Estados Unidos em volume produzido.

A expansão e consolidação do setor de pecuária de corte podem ser explicadas, principalmente nos últimos anos, pela difusão da avançada tecnologia nas áreas de genética, nutrição, manejo e sanidade, que foram responsáveis pelo aumento da produtividade do setor, transformando a pecuária nacional numa atividade desenvolvida (Zen *et al.*, 2008).

O desempenho dos rebanhos depende do aprimoramento de técnicas de manejo e alimentação, mas é fundamental também, a compreensão dos mecanismos biológicos relacionados com a reprodução animal, associados a práticas de manejo que permitam intensificar a seleção e melhorar a eficiência reprodutiva dos rebanhos.

Nos programas de seleção, para melhorar a fertilidade dos touros, é importante fazer uso de características reprodutivas que apresentem herdabilidades médias a altas. É importante que os atributos em análise mantenham correlações genéticas favoráveis entre si e com outras características importantes para o sistema produtivo como, por exemplo, as relacionadas ao crescimento (Quirino, 1999).

O desconhecimento das curvas de crescimento de características produtivas e reprodutivas de interesse tem limitado o uso de programas de melhoramento que permitam aumentar a produtividade, como é a velocidade de crescimento, a taxa de maturidade a diferentes idades, e a idade ao abate (Gomez *et al.*, 2008).

A utilização do perímetro escrotal nos sistemas de avaliação e seleção deve-se principalmente porque é fácil de medir, apresenta alta repetibilidade nas mensurações e porque apresenta moderada a alta herdabilidade (Lunstra *et al.*, 1978; Brinks, 1994; Bergmann *et al.*, 1997; Gressler *et al.*, 2000; Oliveira *et al.*, 2007) e por estar favoravelmente associado às características físicas do sêmen (Bergmann *et al.*, 1997; Silva *et al.*, 2002); com a idade à puberdade, precocidade sexual e ganho de peso (Bergmann *et al.*, 1997; Silva *et al.*, 2002).

Várias funções matemáticas têm sido usadas na tentativa de representar o crescimento animal, já que estas descrevem as variações que experimentam o tamanho de um organismo ou uma população com a idade (Gomez *et al.*, 2008). As funções que atualmente apresentam grande uso são as funções não-lineares (Quirino *et al.*, 1999; Nieto *et al.*, 2003; Bilgin *et al.*, 2004; Neves, 2007).

A vantagem de se utilizar modelos não-lineares, em detrimento aos lineares, reside no fato de que os modelos sintetizam um grande número de medidas em alguns parâmetros e permitem a interpretação biológica dos mesmos, uma vez que utilizam mensurações subseqüentes no tempo sobre o mesmo indivíduo e são facilmente

comparadas entre diferentes cenários de produção.

Diferentes modelos não-lineares estão disponíveis para estimar os parâmetros do desenvolvimento testicular através das curvas de crescimento do perímetro escrotal, mas todos eles com diferenças nos ajustes estatísticos. Por essa razão, a escolha do melhor modelo não deve levar somente em conta considerações de origem matemática, senão também a coerência biológica dos parâmetros (Posada e Noguera, 2007).

Assim, o objetivo deste trabalho foi comparar algumas funções não-lineares para descrever o crescimento testicular, e avaliá-las com diferentes estatísticas para comparar sua qualidade de ajuste. Em seguida, o modelo de melhor ajuste foi utilizado para fazer a interpretação biológica do crescimento do perímetro escrotal em machos da raça Guzerá.

2. REVISÃO DE LITERATURA

2.1 Curvas de crescimento

O crescimento é determinado por fatores genéticos e condições ambientes. A combinação destes, junto com as condições de manejo e fatores intrínsecos, como o sexo, a idade, e o estado fisiológico, determinam a expressão fenotípica do crescimento. Embora o crescimento seja variável em todos os indivíduos, ele segue um padrão bem definido em todas as populações de animais com relação à idade (Brody, 1945; Arango e Vleck, 2002).

Nas etapas iniciais da vida, o crescimento é mais acelerado e o aumento de peso é maior do que aquele que ocorre próximo à idade

adulta, observando-se uma curva de evolução sigmóide ascendente. Na medida em que o indivíduo se desenvolve, a velocidade de crescimento se altera e apresenta mudança na curvatura, identificando-se o ponto de maior velocidade de crescimento corporal. Depois deste ponto de inflexão, o crescimento diminui paulatinamente e a taxa de crescimento é cada vez mais lenta. Essa tendência continua até que o crescimento se estabiliza, fato que matematicamente corresponde com a assíntota horizontal (Gomez *et al.*, 2008).

Quando um conjunto de pesagens (ou medidas de altura) é tomado em um mesmo indivíduo, desde o nascimento até a maturidade, é possível modelar uma curva de peso em função da idade para representar o crescimento. Esta curva é chamada de “curva de crescimento” e, há muito, vem despertando o interesse de pesquisadores de diversas áreas (Oliveira, 1995).

O termo curva de crescimento evoca a imagem de uma curva sigmóide que descreve uma série de medidas de tamanho no longo do tempo. Estes dados podem ser caracterizados de três formas: estática, seccional-cruzada e longitudinal.

No tipo estático, uma ou várias medidas de tamanho são observadas num determinado grupo de animais com a mesma idade ou estágio de desenvolvimento, mas, estes dados fornecem pouca informação sobre o padrão de crescimento e desenvolvimento (Fitzhugh, 1976). No tipo seccional-cruzado, cada indivíduo é avaliado apenas uma vez, mas outros indivíduos da mesma população são avaliados em estágios de

desenvolvimentos diferentes. Estes dados permitem caracterizar a curva de crescimento de uma população, mas a qualidade da informação vai depender do grau no qual cada indivíduo represente a população (Fitzhugh, 1976). E, finalmente, entende-se por longitudinal, no sentido amplo, o conjunto de observações onde uma ou mais variáveis são medidas mais de uma vez em cada uma das unidades amostrais, como, por exemplo, pessoas, animais ou plantas. As variáveis de interesse são medidas ao longo de uma dimensão específica, como o tempo. Este último tipo de dados abrange todas as informações contidas nos dois primeiros tipos (Fitzhugh, 1976; Brandão, 1996).

As curvas de crescimento podem ser divididas em dois principais segmentos: o primeiro, de aumento da inclinação, pode ser definido como uma fase de auto-aceleração do crescimento, e, o segundo, de diminuição da inclinação, definido como uma fase de desaceleração do crescimento (Brody, 1945). Por isso, o padrão típico de crescimento segue a forma de uma curva sigmóide, e a taxa de crescimento segue a forma de um sino (Yin *et al.*, 2003).

Curvas de crescimento que relacionam o peso, ou o tamanho, com a idade do animal, têm sido muito utilizadas para descrever o crescimento (Carrijo e Duarte, 1999; Oliveira *et al.*, 2000; Silva *et al.*, 2001; Mazzini *et al.*, 2003; Abreu *et al.*, 2004; Fuentes *et al.*, 2007; Oliveira *et al.*, 2007; Noguera, *et al.*, 2008; Gómez *et al.*, 2008; Malhado *et al.*, 2008).

O ajuste de dados de peso-idade de cada animal, ou grupo de animais, permite obter

informações descritivas das curvas de crescimento em estudo, e/ou informações de prognósticos futuros para animais do mesmo grupo racial sob a mesma situação ambiente. Portanto, a função de crescimento, que é utilizada para descrever o crescimento animal, tanto para fins de exigência nutricional, quanto para seleção genética, é de extrema importância (Tedeschi *et al.*, 2000).

O ajuste dos modelos não-lineares a séries de dados de tamanho por idade em bovinos depende da existência destas séries de informações tomadas com uma certa frequência, desde o nascimento até a maturidade. Esta necessidade pode ser apontada como a principal razão para a carência deste tipo de estudos, e também para o fato de a grande maioria destes ter sido realizada com dados de peso de fêmeas, já que estas permanecem no rebanho em maior número e por mais tempo que os machos (Oliveira, 1995).

O objetivo de se utilizar as curvas de crescimento é descrever a informação contida em uma seqüência de medidas de tamanho e idade ao longo do tempo, para representar um processo longitudinal, mas o problema de utilizar tais dados é como condensá-los para um único animal e que ainda seja um único parâmetro com significado biológico (Arango e Vleck, 2002). Assim, um enfoque amplamente utilizado tem sido o de ajustar os dados de crescimento a funções matemáticas ou equações de curvas de crescimento que permitam a interpretação biológica dos seus parâmetros, a predição das taxas de crescimento, respostas à seleção ou outros itens de interesse (Fitzhugh, 1976; Arango e Vleck, 2002).

O emprego das curvas de crescimento evita os inconvenientes da interpretação independente de um grande número de medidas isoladas, que estão sujeitas a efeitos ambientes temporários não identificáveis (Fitzhugh, 1976; Forni, 2007).

2.2 Modelos não-lineares

Estudos de crescimento em muitos ramos da ciência têm demonstrado que o uso das funções não-lineares é justificado e requerido, se a variável independente engloba estágios de crescimento como a juventude, adolescência, maturidade e senescência (Fekedulegh *et al.*, 1999).

Uma das formas de descrever as curvas de crescimento é por meio de modelos de regressão não-linear. Os principais, de acordo com Mendes (2007), estão listados na tabela 1.

Tabela 1. Principais modelos não-lineares usados para descrever características de crescimento em bovinos.

Modelo	Equação	Número de parâmetros
Brody	$A(1 - B \exp(-kt))$	3
Von Bertalanffy	$A(1 - B \exp(-kt)^3)$	3
Logístico	$A(1 + B \exp(-kt)^{-1})$	3
Gompertz	$A \exp(-B \exp(-kt))$	3
Richards	$A(1 - B \exp(-kt)^m)$	4

Nos modelos apresentados na tabela 1, o parâmetro A é definido como o valor assintótico da função quando t (tempo, idade) tende ao infinito. Este valor representa o tamanho adulto do animal (peso, altura, perímetro escrotal, etc.), independente de problemas de flutuações devido a efeitos genéticos e ambientais. O

parâmetro B , ou constante de integração, não possui interpretação biológica e é utilizado para adequar o valor inicial do tamanho ao nascimento (nesta dissertação, perímetro escrotal ao nascimento), fazendo com que a curva passe pela origem. O parâmetro k corresponde ao índice de maturidade ou à estimativa de precocidade de maturidade e determina a eficiência do crescimento de um animal. A taxa de maturidade também pode ser entendida como um indicador da velocidade com que o animal se aproxima de seu tamanho adulto. Portanto, quanto maior este valor, mais precoce seria o animal, em termos de crescimento. E, por último, o parâmetro m é o que dá forma à curva de crescimento e, conseqüentemente, determina o ponto de inflexão, no qual se inicia a fase de autodesaceleração até chegar ao tamanho adulto (Quirino *et al.*, 1999; Silva *et al.*, 2001; Mendes, 2007; Silva, 2008). A transição entre estes dois estágios estabelece o ponto de inflexão da curva de crescimento. Teoricamente, a curva de crescimento é essencialmente linear durante esta transição. O ponto de inflexão é influenciado menos pelo genótipo dos animais e mais pelas propriedades das equações escolhidas para tal fim (Fitzhugh, 1976).

No modelo proposto por Brody (1945), o parâmetro m assume o valor de um (1), portanto, o ponto de inflexão coincide com o nascimento, resultando em uma curva não sigmóide. Este modelo foi proposto para descrever o crescimento que ocorre após o ponto de inflexão ou fase de autodesaceleração do crescimento. Apesar disto, seu uso não foi restrito pela fixação dos valores iniciais e, assim, a maioria dos autores que o utilizam consideram o nascimento como o ponto de inflexão e o

modelo pode ser usados para descrever todo o crescimento pós-natal (Oliveira, 1995).

Von Bertalanffy desenvolveu uma função baseado na suposição de que o crescimento é a diferença entre as taxas de anabolismo e catabolismo dos tecidos (Forni, 2007). O ponto de inflexão nesta função é fixo em aproximadamente 30% do tamanho assintótico.

O modelo do Richards é uma função com quatro parâmetros e ponto de inflexão variável. Assim, o ponto de inflexão entre indivíduos de uma mesma população pode variar. Segundo Brown *et al.*, (1976), pode haver grandes dificuldades na utilização desta curva devido à não-convergência da solução iterativa, sendo que a principal causa seria a alta correlação alta e negativa entre os parâmetros B e m .

A função Logística, proposta por Nelder em 1961 (Forni, 2007), permite ponto de inflexão variável, assim como a curva de Richards. Entretanto, o ponto de inflexão fica limitado entre 41 e 44% de A . Outros autores definiram o ponto de inflexão para este modelo em $A/2$ (Notter *et al.*, 1985).

A função proposta por Gompertz, em 1825 (Oliveira, 1995), foi desenvolvida sob a suposição de que a taxa de crescimento específico reduz exponencialmente com o tempo. O ponto de inflexão neste modelo é fixo em 0,37 de A .

Outra função que tem sido utilizada para descrever o crescimento de ouriços marinhos (Lamare e Mladenov, 2000; Grosjean *et al.*, 2001), e, mais recentemente, o crescimento do perímetro escrotal em ovinos, foi proposta por Tanaka em 1982 (Bilgin *et al.*,

2004). Este modelo não-linear de quatro parâmetros permite o crescimento indeterminado sem ter uma assíntota. O modelo apresenta um período inicial de crescimento lento, depois um período de crescimento exponencial, seguido de um período de crescimento lento indefinido (Grosjean *et al.*, 2001; Emsen, 2005).

A interpretação biológica dos parâmetros dos modelos não-lineares depende do entendimento da relação entre a genética e o ambiente, o qual gera um padrão particular. A interpretação biológica inclui a habilidade de categorizar um indivíduo, ou população, por uma característica biológica importante, que pode ser requerido em programas de seleção para taxa de crescimento, taxa de maturidade ou tamanho à maturidade. (Fitzhugh, 1976).

Uma característica comum aos modelos não-lineares é que eles mesmos utilizam dois parâmetros biológicos relevantes, e um outro que identifica uma constante matemática. É importante ressaltar que, embora as letras utilizadas para designar cada um dos parâmetros coincidam nos diferentes modelos, existem variações quanto às suas interpretações. Em alguns casos, a interpretação dos parâmetros é direta, mas, em outros, é necessário recorrer à dedução da equação para uma compreensão exata de sua relação com os fenômenos fisiológicos subjacentes (Forni, 2007).

Segundo Santoro *et al.* (2005), o benefício do uso dos modelos não-lineares no melhoramento genético animal poderia ser observado na estimação dos parâmetros para as curvas e a identificação dos animais mais apropriados a determinados objetivos de seleção.

Em relação ao parâmetro k , a maturação precoce é uma característica desejável na criação de bovinos, uma vez que representa diminuição no tempo que o animal necessita para atingir as características desejáveis, melhorando, assim, a taxa de retorno da atividade pecuária (Silva, 2008).

Segundo Tornero, citado por Mendez (2007), no ajuste de um modelo, seja ele linear ou não-linear, a um conjunto de dados, deseja-se um dos seguintes propósitos: 1) obter adequado ajuste para fins de representação; 2) prever os valores da variável resposta para valores fixos da variável independente e estabelecer intervalos de confiança e 3) comparar os resultados de diferentes condições experimentais, usando e/ou interpretando os parâmetros.

Em um modelo linear, a estimação dos parâmetros pode ser feita pelo método dos mínimos quadrados, cujo objetivo é tomar como valores dos parâmetros aqueles que tornam mínima a soma dos quadrados dos desvios entre cada valor observado e sua estimativa (Mendez, 2007).

Os métodos não-lineares trazem dificuldade por necessitar do método de mínimos quadrados iterativos para a estimação dos parâmetros. A literatura propõe vários destes métodos para este fim. Os métodos mais utilizados são o de Gauss-Newton, o “Steepest-Descent” ou de gradiente e o de Marquardt (Tornero 1996, citado por Mendez, 2007).

Tal como em regressão linear, é extremamente importante em regressão não-linear ter à disposição ferramentas de diagnóstico que permitam a avaliação do

ajuste do modelo a uma dada aplicação. Usualmente, o ajuste dos modelos não-lineares aos dados é avaliado pelo coeficiente de determinação (R^2) e a soma do quadrado do erro (SQE), acompanhado também da comparação visual dos gráficos das curvas, mas, segundo Growjean *et al.* (2001), essas duas técnicas não são consideradas rigorosas pelos estatísticos.

Em regressão não-linear, o instrumento de diagnóstico por excelência é a análise dos resíduos (Sousa, 1998). Os resíduos em cada modelo são calculados como a diferença entre os valores observados e os preditos. Para a análise dos resíduos pode-se provar a constância da variância do erro. Para verificar este suposto, os resíduos são apresentados em forma de gráficos, frente aos valores estimados, buscando determinar se os valores incrementam ou diminuem com a magnitude dos valores estimados (Neter e Wasserman, 1974; Lamare e Mladenov, 2000; Posada e Noguera, 2007).

Outra forma de avaliar os modelos pelos resíduos é pelo método de Durwin-Watson. Este teste detecta a correlação entre os resíduos em uma análise de regressão. Os modelos que registram menor correlação entre resíduos sobre o tempo serão os que apresentam melhor capacidade de ajuste (Posada e Noguera, 2007).

Outros critérios relatados na literatura para avaliar o ajuste das curvas aos dados de crescimento são o quadrado médio dos resíduos (QMR), convergência ou não, e o desvio médio absoluto (DMA) dos resíduos (Freitas, 2005; Sarmiento *et al.*, 2006; Carneiro *et al.*, 2009).

Na definição do modelo de crescimento a ser utilizado, é importante destacar que as formas das curvas podem apresentar variações entre diferentes raças, sendo recomendável a identificação da função que melhor se ajusta à raça em questão. O conhecimento das características produtivas e reprodutivas associado às curvas de crescimento dos animais é uma boa ferramenta a ser utilizada em programas de seleção. Por outro lado, a utilização das curvas de crescimento pode elucidar fatores de influência no crescimento dos animais em determinada idade, evidenciando algum tipo de erro de manejo, passível de ser corrigido (Afonzo *et al.*, 2007).

3. Perímetro escrotal

A reprodução é um processo complexo e a seleção direta de características ligadas à reprodução é, muitas vezes, difícil de ser aplicada. Por isso, é importante identificar características que sejam facilmente mensuradas e que apresentem correlações genéticas com eventos reprodutivos (Bergmann, *et al.*, 1997). Dessa forma, a associação entre duas ou mais características observadas entre indivíduos de uma população, torna-se ferramenta no processo de seleção (Dias, *et al.*, 2008).

A utilização do perímetro escrotal nos sistemas de avaliação e seleção deve-se às estimativas de herdabilidade de moderada a alta desta característica, tanto para touros de origem européia (Latimer *et al.*, 1982; Bourdon e Brinks, 1986; Brinks, 1994), quanto para touros de origem indiana (Bergmann *et al.*, 1997; Pereira *et al.*, 2000; Gressler *et al.*, 2000; Oliveira *et al.*, 2007).

Nos trabalhos realizados no Brasil com Zebu, a herdabilidade do perímetro escrotal apresenta valores de moderados a altos. Bergmann *et al.*, (1997) e Quirino (1999) apresentaram estimativas de herdabilidade para o perímetro escrotal em touros Nelore de 0,87 e 0,81 (para valores não ajustados) e 0,71 (para valores ajustados), estimativas um pouco acima das reportados por outros autores. Também em zebuínos, Pereira *et al.*, (2000) apresentaram valores de 0,51 para a herdabilidade do perímetro escrotal e Gressler *et al.*, (2000) de 0,25 aos 12 meses de idade e de 0,31 aos 18 meses.

Sarreiro *et al.*, (2002) encontraram valores de herdabilidade de 0,38 para touros Nelore com idade média de 31 meses. Assim, a alta herdabilidade do perímetro escrotal estimada em populações zebu e a facilidade para medir esta característica permitiriam preconizar seu uso na seleção dos touros a serem utilizados como reprodutores (Quirino, 1999).

O perímetro escrotal também tem sido associado favoravelmente com características do sêmen, como volume, concentração, motilidade e porcentagem de defeitos dos espermatozoides, mas, no Brasil, ainda são escassos os trabalhos que abordam as associações genéticas entre perímetro escrotal e características seminais dos machos zebus (Quirino, 1999).

Na literatura estrangeira, trabalhando com raças européias, Smith e Brinks (1989) reportaram correlação fenotípica favorável, mas discreta, entre o perímetro escrotal e algumas características seminais. Knights *et al.*, (1984) encontraram moderada correlação genética e fenotípica entre o perímetro escrotal e todas as características

seminais, sugerindo que o perímetro escrotal pode ser utilizado como previsor das características qualitativas e quantitativas do sêmen.

Já, em 1994, Brinks apresentou valores mais elevados para a correlação genética entre o perímetro escrotal e as características seminais, sendo 0,25 entre o perímetro escrotal e a motilidade, -0,51 entre o perímetro escrotal e os defeitos primários, -0,42 entre o perímetro escrotal e os defeitos secundários e 0,58 entre o perímetro escrotal e a porcentagem de espermatozóides normais.

No Brasil, trabalhando com touros Nelore, Bergmann *et al.*, (1997) observaram que a correlação genética entre o perímetro escrotal e as características do sêmen foram extremamente variadas, de zero (entre perímetro escrotal e volume) até a unidade (entre perímetro escrotal e motilidade), sendo que esse resultado evidenciou a necessidade de continuidade dessas pesquisas em animais zebu.

Sarreiro *et al.*, (2002) encontraram correlação genética positiva entre o perímetro escrotal e todas as características seminais, incluindo o vigor espermático. Nesse trabalho, foi avaliada também a correlação genética entre a libido e as características seminais, com resultados de difícil interpretação, já que os valores estiveram próximos ou iguais à unidade. A libido correlacionou-se em sentido favorável com todas as características seminais, exceto com o vigor, por isso, os autores sugerem que a seleção por perímetro escrotal seja mais eficiente do que a seleção para libido quando se deseja selecionar indiretamente para todas as características seminais.

Em 2002, Valentin *et al.*, avaliaram a correlação fenotípica entre o perímetro escrotal e características seminais em vários grupos genéticos (Nelore e cruzados de Nelore com europeu), nas idades médias de 20 e 24 meses. Nesse trabalho, as correlações entre perímetro escrotal e motilidade espermática e circunferência escrotal e vigor foram baixas para todos os grupos genéticos. Deve-se salientar que, nesse trabalho, a amplitude de idade do período de avaliação foi baixa (20 e 24 meses), e que a baixa correlação entre perímetro escrotal e características do sêmen pode ser o reflexo das grandes modificações das características seminais que ocorrem entre o início da puberdade e a maturidade sexual (Lunstra *et al.*, 1978; Silva *et al.*, 2002). Nesses mesmos grupos genéticos, Valentin *et al.*, (2002) compararam o crescimento do perímetro escrotal e, dadas as diferenças de tamanho encontradas entre os zebuínos e cruzados (favoráveis aos 20 meses em 2,4 cm, e, aos 24 meses, em 1,7 cm), indicaram que a avaliação do perímetro não deve ser feita sem que se leve em consideração a raça dos animais e a idade.

O perímetro escrotal está, também, favoravelmente associado com a idade à puberdade em machos e fêmeas bovinas geneticamente relacionadas a estes machos, e com pesos corporais às várias idades (Knights *et al.*, 1984; Bergmann *et al.*, 1997).

Gressler *et al.*, (2000) encontraram que o perímetro escrotal medido aos 12 meses de idade apresentou correlação genética favorável com a data do primeiro parto de fêmeas Nelore. Os resultados desse trabalho indicaram que é possível obter incremento

das características reprodutivas das fêmeas via seleção para aumento do perímetro escrotal nos machos.

Conforme Brito *et al.*, (2004), touros Nelore (*Bos taurus indicus*), que atingiram a maturidade sexual mais precocemente, foram melhor desenvolvidos (mais pesados e com maior perímetro escrotal) no período da pré-puberdade, e estes atingiram a puberdade num estágio mais precoce de desenvolvimento corporal e testicular quando comparados com touros que foram mais tardios na maturidade, demonstrando que o perímetro escrotal pode ser usado para seleção de touros para precocidade sexual.

Avaliando um rebanho ovino em que os machos foram selecionados pelo perímetro escrotal (maior e menor tamanho), Land, em 1978 encontrou, na terceira geração de fêmeas, que as que estavam relacionadas geneticamente com os machos selecionados para maior tamanho testicular, apresentavam o cio três semanas mais cedo que as filhas dos machos selecionados para menor perímetro escrotal, demonstrando a melhora indireta na reprodução das fêmeas mediante a seleção dos machos.

Além de estar relacionado com características reprodutivas, o perímetro escrotal apresenta, como demonstrado na literatura estrangeira e nacional, correlação favorável com características de crescimento corporal. Knights *et al.*, (1984) reportaram correlações fenotípicas positivas entre o perímetro escrotal e o peso ao nascimento (0,15); à desmama (0,19) e ao sobreano (0,26). O mesmo padrão foi observado na correlação genética, sendo que a correlação entre o perímetro escrotal e o peso ao

sobreano foi a variável que apresentou o maior valor (0,68). Os autores propõem a hipótese de que os animais geneticamente superiores no crescimento produzam filhos com testículos de maior tamanho e com a habilidade de produzir maior quantidade de sêmen de melhor qualidade que o resto da população.

No Brasil, Valentin *et al.*, (2002) encontraram correlação fenotípica positiva entre o perímetro escrotal e peso a várias idades, sendo que, aos 20 meses de idade, a correlação foi de 0,50, e, aos 24 meses, foi de 0,63 para touros Nelore. Para animais cruzados, foram encontrados valores de 0,53 aos 20 meses e 0,51 aos 24 meses.

Bergmann *et al.*, (1996) encontraram alta correlação genética entre o perímetro escrotal e o peso corporal (de 0,46 até 0,52) em um rebanho Nelore. Assim, os autores concluem que estes resultados indicam que a seleção para perímetro escrotal não influencia desfavoravelmente o desenvolvimento ponderal dos animais.

3.1 Utilização de modelos não-lineares para descrever o crescimento do perímetro escrotal

A maioria dos trabalhos que avaliaram o perímetro escrotal utilizaram animais de raças européias, e consideraram o perímetro escrotal a idades fixas. Porém, o perímetro escrotal pode ser medido várias vezes num mesmo animal. A taxa de desenvolvimento testicular pode ser um indicativo da taxa de desenvolvimento sexual dos animais. Assim, os modelos não-lineares surgem como uma ferramenta para caracterizar a relação entre a idade e o perímetro escrotal (Quirino *et al.*, 1999).

Assim, alguns autores têm utilizado estes modelos para descrever o crescimento do perímetro escrotal em ovinos e caprinos. Notter *et al.*, em 1985, ajustaram o parâmetro t do modelo Logístico a 14 dias de idade, que foi observado ser o tempo necessário para o descenso dos testículos à bolsa escrotal em carneiros resultantes de cruzas entre as raças Finnish Landrace, Rambouillet e Dorset. Este ajustamento foi necessário porque o início do crescimento testicular como descrito pela curva Logística é essencialmente proporcional à massa testicular inicial.

Neste trabalho, foram encontradas diferenças no crescimento testicular entre as raças como indicou o parâmetro k , sendo que os animais $\frac{3}{4}$ Finnish Landrace pareceram maturar mais precocemente que animais $\frac{1}{8}$ Finnish Landrace. Este resultado sugere que os testículos dos $\frac{3}{4}$ Finnish Landrace foram maiores ao momento do início do crescimento testicular, ou, alternativamente, que o crescimento testicular destes animais começou mais cedo. O crescimento testicular entre as cruzas das raças Finnish Landrace e Dorset foi similar, como foi demonstrado pelas curvas. Todos os animais apresentaram a maior taxa de crescimento testicular entre os dias 84 e 90 (Finnish Landrace x Rambouillet) e 76 e 90 (Finnish Landrace x Dorset), e todas as diferenças do perímetro escrotal entre os grupos tenderam a ser máximas nesse intervalo de tempo. Foi constatado, nesse estudo, que as diferenças no tamanho do perímetro escrotal entre as diferentes raças de carneiros, entre os 70 e 90 dias, estão associadas com o atendimento da puberdade. As diferenças de perímetro escrotal entre os grupos encontradas no

período de maior taxa de crescimento não são, necessariamente, mantida em idades avançadas, consoante demonstrado pela pequena diferença no perímetro escrotal estimada para a idade adulta.

No Brasil, Sousa *et al.*, em 1997 compararam os modelos não-lineares Brody, Logístico, Gompertz e Richards para descrever o crescimento do perímetro escrotal em caprinos mestiços criados no nordeste brasileiro, e encontraram que o modelo Logístico foi o que melhor representou o crescimento testicular, em face de apresentar menor soma de quadrado do erro, maior coeficiente de determinação, menor dificuldade para alcançar a convergência e menor número de iterações, além de ser o modelo que melhor ajustou o perímetro escrotal nas diferentes idades. O ponto de inflexão destes animais foi calculado aos 81 dias de idade e 11,13 cm de perímetro escrotal, o qual coincidiu com o início da espermatogênese e maturação sexual nestes animais. Este resultado coincidiu com os estudos realizados por Notter *et al.*, (1985).

Em contraste com os autores anteriores, Bilgin *et al.* (2004) compararam quatro modelos assintóticos não-lineares (Von Bertalanffy, Logístico, Gompertz e Richards) com um modelo não-linear de crescimento indeterminado (Tanaka) para modelar o crescimento do perímetro escrotal em carneiros da raça Awassi (Tanaka, 1982). Entre todos os modelos avaliados, os modelos Tanaka e Logístico apresentaram os maiores coeficientes de determinação e menores desvios-padrão. Todos os modelos assintóticos subestimaram o perímetro escrotal ao nascimento e aos 180 e 210 dias,

e o superestimaram aos 90 dias, enquanto o modelo Tanaka previu com precisão o perímetro escrotal em cada idade, sendo, assim, o modelo escolhido para a interpretação biológica dos resultados.

Emsen (2005) também usou o modelo de crescimento indeterminado Tanaka com dois grupos raciais de carneiros e suas cruzas, obtendo resultados similares aos achados por Bilgim *et al.*, (2004). Este modelo foi muito eficiente em descrever o crescimento do perímetro escrotal nos quatro genótipos avaliados.

Em 2008, Pacheco encontrou que os melhores modelos não-lineares foram o de Gompertz para descrever o crescimento do perímetro escrotal, e o Logístico para descrever o crescimento corporal em carneiros da raça Santa Inez.

Já, em bovinos, Terawaki (1994) testou várias funções não-lineares para descrever o perímetro escrotal em 57 touros holandeses, detectando que o modelo Logístico foi o melhor. O ponto de inflexão para esta raça foi calculado entre os 18 e 20 meses de idade. Este autor também observou que o perímetro escrotal aumentou de tamanho até os 30 meses de idade e que, após isso, o crescimento testicular foi pequeno.

No Brasil, em 1997, Freneau *et al.* utilizaram modelos não-lineares para descrever a curva de crescimento do perímetro escrotal em touros de origem *Bos indicus* (Nelore). Para este trabalho foram utilizados dados do perímetro escrotal mensurados mensalmente, desde os 10 até os 31 meses de idade em 20 tourinhos criados sob manejo extensivo. Foram avaliados os

modelos Gompertz, Logístico, Brody e Richards, encontrando que a função de Richards apresentou estimativas menos precisas dos parâmetros. As funções de Gompertz, Logística e Brody apresentaram-se muito similares, mas foi a função Logística a escolhida para modelar o desenvolvimento testicular por apresentar a melhor estimativa dos parâmetros.

Também no Brasil, Quirino, *et al.*, (1999) avaliaram 532 touros Nelore nascidos entre os meses de setembro e dezembro de 1992 a 1994. Neste trabalho, quatro funções não-lineares foram comparadas pelo desvio padrão, quadrado médio do erro, coeficiente de determinação, erro de predição médio e pela dificuldade computacional de cada modelo, critério baseado no tempo de processamento dos dados e no número de iterações para alcançar a convergência. Nesse trabalho, a função de Richards não atingiu o critério de convergência e foi eliminada da análise. Os modelos Gompertz, Logístico e Brody apresentaram valores similares para o quadrado médio do erro e coeficiente de determinação e alcançaram a convergência com similar número de iterações. Contudo, foi o modelo Logístico que melhor predisse o perímetro escrotal. Entre os 12 e 42 meses de idade, o perímetro escrotal observado e estimado pelos diferentes modelos foi similar, mas, aos 72 meses de idade, comparando os valores reportados na literatura para touros Nelore, o perímetro escrotal foi superestimado pelos modelos Brody e Gompertz, enquanto o Logístico o estimara corretamente, sugerindo que este modelo foi superior que os outros. O valor estimado pelo modelo Logístico para o perímetro escrotal à maturidade nesta raça foi de 38 cm, estando

um pouco acima do reportado por Freneau *et al.*, (1997) para esta mesma raça (36,5 cm) e abaixo do valor reportado por Neves em 2007 (39,82 cm). Estes valores são diferentes aos reportados por Vale Filho *et al.* (1993), para os quais os touros Nelore atingem a maturidade sexual aos 24 meses de idade com 32 cm de perímetro escrotal.

No trabalho de Quirino *et al.*, (1999), o ponto de inflexão ocorreu quando o perímetro escrotal atingiu 18,9 cm, aos 13 meses de idade. Este período foi associado a uma rápida proliferação do parênquima testicular o qual sugere o início da puberdade (Macmillan *et al.*, 1968; Valvasori *et al.*, 1985).

Delgado *et al.* (2000) classificaram várias curvas de crescimento em curvas gerais, Logísticas, biológicas e polinômicas e as usou para descrever o crescimento do perímetro escrotal desde a desmama até os 16 meses de idade em tourinhos da raça Retinto, de origem espanhola e utilizada para corte. A curva logística foi a que melhor descreveu o crescimento do perímetro escrotal para esta raça, mas, para avaliar o poder de predição, Delgado *et al.*, (2000) concluíram que as curvas estudadas foram complexas devido à necessidade de realizar várias mensurações para estimar com precisão a curva que pudesse caracterizar a cada animal e estimar o perímetro escrotal a determinada idade.

Silva *et al.* (2002) analisaram o perímetro escrotal em função da idade à coleta do sêmen por meio de regressão não-linear, utilizando modelo exponencial negativo, encontrando que o tamanho testicular variou com a idade e que, nos rebanhos da raça

Nelore, os testículos param de crescer entre os dois e três anos de idade. A maior taxa de crescimento testicular ocorreu entre os 11,4 e 18 meses, o que coincidiu com as maiores variações na motilidade do sêmen dos touros jovens (desde 5% até 95% de motilidade), cuja variação foi devida, provavelmente, ao desenvolvimento destes animais que deveriam estar na fase puberal ou próximos desta, e, portanto, apresentando epitélio seminífero em formação (Lunstra *et al.*, 1978).

No Brasil, no início dos anos quarenta, foi desenvolvida a raça Canchim, produto do cruzamento de animais da raça Charolesa (*Bos taurus*) com algumas raças Zebuínas (Indubrasil, Guzerá e Nelore). Em 2003, Nieto *et al.* desenvolveram um trabalho cujo objetivo foi ajustar diferentes curvas de crescimento para o perímetro escrotal em função da idade em touros da raça Canchim e do grupo genético produto do acasalamento de touros Canchim com vacas Nelore (MA), produzindo fêmeas que, posteriormente, foram acasaladas com touros da raça charolesa. Foram utilizadas as medidas de 5.520 touros da raça Canchim e 1.450 medidas de touros do grupo genético MA que possuíam, pelo menos, uma medida do perímetro escrotal, entre 6 e 12 meses de idade; uma entre 24 e 30 meses e uma entre 36 e 40 meses. Os modelos avaliados foram o Brody, Logístico, Gompertz e Von Bertalanffy. Nesse trabalho, os resultados obtidos mostraram que o modelo Gompertz foi o que melhor descreveu o crescimento do perímetro escrotal na raça Canchim, e o Logístico foi o mais adequado para descrevê-lo no grupo genético MA. Os autores concluíram que a utilização dos modelos não-lineares para descrever o

crescimento do perímetro escrotal pode ser de extrema importância para melhorar a fertilidade dos animais por meio da seleção genética, já que os parâmetros destes modelos podem ser utilizados para selecionar animais que apresentam taxas adequadas de crescimento do perímetro escrotal.

Em 2006, os mesmos autores desenvolveram outro trabalho utilizando os mesmos modelos não-lineares, mas desta vez para descrever o crescimento do perímetro escrotal em touros da raça Canchim sob diferentes condições de criação. Os autores concluíram que o modelo Logístico, com base nos parâmetros analisados, foi o que melhor descreveu a curva de crescimento do perímetro escrotal em touros da raça Canchim, tanto para animais criados a pasto, como para animais suplementados e criados em confinamento (Nieto *et al.*, 2006).

Também no ano de 2006, Parma *et al.* avaliaram 2.943 mensurações do perímetro escrotal de 198 touros Nelore com os modelos Brody, Logístico e Von Bertalanffy. Neste estudo, foi o modelo Von Bertalanffy o que se ajustou melhor aos valores observados do perímetro escrotal, especialmente até os 21 meses de idade; mas foi o modelo Logístico o que melhor identificou a fase de desaceleração do crescimento testicular.

Neves (2007) utilizou o modelo Logístico para avaliar o crescimento escrotal de 778 touros Nelore criados a pasto. A idade ao ponto de inflexão nestes animais foi de 11,3 meses, depois da qual o perímetro escrotal sofreu decréscimo na taxa de crescimento até próximo aos 36 meses, sendo que, aos 48 meses de idade, o perímetro escrotal dos

touros Nelore avaliados nesse estudo estabilizou o seu crescimento.

4. MATERIAL E MÉTODOS

4.1 Fazendas

Os dados utilizados neste trabalho são oriundos de machos da raça Guzerá nascidos entre os anos 2000 a 2009 em três rebanhos localizados nos municípios de Brasilândia, Unaí e Carlos Chagas no Estado de Minas Gerais. Carlos Chagas tem como coordenadas geográficas 17°41'30" de latitude sul e 40°45'15" de longitude oeste e altitude de 159 metros sobre o nível do mar. A região apresenta uma temperatura máxima de 30° e mínima de 18°C e precipitação pluviométrica média anual de 1.059 mm. Unaí tem como coordenadas geográficas de latitude sul 16°21'43" e 46°54'09" de longitude oeste e altitude 600 metros sobre o nível do mar. A região apresenta temperatura máxima de 35° e mínima de 24°C e precipitação pluviométrica média anual de 1200 mm; e, o município de Brasilândia de Minas, tem como coordenadas geográficas 17° 00' 36" de latitude sul e 46° 00' 32" de longitude oeste e altitude 520 metros sobre o nível do mar. A região apresenta uma temperatura média de 22,6° C. As fazendas encontram-se localizadas em duas microrregiões do Estado de Minas Gerais, sendo que duas estão na região Noroeste (Brasilândia e Unaí) e a terceira fazenda na região Nordeste do Estado (Carlos Chagas). O clima segundo classificação climática do Köppen para estas regiões é tropical tipo AW, ou tropical de savanas, caracterizado por duas estações: seca (de maio a outubro) e chuvosa (de novembro a abril).

4.2 Rebanho e manejo

Fazenda Guzerá do Rosário (Carlos Chagas)

Nesta fazenda a desmama é feita duas vezes ao ano. Os bezerros que nascem entre os meses de setembro a dezembro são apartados das mães antes do início da estação de monta seguinte, que inicia em julho e vai até o mês de agosto. Os bezerros que nascem entre abril e junho são apartados das mães antes do início da estação de monta de dezembro. Em ambos os casos podem ocorrer variações nas datas da desmama, de acordo com o volume de chuvas e a condição de pastagem da fazenda. Nos anos em que o período da seca é muito rigoroso, os bezerros desmamados são suplementados com cana e uréia durante alguns meses até as condições climáticas melhorarem.

Durante a recria os animais permanecem em pastagens de *Brachiarias brizantha* e são suplementados com sal mineral sem ureia; no período de maio e junho a suplementação mineral é do tipo proteinado. Os tourinhos que estão próximos do período de venda são suplementados com cana e uréia durante o período da seca. Como manejo sanitário, todos os animais são vacinados contra aftosa, raiva e carbúnculo sintomático anualmente.

Fazenda Reunidas Antônio Balbino (Brasilândia de Minas)

Nesta propriedade os partos ocorrem entre os meses de setembro a dezembro, bezerros, após o nascimento, são mantidos com suas mães em pastagens formadas por capim *Andropogon gayanus*, recebendo

suplementação mineral e ração em sistema de *creep feeding* até a desmama, a qual é feita quando os animais atingem sete meses de idade.

Todos os animais, com menos de 21 meses de idade, são rotineiramente pesados para avaliar o desenvolvimento corporal. Durante a recria, no período das chuvas, os animais permanecem em pastagens de *Brachiarias brizantha* e *Andropogon gayanus*, sendo suplementados com sal mineral sem uréia. No período de maio e junho a suplementação mineral é do tipo proteinado. Nos meses de julho, agosto, setembro e outubro os animais são confinados e submetidos a dieta balanceada de silagem de sorgo mais ração. A partir dos 24 meses, os touros entram na estação de monta com as vacas comuns, depois da qual são comercializados. No mês de maio, todos os animais são vacinados contra febre aftosa e raiva e, no mês de novembro, os animais com menos de 24 meses recebem um reforço contra febre aftosa.

Fazenda Palestina (Unai)

Nesta fazenda a estação de monta se inicia no dia primeiro de janeiro e termina em 30 de março, com partos ocorrendo a partir de 12 de outubro até dezembro. Os bezerros são desmamados aos sete meses de idade. Durante a recria os machos permanecem em pastagens com predomínio de pasto *Panicum maximum*. Durante o período das chuvas os animais não recebem nenhuma suplementação protéica ou energética. Já, no período da seca, são suplementados com sal proteinado e manejados em piquetes com *Brachiarias Brizantha*. O sal mineral é fornecido à vontade o ano todo. Esta fazenda participa dos programas de melhoramento

genético da ABCZ (Associação Brasileira dos Criadores de Zebu) e da EMBRAPA, onde ocorrem pesagens oficiais a cada três meses, além das pesagens feitas no nascimento e na desmama. Todos os animais da fazenda são vacinados contra febre aftosa, raiva, leptospirose, brucelose, rinotraqueíte infecciosa bovina (IBR), diarreia viral bovina (BVD) e clostridiose.

4.3 Dados estudados

Foram utilizadas 7.719 medições do perímetro escrotal de 1.317 touros nascidos entre os anos 2000 e 2009. Destes animais, 755 touros foram oriundos da fazenda Reunidas Antônio Balbino, 412 touros da fazenda Palestina e 150 touros da fazenda Guzerá do Rosário. Quando mensurados, os animais possuíam idades entre 1 e 93 meses e perímetro escrotal (PE) de 9 até 45 cm.

O perímetro escrotal foi mensurado a cada três meses por meio de fita métrica flexível, na posição mediana do escroto, no ponto de maior dimensão horizontal, envolvendo as duas gônadas e a pele escrotal. Todos os animais foram avaliados desde a desmama e durante todo o tempo que estes permaneceram nas fazendas, porem, alguns animais foram avaliados antes da desmama.

5. Análise estatística

As curvas de crescimento foram obtidas baseando-se nas médias das idades e do perímetro escrotal dos animais utilizando quatro modelos não-lineares assintóticos e um modelo não-linear indeterminado (Tabela 2). Os modelos assintóticos descrevem um crescimento determinado que nunca excede uma assíntota horizontal ao

infinito ($PE(t) = PE_{\infty}$), enquanto o modelo de crescimento indeterminado, Tanaka, permite o crescimento indeterminado sem ter uma assíntota (Tanaka, 1982; Bilgin *et al.*, 2004). Todos os modelos considerados neste estudo foram sigmóides.

Tabela 2. Modelos não-lineares considerados neste estudo para descrever o crescimento do perímetro escrotal em função da idade em machos da raça Guzerá.

Modelo	Equação
Brody	$PE_t: A (1 - B \exp^{-kt})$
Logística	$PE_t: A (1 + B \exp^{-kt})$
Gompertz	$PE_t: A \exp(-B \exp^{-kt})$
Richards	$PE_t: A (1 + B \exp^{-kt})^m$
Tanaka	$PE_t: \frac{(1/\sqrt{B}) \ln 2B(t-m) + \sqrt{B^2(t-m)^2 + AB} + k}{2}$

De acordo com estes modelos, PE_t é o perímetro escrotal aos t dias de idade. O parâmetro A é o valor assintótico da função quando t (tempo, idade) tende ao infinito, isso quer dizer que A é a estimativa do perímetro escrotal à maturidade. O parâmetro B é uma constante de integração que não possui interpretação biológica e é utilizado para adequar o valor inicial do perímetro escrotal. O parâmetro k é o índice de maturidade, entendido como um indicador da velocidade com que o perímetro escrotal se aproxima de seu tamanho à maturidade. Já, o parâmetro m é o que dá forma à curva de crescimento e, conseqüentemente, determina seu ponto de inflexão. O ponto de inflexão é a fase em que se encerra a aceleração do crescimento e se inicia a fase de desaceleração até chegar ao perímetro escrotal adulto. Para a função Tanaka o parâmetro A é o tamanho indeterminado do PE, m é a abscissa do

ponto de inflexão e B e k ajustam a forma e inclinação da curva.

O ponto de inflexão e a idade ao ponto de inflexão para o modelo Logístico foram calculados com as seguintes formulas, respectivamente: $A/2$, em que A é o valor estimado pelo modelo para o parâmetro A ; e $t = \ln(B)/k$, onde B e k são os valores estimados pelo modelo para estes parâmetros (Notter *et al.*, 1985). Para o modelo Gompertz, o ponto de inflexão e a idade ao mesmo foram calculados com as seguintes formulas, respectivamente:

$$t = \ln \left[\frac{\ln \left(\frac{A \cdot 0,37}{A} \right)}{-B} \right] / -K$$

$A \cdot 0,368$ e

em que A , B e k , são os valores estimados pelo modelo para estes parâmetros (Nieto *et al.*, 2006). O modelo Brody não apresenta ponto de inflexão, e para os modelos Richards e Tanaka, o ponto de inflexão foi representado pelo parâmetro m .

Os valores iniciais dados para cada parâmetro em cada modelo foram: para o parâmetro A , de 25 até 45 cm; para o parâmetro B , de 1 até 3 cm; para o parâmetro k , de 0,001 até 0,1; na função de Richards o intervalo para o parâmetro m foi de 1 até 10 (Quirino *et al.*, 1999). Para o modelo Tanaka, o parâmetro A foi de 30 até 50; B de 20 até 40; k de 0,01 até 0,5 e m de 8 até 12.

5.1 Ajustamento dos modelos aos dados

Os modelos não-lineares, descritos na tabela 2, foram ajustados às séries de perímetro escrotal por idade na população de machos

Guzerá anteriormente descrita. Foi utilizado o procedimento Non Linear Regression (NLIN) do aplicativo SAS (SAS Institute, 1995) para obtenção dos parâmetros de acordo com os métodos de Gauss-Newton e Método de Marquardt.

5.2 Comparação dos modelos quanto ao ajustamento aos dados

Os critérios escolhidos para comparação dos modelos neste trabalho foram os parâmetros e seus erros padrões, o quadrado médio do erro (QME), o coeficiente de determinação (R^2), o erro de predição médio (EPM), o desvio médio absoluto (DMA), o teste de Durbin Watson (DW), os gráficos dos resíduos e o grau de dificuldade computacional avaliado pelo número de iterações necessárias para atingir a convergência no processo iterativo (Fitzhugh, 1976; Quirino *et al.*, 1999; Afonso *et al.*, 2007).

Quadrado médio do erro: É uma medida que agrupa a variabilidade daqueles fatores que o pesquisador não tem em conta. A variância de n residuais e_i é representada como:

$$QME = \frac{\sum (e_i - \bar{e})^2}{n - K} = \frac{\sum e_i^2}{n - K} = \frac{SQE}{n - K}$$

em que, \bar{e} é a média de n resíduos (número de observações), que em todos os casos corresponde a zero; K é o número de parâmetros estimados no modelo, e SQE é a soma de quadrados das distâncias verticais dos pontos desde a curva da regressão (resíduos). Assim, o QME corresponde à variância residual, os modelos selecionados pela sua maior capacidade de ajuste são

aqueles que apresentam o menor valor deste critério (Posada e Noguera, 2007).

Coefficiente de determinação (R²): O R² mede a porcentagem de variação total em Y devida à variável t. Este valor é obtido a partir da soma do quadrado do erro (SQE) e da soma de quadrados total (SQT) a partir da equação: $R^2 = 1 - (SQE / SQT)$

O SQE corresponde à soma dos quadrados das distâncias dos pontos desde a curva de melhor ajuste determinada pela regressão não-linear. A SQT é a soma de quadrados das distâncias dos pontos desde uma linha horizontal correspondente à média de todos os valores de Y (Neter e Wasserman, 1974; Posada e Noguera, 2007).

Erro de predição médio (EPM): A porcentagem do erro de predição para cada grupo de idade específica foi obtido calculando-se a média de todos os erros de predição, considerando-se cada observação como um desvio entre o perímetro escrotal observado (PEO) e o perímetro escrotal predito (PEP), dividido pelo perímetro escrotal observado e multiplicado por 100, como mostra a fórmula:

$$EPM \% = \left[\frac{PEO - PEP}{PEO} \right] \times 100$$

Este valor leva um sinal (+) ou (-), designando se a função superestimou ou subestimou, respectivamente, o perímetro escrotal observado (Mazzini *et al.*, 2003).

Para maior facilidade na interpretação e para permitir a confrontação do desempenho de cada um dos modelos às diferentes idades avaliadas, a comparação entre o perímetro escrotal observado e estimado e o cálculo do

erro de predição médio foram obtidos para cada grupo de idades e modelos, como descrito na tabela 3 (Goonewardene *et al.*, 1981):

Tabela 3. Descrição dos grupos de idades e número de observações por grupo, considerados neste estudo para a avaliação do crescimento do perímetro escrotal de machos Guzerá.

Idade (meses)	Idade (dias)	Número de observações por grupo
<7	1 - 210	156
7	211 - 270	256
9	271 - 360	415
12	361 - 450	672
15	451 - 540	821
18	541 - 630	858
21	631 - 720	831
24	721 - 810	770
27	811 - 900	777
30	901 - 990	638
33	991 - 1180	548
36	1181 - 1170	291
39	1171 - 1260	224
42	1261 - 1350	174
45	1351 - 1440	142
48	1441 - 1530	37
51	1531 - 1620	33
54	1621 - 1710	21
57	1711 - 1880	22
60	1881 - 2100	20
70	>2101	13

Análise gráfica dos resíduos: Os resíduos de cada modelo foram calculados como a diferença entre os valores observados e os preditos ($e_i = Y_i - \hat{Y}_i$). O gráfico dos resíduos frente à variável independente é útil tanto para avaliar quando um modelo de regressão é adequado, como para avaliar a constância da variância residual (Neter e Wasserman, 1974).

Desvio médio absoluto dos resíduos (DMA): A estatística utilizada para avaliar a qualidade de ajuste dos modelos, foi calculada pela seguinte equação:

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

em que, Y_i é o valor observado, \hat{Y}_i é o valor estimado e n é o tamanho da amostra. Quanto menor o valor do DMA, melhor o ajuste dos modelos (Carneiro *et al.*, 2009).

Teste de Durbin-Watson (DW): Esta estatística permite detectar a presença de autocorrelação de primeira ordem entre os resíduos, a partir da seguinte equação:

$$DW = \frac{\sum_{t=2}^n (e_t - e_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^n e_t^2}$$

em que e_t = resíduos ao tempo t ; e_{t-1} = resíduos ao tempo $t-1$. O DW se avalia contra o valor crítico tabulado (d_L e d_U) ($\alpha=0,05$).

6. RESULTADOS

6.1 Estimação dos parâmetros dos modelos das curvas de crescimento

O modelo de Richards não atingiu a convergência com nenhum dos métodos iterativos utilizados e não produziu parâmetros biologicamente interpretáveis. A tabela 4 mostra o valor médio dos parâmetros das curvas de crescimento estimados para os quatro modelos restantes, o erro padrão e o número de iterações necessárias para cada modelo atingir o critério de convergência, pelos dois processos iterativos utilizados.

O modelo Tanaka não atingiu a convergência com o método iterativo Marquardt. Ambos os métodos apresentaram estimativas dos parâmetros quase idênticos para os modelos Brody, Gompertz e Logístico, e velocidade no processamento dos dados. Considerando estes resultados, o processo iterativo Gauss-Newton foi escolhido para as análises posteriores.

O modelo Tanaka demandou maior número de iterações para atingir convergência (14), seguido do modelo Brody (6), enquanto os modelos Logístico e de Gompertz precisaram de um número de iterações similar (4 e 3, respectivamente), sendo menor no de Gompertz.

Em relação aos valores estimados, os modelos Logístico e Gompertz apresentaram ajustamento similar para os parâmetros A , B e k , porém, a constante de integração e a taxa de maturação foram ligeiramente superiores para o modelo Logístico (2,76 e 0,07). Entretanto, o modelo Brody apresentou o valor de A bastante superior (43,49 cm) e com maior erro padrão, enquanto para o parâmetro k estimou o menor valor, quando comparado com os demais modelos assintóticos. Entre os modelos assintóticos, os modelos Logístico e Gompertz apresentaram semelhante erro padrão para os diferentes parâmetros.

Na figura 1 estão apresentadas as curvas de crescimento do perímetro escrotal dos machos Guzerá em função da idade com os diferentes modelos não-lineares utilizados. Foram calculados os valores do perímetro escrotal de cada idade a partir dos parâmetros obtidos de cada função. Todos os modelos descreveram curvas curvilíneas, sendo que o modelo Tanaka apresentou a

curva mais sigmóide, quando comparada com as outras curvas. Em geral, as curvas Logístico, Gompertz e Brody apresentam um comportamento similar. O modelo Brody estimou o valor mais baixo para o perímetro escrotal ao nascimento e o valor mais alto para o perímetro escrotal nas idades mais avançadas, até os 90 meses.

O modelo Tanaka estimou o valor mais alto para o perímetro escrotal ao nascimento, e,

até os 63 meses de idade, como é observado na figura 1, apresentou um comportamento similar com os modelos Logístico e Gompertz. Depois dos 63 meses, estimou valores similares, no entanto, um pouco acima do observado na curva de crescimento do o modelo Logístico.

Tabela 4. Parâmetros estimados, seu erro padrão e número de iterações com que o critério de convergência foi atingido de acordo com o modelo utilizado para descrever o crescimento do perímetro escrotal em machos Guzerá.

Processo Iterativo	Modelos	A	B	K	m	It.
Gauss-Newton	Brody	43,49 ± 0,6	0,84 ± 0,004	0,03 ± 0,0010		6
	Gompertz	38,85 ± 0,3	1,50 ± 0,01	0,05 ± 0,0012		3
	Logístico	36,70 ± 0,2	2,76 ± 0,04	0,07 ± 0,0014		4
	Tanaka	1,31 ± 0,05	0,04 ± 0,002	26,36 ± 0,1608	19,34 ± 0,23	14
Marquardt	Brody	43,49 ± 0,6	0,84 ± 0,0047	0,03 ± 0,0010		7
	Gompertz	38,85 ± 0,3	1,52 ± 0,0151	0,05 ± 0,0012		3
	Logístico	36,70 ± 0,2	2,76 ± 0,0416	0,07 ± 0,0014		4

A = PE à maturidade; B = constante de integração; k = taxa de maturidade; m = ponto de inflexão; It.= número de iterações necessárias para atingir a convergência.

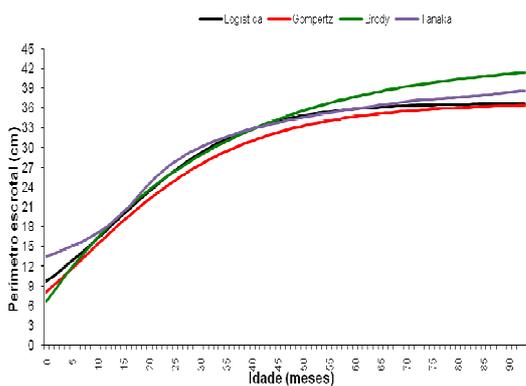


Figura 1. Curvas de crescimento do perímetro escrotal descrito por quatro modelos não-lineares em machos da raça Guzerá.

Foram calculados os pontos de inflexão para cada modelo (Tabela 5). O modelo Brody não possui ponto de inflexão, portanto não proporciona definição de aceleração crescente e decrescente do crescimento sigmóide do perímetro escrotal (Nieto *et al.*, 2006).

Os pontos de inflexão apresentados na tabela 5 evidenciam grande variação entre os modelos. O único parâmetro do modelo Tanaka que tem interpretação biológica é o parâmetro *m*, o qual corresponde à idade ao ponto de inflexão.

Tabela 5. Ponto de inflexão e idade ao ponto de inflexão, calculados pelos modelos utilizados para descrever o crescimento do perímetro escrotal em machos da raça Guzerá.

Ponto de inflexão	Gompertz	Logístico	Tanaka
PE cm	14,37	18,35	23,66
Idade (meses)	8,24	14,50	19,34

Para o modelo Tanaka, o ponto de inflexão ocorreu aos 19,34 meses, idade muito acima da calculada pelos modelos Logístico (14,50 m) e Gompertz (8,42 m).

Ampla variação também foi observada no tamanho do perímetro escrotal no ponto de inflexão estimado pelos modelos. Para o modelo Gompertz, o perímetro escrotal ao ponto de inflexão foi de 14,37 cm, valor inferior ao calculado pelo modelo Logístico, de 18,35 cm. Para o modelo Tanaka, o perímetro escrotal ao ponto de inflexão foi de, aproximadamente, 23,66 cm, sendo o maior tamanho do perímetro escrotal estimado entre os modelos para este período.

6.2 Comparação entre os modelos quanto ao ajustamento aos dados

A tabela 6 mostra os valores observados para o perímetro escrotal e os valores estimados por cada modelo não-linear em cada categoria de idade. O modelo Brody estimou o menor valor do perímetro escrotal ao nascimento, enquanto os modelos Logístico e Gompertz estimaram valores aproximados. Já o modelo Tanaka estimou um valor muito acima dos demais modelos.

No grupo ≤ 7 meses de idade, os modelos Logístico, Gompertz e Brody estimaram valores inferiores ao perímetro escrotal observado, que foi de 13,88 cm; o menor

valor foi obtido pelo modelo Brody, enquanto o valor estimado pelo modelo Tanaka foi superior ao observado e aos preditos pelos outros modelos (14,59 cm); porém, foi o valor mais próximo ao observado.

No grupo de 7 meses de idade, os modelos Logístico, Gompertz e Brody estimaram valores similares para o perímetro escrotal; no entanto, todos eles foram inferiores ao perímetro escrotal observado. Já o modelo Tanaka estimou o valor mais próximo do perímetro escrotal observado neste grupo (15,56 cm).

Para os 12, 15 e 18 meses de idade, os modelos Logístico, Gompertz e Brody estimaram valores superiores ao perímetro escrotal observado. O modelo Tanaka estimou os valores mais próximos ao perímetro escrotal observado nestas idades, sendo que no grupo de 15 meses a estimativa foi mais precisa do valor para o perímetro escrotal observado. Este resultado contrasta com o obtido para os grupos 21, 24 e 27 meses, nos quais os modelos demonstraram comportamento similar entre eles, estimando valores inferiores ao perímetro escrotal observado (Logístico 25,07 cm, Gompertz 25,09 cm e Brody 25,09 cm), porém, valores muito próximos do valor observado. Semelhante ao observado nos grupos anteriores, o modelo Tanaka estimou valores mais próximos aos observados.

O modelo Gompertz estimou os valores mais próximos do valor observado nos grupos de 30 e 33 meses de idade (29,73 e 30,90 cm), seguido dos modelos Brody e Logístico. Nestes grupos de idades, o modelo Tanaka estimou valores superiores

aos observados e também superiores aos outros modelos. Nas idades 39 e 42 meses, todos os modelos estimaram valores um pouco superiores aos observados, sendo que os mais próximos do perímetro escrotal observado foram preditos pelo modelo Tanaka. O modelo Logístico e o Tanaka apresentaram as melhores estimativas nos grupos de 45 e 48 meses de idade, quando comparados com os outros modelos.

O modelo Brody foi o que melhor estimou o perímetro escrotal aos 9, 51 e 60 meses de

idade, enquanto nessas mesmas idades, os demais modelos estimaram valores um pouco inferiores aos observados.

Nos grupos de 54, 57 e 70 meses de idade, o modelo Gompertz foi o que mais se aproximou aos valores do perímetro escrotal observado. Os modelos Tanaka e Logístico foram os que apresentaram os valores estimados mais baixos nos grupos de idades de 51, 54, 57, e 60, 70 meses.

Tabela 6. Médias do perímetro escrotal (PE) observado e estimado de machos Guzerá desde o nascimento até os 70 meses de idade por cada modelo não-linear considerado neste estudo.

Idade	PE observado	Médias do PE estimadas (cm)			
		Logística	Gompertz	Brody	Tanaka
Nascimento		9,75	8,17	6,63	13,56
≤ 7	13,88	12,88	12,45	11,93	14,59
7	15,56	14,96	14,83	14,80	15,65
9	16,99	16,72	16,75	16,89	16,71
12	18,48	18,81	18,94	19,16	18,26
15	20,31	20,97	21,12	21,31	20,32
18	22,52	23,11	23,20	23,31	22,87
21	25,46	25,07	25,09	25,09	25,34
24	27,79	26,82	26,76	26,67	27,29
27	28,87	28,43	28,30	28,15	28,83
30	29,69	29,89	29,73	29,54	30,09
33	30,94	31,05	30,90	30,71	31,04
36	31,35	32,06	31,96	31,80	31,85
39	32,14	32,97	32,94	32,86	32,59
42	32,92	33,69	33,78	33,80	33,22
45	34,03	34,24	34,44	34,58	33,73
48	34,47	34,74	35,09	35,39	34,25
51	36,06	35,18	35,68	36,17	34,75
54	36,21	35,50	36,16	36,84	35,18
57	36,75	35,71	36,49	37,33	35,51
60	38,35	36,13	37,24	38,56	36,33
70	39,23	36,52	38,15	40,51	37,84

As médias dos quadrados médios do erro (QME), coeficientes de determinação (R^2), desvio médio absoluto (DMA), o teste de Durbin Watson (DW) e a média do erro de predição médio estão apresentados na tabela 7. Todos os modelos apresentaram valores similares para o quadrado médio do erro, porém, o modelo Tanaka apresentou o menor valor (11,27). Entre os modelos

assintóticos, o Logístico, seguido do Gompertz, apresentaram valores similares para o quadrado médio do erro (11,52 e 11,59, respectivamente), sendo ligeiramente menor para o modelo Logístico, enquanto o modelo Brody apresentou o maior quadrado médio do erro entre todos os modelos avaliados (11,75).

O coeficiente de determinação (R^2) foi similar entre todos os modelos, com valores entre 0,72 e 0,73.

Tabela 7. Coeficiente de determinação (R^2), Quadrado médio do erro (QME), desvio médio absoluto (DMA), teste de Durbin Watson (DW) e média do erro de predição médio (EPM) dos quatro modelos não-lineares utilizados para descrever o crescimento do perímetro escrotal em machos Guzerá.

Modelos	R^2	QME	DMA	DW	EPM
Brody	0,72	11,75	2,70	0,79	-1,90
Gompertz	0,72	11,59	2,66	1,29	-1,83
Logístico	0,72	11,52	2,65	0,78	-1,82
Tanaka	0,73	11,27	2,61	0,76	-1,86

Com base no desvio médio absoluto (DMA), pequenas diferenças entre os modelos foram observadas. O menor desvio foi para o modelo Tanaka, seguido do modelo Logístico e Gompertz (2,61; 2,65 e 2,66, respectivamente). O modelo Brody apresentou o maior valor dos desvios entre todos os modelos avaliados (2,70). O teste de Durbin-Watson mostrou autocorrelação serial de primeira ordem para os quatro modelos avaliados.

Pode-se observar, na tabela 7, o cálculo da média erro de predição médio (EPM) para cada modelo; e, de acordo com estes resultados, os quatro modelos tenderam a superestimar o perímetro escrotal predito, como demonstrado pelo sinal negativo. O modelo Logístico apresentou a menor média para o erro de predição médio, seguida do modelo Gompertz e Tanaka. O modelo Brody foi o que superestimou em maior grau o tamanho do perímetro escrotal. Neste trabalho, as médias dos erros de predição médio foram muito próximas entre si.

A análise dos erros de predição médios para cada grupo de idade e para todos os modelos não-lineares (Tabela 8), indicou que os quatro modelos apresentaram padrão semelhante, super ou subestimando o perímetro escrotal, em maior ou menor grau. Desde o grupo ≤ 7 até os 9 meses, os modelos Logístico, Gompertz e Brody subestimaram o perímetro escrotal, enquanto o modelo Tanaka o superestimou. Nos grupos de 12, 15 e 18 meses, todos os modelos superestimaram o perímetro escrotal, porém, o modelo Tanaka apresentou os valores mais baixos de erro de predição médio nestes grupos de idades, aproximando-se mais aos valores observados.

Tabela 8. Erro de predição médio (EPM) calculado para cada grupo de idade por cada modelo não-linear utilizado para descrever o perímetro escrotal em machos Guzerá.

Grupo de idade	Logístico	Gompertz	Brody	Tanaka
≤ 7	7,20	10,33	14,06	-5,11
7	3,84	4,67	4,91	-0,59
9	1,61	1,44	0,61	1,64
12	-1,79	-2,49	-3,65	1,22
15	-3,26	-3,98	-4,91	-0,04
18	-2,60	-3,03	-3,50	-1,57
21	1,53	1,46	1,44	0,48
24	3,49	3,72	4,03	1,81
27	1,54	1,97	2,51	0,14
30	-0,68	-0,15	0,50	-1,35
33	-0,37	0,12	0,73	-0,31
36	-2,27	-1,93	-1,45	-1,59
39	-2,57	-2,49	-2,25	-1,40
42	-2,35	-2,60	-2,68	-0,92
45	-0,61	-1,20	-1,63	0,87
48	-0,79	-1,79	-2,67	0,63
51	2,45	1,05	-0,31	3,62
54	1,97	0,14	-1,74	2,83
57	2,83	0,70	-1,59	3,38
60	5,80	2,90	-0,55	5,26
70	6,90	2,75	-3,26	3,53

Nas categorias de idades de 21 e 24 meses ocorreu o contrário. Todos os grupos subestimaram o perímetro escrotal, sendo o modelo Tanaka o que apresentou o menor erro de predição. Em geral, entre os 30 e 45 meses de idade, os modelos Logístico, Gompertz e Brody apresentaram o mesmo padrão de comportamento, superestimando o perímetro escrotal. O modelo Tanaka apresentou variação com relação aos outros modelo nos grupos de 45 e 48 meses, em que subestimou o perímetro escrotal, mas foram os valores mais próximos dos observados.

Nas idades seguintes, os modelos Logístico, Gompertz e Tanaka apresentaram resultados similares, todos eles subestimando o perímetro escrotal (de 51 meses até os 70 meses). Nestes últimos grupos, o modelo

Tanaka obteve os maiores erros de predição médios, seguido do modelo Logístico.

O comportamento do modelo Brody foi totalmente diferente dos demais modelos, já que, enquanto os outros modelos subestimaram o perímetro escrotal, o modelo Brody o superestimou.

Para maior facilidade de interpretação, a distribuição dos erros de predição médios para cada uma das idades e para cada modelo não-linear esta apresentada graficamente na figura 2.

A diferença entre o perímetro escrotal observado e predito pelos modelos permite obter os resíduos, os quais estão apresentados na figura 3. A distribuição dos resíduos foi similar entre todos os modelos avaliados neste estudo, os quais parecem seguir o mesmo padrão.

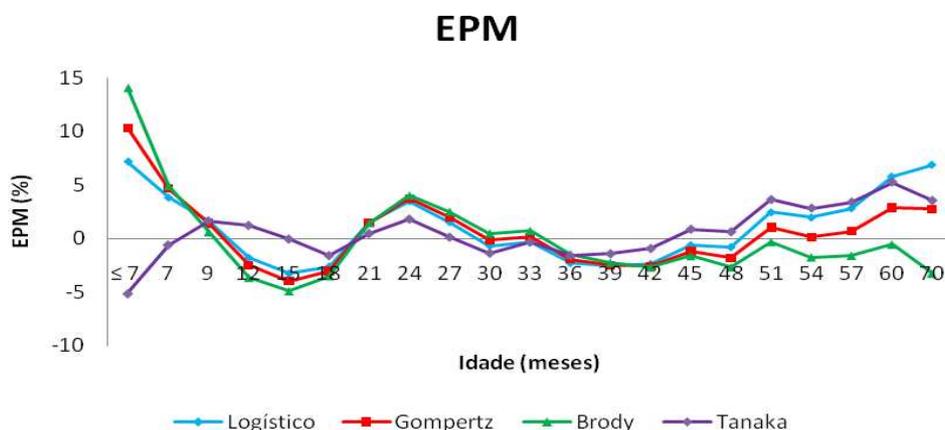


Figura 2. Distribuição do erro de predição médio para cada grupo de idade em cada modelo não-linear.

Os gráficos sugerem que a variância do erro aumentou com o tempo e que os resíduos não se encontram aleatoriamente distribuídos em relação ao ponto médio (zero).

Ao nascimento, os modelos Brody, Gompertz e Logístico subestimaram o perímetro escrotal, enquanto o modelo Tanaka o superestimou;

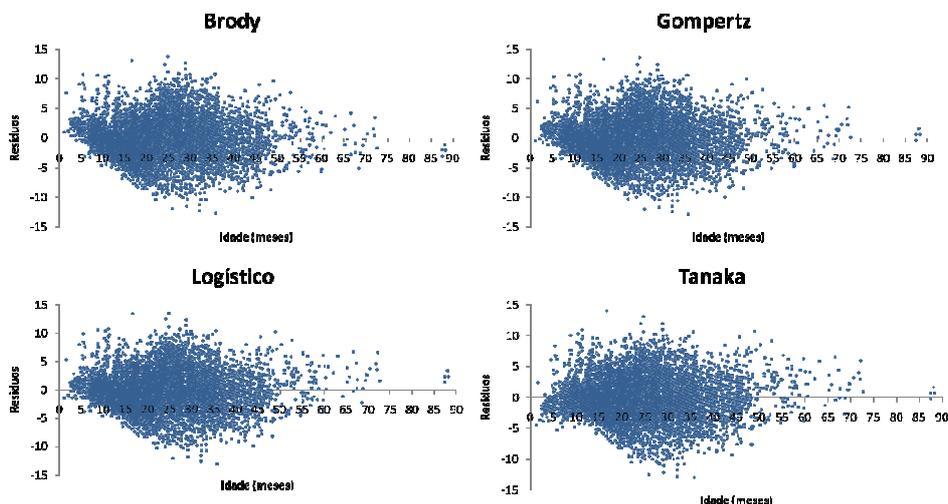


Figura 3. Análise gráfica dos resíduos dos quatro modelos não-lineares utilizados para descrever o crescimento do perímetro escrotal em machos Guzerá.

entre os 10 e 20 meses de idade, a tendência de todos os modelos foi de superestimar o perímetro escrotal. Já entre os 15 e 30 meses de idade, a tendência apresentada é, de novo, de subestimar o perímetro escrotal. Entre os 30 e 55 meses de idade, todos os modelos apresentaram uma maior constância da variância, já que pode ser observado que entre estas idades, os resíduos parecem estar mais aleatoriamente distribuídos em torno de zero. Entre os 55 e 75 meses de idade, os modelos Gompertz, Logístico e Tanaka apresentaram a tendência de subestimar o perímetro escrotal (a maioria dos resíduos encontram-se localizados na parte superior dos gráficos), enquanto o modelo Brody apresenta os resíduos destas categorias de

idades mais aleatoriamente distribuídos. Entre 85 e 90 meses de idade, foram os modelos Gompertz e Tanaka que apresentaram menor variação nos resíduos, enquanto o modelos Brody superestimou o tamanho do perímetro escrotal a esta idade e o Logístico o subestimou.

7. DISCUSSÃO

A não convergência do modelo Richards também foi relatada por Bilgin *et al.*, (2004) quando avaliaram o crescimento do perímetro escrotal em carneiros com modelos não-lineares; e por Quirino *et al.*, (1999) e Sousa *et al.*, (1997), quando o modelo Richards não atingiu o critério de convergência, nem estimou valores para o

perímetro escrotal à maturidade de touros Nelore e caprinos mestiços, respectivamente. Os resultados anteriores discordam com o reportado por Delgado *et al.*, (2000), segundo os quais o modelo Richards apresentou ajuste bastante adequado aos dados de perímetro escrotal em touros da raça Retinta.

Vários autores alertam sobre a dificuldade de convergência do modelo Richards (Brown *et al.*, 1976; Freneau *et al.*, 1997; Silva *et al.*, 2001; Carneiro *et al.*, 2009) em face de que, nesta função, o parâmetro m ou ponto de inflexão é variável, e este fato, muitas vezes, implica maior dificuldade de obtenção das estimativas.

A rapidez na convergência dos métodos iterativos depende da complexidade dos modelos em estudo, e, principalmente, da qualidade dos valores iniciais, necessários em qualquer método iterativo (Mazucheli *et al.*, 2002). No presente trabalho, o modelo Tanaka não atingiu a convergência com o método iterativo Marquardt, e precisou de um maior número de iterações (14), para convergir com o método de Gauss-Newton, o que indicou que este modelo apresentou maior dificuldade computacional podendo, este fato, ser devido à complexidade da sua função (Tabela 2). Para os modelos Logístico, Gompertz e Brody, os dois métodos iterativos estimaram valores dos parâmetros quase idênticos; resultados similares aos achados por de Elias em 1998 (citado por Mendez, 2007).

Semelhante ao o encontrado por Quirino *et al.*, (1999), Nieto *et al.*, (2003) e Nieto *et al.*, (2006), no presente trabalho o número de iterações necessárias para atingir o critério de convergência nos modelos Logístico e

Gompertz foi pequeno, enquanto o modelo Brody demandou um número maior de iterações nos dois métodos iterativos utilizados.

O parâmetro A é interpretado neste trabalho como o perímetro escrotal à idade adulta. Com base na estimativa deste parâmetro, o modelo Brody foi o que apresentou o maior valor para o perímetro escrotal à maturidade, seguido pelo modelo Gompertz e o Logístico; este último apresentou a menor estimativa para este parâmetro. Similares resultados foram reportados por Freneau *et al.*, (1997), Quirino *et al.*, (1999), Delgado *et al.*, (2000), Parma *et al.*, (2006), Nieto *et al.*, (2003) e Nieto *et al.*, (2006) quando avaliaram modelos não-lineares para descrever o crescimento do perímetro escrotal em bovinos. No presente trabalho, o modelo Brody superestimou o perímetro escrotal à maturidade, fato também relatado por Quirino *et al.*, (1999) e Nieto *et al.*, (2006), indicando a pouca utilidade deste modelo no ajustamento do perímetro escrotal à idade adulta de touros Guzerá.

O parâmetro B relaciona o crescimento do perímetro escrotal do nascimento até a maturidade, assim, valores elevados de B representam baixos graus de desenvolvimento testicular (Nieto *et al.*, 2006). Neste trabalho, o valor do parâmetro B em machos Guzerá foi mais baixo para os modelos Brody, Gompertz e Logístico do que em todos os trabalhos anteriormente mencionados, onde avaliaram o crescimento testicular de animais Nelore (Freneau *et al.*, 1997; Quirino *et al.*, 1999; Parma *et al.*, 2006; Neves, 2007) e Retinto (Delgado *et al.*, 2000). Ao mesmo tempo, os resultados obtidos neste trabalho para machos Guzerá foram similares com os resultados obtidos

por Nieto *et al.*, (2003) e Nieto *et al.*, (2006), em touros da raça Canchim. Segundo Nieto *et al.*, (2006), este resultado pode ser um indicador de maior desenvolvimento testicular da raça Canchim, e, neste caso, Guzerá, em relação às raças mencionadas anteriormente.

Pode-se dizer que o parâmetro k é relacionado à taxa de maturação e determina a inclinação da curva. A taxa de maturação pode ser entendida como um indicador da velocidade com que o animal se aproxima de seu tamanho adulto, neste caso, do perímetro escrotal adulto (Forni, 2007). No presente trabalho, os modelos Brody, Gompertz e Logístico estimaram valores similares para este parâmetro, sendo que o maior valor foi obtido pelo modelo Logístico. Em geral, o valor estimado neste trabalho para o parâmetro k está acima do reportado por outros trabalhos (Delgado *et al.*, 2000; Parma *et al.*, 2006; Nieto *et al.*, 2006). No entanto, o modelo Logístico que apresentou o maior valor neste trabalho, foi menor que o valor achado por Quirino *et al.*, (1999) para machos Nelore. Com relação ao parâmetro k , a maturação precoce é uma característica desejável na criação de bovinos de corte, uma vez que representa diminuição no tempo que o animal necessita para atingir características desejáveis, como a puberdade, o peso à maturidade, o perímetro escrotal à maturidade, o peso ao abate; além disso, diminui custos de produção e reduz o intervalo entre gerações (Brito *et al.*, 2004).

Na literatura, o ponto de inflexão tem sido associado com um período de rápida proliferação de parênquima testicular, o qual sugere o início da puberdade (Quirino *et al.*, 1999). No presente trabalho, os pontos de

inflexão calculados pelos modelos foram diferentes entre si. O modelo Gompertz estimou o ponto de inflexão a uma idade muito baixa — a qual quase corresponde à idade à desmama estabelecida nas três fazendas de origem dos animais —, além disso, esta idade difere do reportado na literatura para a puberdade em touros de raças zebuínas, especificamente Guzerá (Garcia *et al.*, 1987; Troconiz *et al.*, 1991; Torres e Henry, 2005). Este resultado demonstra a pouca utilidade do modelo Gompertz para representar o período de maior taxa de crescimento do perímetro escrotal em touros da raça Guzerá.

Valvasori *et al.*, (1985) enfatizam que os touros Guzerá apresentaram aumento na taxa de crescimento do perímetro escrotal em idades próximas dos doze aos quatorze meses; eles concluíram que esse período coincidiu com a fase em que estes animais atingiram a puberdade. No presente trabalho, o modelo Logístico estimou o ponto de inflexão aos 12,86 meses de idade, cujo valor estaria de acordo com o reportado por Valvasori *et al.*, (1985) para touros Guzerá.

Já, em 1991, Troconiz *et al.* obtiveram resultados diferentes aos relatados anteriormente por Valvasori *et al.*, (1985) para a raça Guzerá, onde a maior taxa de crescimento testicular ocorreu entre os 22 e 24 meses de idade com $29,1 \pm 2,3$ cm de perímetro escrotal. No mesmo trabalho, a puberdade foi atingida aos $18,2 \pm 0,2$ meses de idade, com $25,6 \pm 0,3$ cm de perímetro escrotal, valores similares aos reportados por Garcia *et al.*, (1987) e Torres e Henry (2005), também para touros Guzerá.

Mais recentemente Perez (2010) avaliando o desenvolvimento reprodutivo de touros

Guzerá criados na região do cerrado no Estado de Minas Gerais, encontrou que a idade média à puberdade nestes animais foi de $19,6 \pm 3,9$ meses, com perímetro escrotal de $22,8 \pm 2,9$ cm, valores muito próximos aos valores estimados no presente trabalho pelo modelo Tanaka ao ponto de inflexão (19,3 meses de idade com 23,6 cm de perímetro escrotal), também em touros Guzerá.

Estes resultados demonstram a melhor adequacidade deste modelo em estimar o período de maior taxa de crescimento testicular e sua utilidade para prever o atingimento da puberdade em touros da raça Guzerá criados em condição de pastoreio extensivo.

Assim, o resultado do Valvasori *et al.*, (1985), difere da literatura consultada, o que pode ser devido ao fato de os animais utilizados naquele trabalho terem permanecido durante 168 dias confinados em uma prova de ganho de peso. Conforme Brito *et al.*, (2007), animais com melhor alimentação no período próximo à desmama e no período pré-puberdade, apresentam maior tamanho testicular nas 70 semanas de vida, quando comparados com animais em baixo e médio regime de alimentação. Pode-se disso inferir que a nutrição regula o eixo hipotálamo-pituitário-gonadal e o desenvolvimento sexual.

O modelo Brody estimou o menor perímetro escrotal ao nascimento, o que foi similar do obtido por Quirino *et al.*, (1999), Nieto *et al.*, (2003) e Nieto *et al.*, (2006). Por outro lado, apresentou a maior estimativa para o perímetro escrotal à idade adulta, cujo padrão de comportamento é evidente na figura 1. O modelo Tanaka estimou o maior

valor para o perímetro escrotal ao nascimento, similar comportamento foi achado por Bilgin *et al.*, (2004) para este modelo quando avaliado em dados de perímetro escrotal de carneiros.

Em geral, quando os quatro modelos foram avaliados pela capacidade de prever o perímetro escrotal, foi evidente que dos 7 até os 48 meses de idade, o modelo Tanaka estimou os valores mais próximos aos observados para esses períodos. É importante ressaltar que esse período inclui as idades nas quais o perímetro escrotal tem sido avaliado e recomendado como critério de seleção, tanto para características reprodutivas nos machos quanto nas fêmeas (Gressler *et al.*, 2000; Silva *et al.*, 2002). O modelo Logístico foi o segundo melhor, depois do Tanaka, em prever o perímetro escrotal nos machos Guzerá.

Das curvas obtidas pelas funções, a que melhor descreveu o ponto de inflexão foi a do modelo Tanaka, já que apresentou-se mais sigmóide com maior inclinação entre os 18 e 20 meses, os quais corresponderiam com o período de maior crescimento do perímetro escrotal e com a época mais correta da idade à puberdade, como foi relatado anteriormente nos machos Guzerá. Segundo este modelo, a taxa de crescimento do perímetro escrotal em touros Guzerá diminui desde o ponto de inflexão até os 37 meses. Este achado está de acordo com o reportado por Torres e Henry (2005). Estes resultados estão também de acordo com o reportado por Bilgin *et al.*, (2004), que concluíram que o modelo Tanaka apresentou excepcional ajuste ao crescimento do perímetro escrotal em carneiros da raça Awassi.

Com base no coeficiente de determinação (R^2), observou-se que todos os modelos se ajustaram de forma semelhante aos dados de perímetro escrotal de touros Guzerá, como representados na figura 1. No presente trabalho, todos os modelos apresentaram similar coeficiente de determinação, os quais foram baixos, quando comparados com outros trabalhos que usaram os modelos não-lineares para descrever o crescimento do perímetro escrotal (Quirino et al., 1999; Delgado et al., 2000). Este resultado pode ser devido a que os dados utilizados neste trabalho para representar a curva média de crescimento do perímetro escrotal de touros Guzerá, foram oriundos de três fazendas localizadas em regiões diferentes e onde o manejo, a nutrição e as características ambientais diferiram de uma para outra.

Sousa et al. (1997) encontraram que os modelos Brody, Gompertz e Logístico apresentaram coeficiente de determinação iguais, por essa razão, para determinar qual dos modelos se ajustou melhor aos dados, foram avaliados os desvios do perímetro escrotal observado frente ao perímetro escrotal estimado para cada classe de idade. Sarmiento et al., (2006), avaliando o crescimento corporal em ovinos Santa Inês, não encontraram diferença entre os coeficientes de determinação de quatro modelos não-lineares. Assim, os autores concluíram que avaliar a qualidade de ajuste em modelos não-lineares com base apenas nesta estatística, pode não ser uma boa opção.

Entretanto, ao analisar o quadrado médio do erro, pode-se observar que, independente da pequena diferença entre os valores, observou-se maior variação no modelo Brody, seguido do modelo Gompertz. Estes resultados estão de acordo com o reportado

por outros autores que avaliaram o perímetro escrotal (Quirino et al., 1999; Nieto et al., 2006).

Com base no desvio médio absoluto (DMA), pequenos desvios entre os modelos foram observados, com menor valor para o modelo Tanaka, indicando melhor ajuste médio, em comparação com o modelo Brody. De acordo com Carneiro et al., (2009), o modelo Brody apresentou o maior desvio médio absoluto (DMA), quando foi utilizado para descrever o crescimento de caprinos da raça Mambrina.

Segundo Goonewardene et al., (1981), a escolha da função de crescimento depende de como ela se ajusta aos dados a cada idade específica ao longo da curva de crescimento. Baseado na média do erro de predição médio para cada função, no presente trabalho observou-se que todos os modelos superestimaram o perímetro escrotal estimado, já que todos obtiveram resultado negativo. Neste caso, o modelo Logístico obteve o menor valor absoluto, o que significa que este modelo apresentou o melhor ajuste global dos dados, seguido do modelo Gompertz.

Em geral, o modelo Tanaka apresentou menor ajuste global que os modelos Logístico e Gompertz, como foi mostrado pela média do erro de predição médio, isso pode ter ocorrido por que este modelo subestimou o perímetro escrotal nas idades mais avançadas, talvez em função de que a função Tanaka demandou maior número de observações nestas idades (Tabela 3).

Semelhante ao que foi visto na comparação do perímetro escrotal observado com o predito, o modelo Tanaka apresentou os menores erros de predição médio e o melhor

ajuste desde a pré-puberdade até a maturidade. (Figura 2).

O teste de Durbin-Watson indicou a presença de auto-correlação serial de primeira ordem para todas as funções. Desta maneira, a suposição de independência dos erros foi violada, e, assim, os modelos seriam incorretos. Segundo Abreu *et al.*, (2004), esse fato pode ser esperado quando as observações estão ordenadas em função do tempo. Embora o teste de Durbin Watson tenha indicado correlação entre os erros, os modelos apresentaram ajustes adequados aos dados, como foi visto pelo coeficiente de determinação e curvas modeladas. Segundo Fitzhugh (1976), testar a variância dos resíduos em dados longitudinais não é a opção mais adequada, já que é comum encontrar correlação entre os resíduos de observações tomadas ao longo do tempo. Esse problema se agrava para medidas de tamanho, especialmente peso e perímetro escrotal, já que estas podem sofrer variações cíclicas pelos fatores climáticos, nutricionais ou ambientais.

Para que os resíduos sejam considerados independentes, seria preciso que os mesmos fossem distribuídos aleatoriamente em torno do eixo médio (Silva *et al.*, 2001). No presente trabalho, percebeu-se que os resíduos não estavam dispostos aleatoriamente em torno da abscissa, apresentando, em algumas seções do gráfico tendência de subestimar ou de superestimar o perímetro escrotal medido.

O modelo Tanaka possibilitou o ponto de inflexão mais apropriado biologicamente nos machos da raça Guzerá. Além disso, foi superior no quadrado médio do erro, no desvio médio absoluto e no erro de predição

médio nas diferentes categorias de idades. Segundo estes resultados, o modelo Tanaka poderia ser utilizado para descrever e prever o perímetro escrotal em populações de machos Guzerá criados em manejo extensivo, uma vez que foi o que representou melhor o crescimento do perímetro escrotal nestes animais.

8. Conclusões

Neste estudo, constatou-se que o modelo Tanaka apresentou o melhor ajuste na descrição da curva de crescimento médio do perímetro escrotal em machos da raça Guzerá, já que foi superior em descrever e prever o comportamento desta característica entre os 7 e 48 meses de idade nestes animais.

Segundo este modelo, o ponto de inflexão ou de maior taxa de crescimento testicular em touros Guzerá ocorre ao redor dos 19 meses de idade, o qual corresponderia com o momento de atingimento da puberdade para este tipo de animais. Depois do ponto de inflexão a taxa de crescimento testicular diminui paulatinamente.

Entre os modelos assintóticos, os modelos Logístico e Gompertz apresentaram estimativas similares para os parâmetros, no entanto, o modelo Logístico apresentou melhor ajuste aos dados, como demonstrado pelas estatísticas com as quais foram avaliados. Segundo este resultado, os modelos Tanaka e Logístico foram superiores na representação do crescimento do perímetro escrotal em touros da raça Guzerá.

O modelo Tanaka apresentou como desvantagem que solo possui um parâmetro com interpretação biológica.

9. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ABREU, U.G.; COBUCCI, J.A.; DA SILVA, M.V.G.B. *et al.* Uso de modelos no lineares para el ajuste de la curva de crecimiento de bovinos pantaneiros. *Archivos de Zootecnia*. v. 53, p. 367-370, 2004.
- AFONSO, V.A.C.; QUIRINO, C.R.; COSTA, R.L.D. Utilização de funções não-lineares para descrição de curvas de crescimento em ovinos. 2007. Artigo em Hypertexto. Disponível em: http://www.infobibos.com/Artigos/2007_4/naolinear/index.htm.
- ARANGO, J. L.; VLECK, D.V. Size of beef cows: early ideas, new developments. *Genetics and Molecular Research*. v. 1, n.1, p.51-63, 2002.
- BERGMANN, J.A.G.; ZAMBOLINI, L.C.; PROCÓPIO, C.S.O. Estimativas de parâmetros genéticos do perímetro escrotal e do peso corporal em animais Nelore. *Arquivo Brasileiro de Medicina Veterinária e Zootecnia*. v. 48, n.1, p. 69-78, 1996.
- BERGMANN, J.A.G.; QUIRINO, C. R.; VALE FILHO, V. R. *et al.* Herdabilidades e correlações genéticas entre medições testiculares e características espermáticas em touros nelore. *Archivos Latinoamericanos de Producción Animal*. v.5, p.473-475, 1997.
- BILGIN, O.C.; EMSEN, E.; DAVIS, M.E. Comparison of non-linear models for describing the growth of scrotal circumference in Awassi male lambs. *Small Ruminants Research*. v.52, p.155-160, 2004.
- BOURDON, M.R.; BRINKS, J.S. scrotal circumference in yearling hereford bulls: adjustment factors, heritabilities and genetic, environmental and phenotypic relationships with growth traits. *Journal of Animal Science*. v.62, p.958-967, 1986.
- BRANDÃO, A.L.S. *Modelos não-lineares para análise de dados longitudinais*. 1996. 137 p. Dissertação (Mestre em Estatística) – Instituto de matemática estatística e computação científica, UNICAMP, Campinas.
- BRINKS, J.S. Relationships of scrotal circumference to puberty and subsequent reproductive performance in male and female offspring. In: FIELDS, M.J e SAND, R.S. Factors affecting calf crop. Boca raton, Florida: CRC Press, 1994. Pag. 363-370.
- BRITO, L.F.C.; SILVA, A.E.D.F.; UNANIAN, M.M. *et al.* Sexual development in early- and late-maturing Bos indicus and Bos indicus _ Bos taurus crossbred bulls in Brazil. *Theriogenology*. v. 62, p. 1198–1217, 2004.
- BRITO, L.F.C.; BARTH, A.D.; RAWLINGS, N.C. Effect of nutrition during calthood and peripubertal period on serum metabolic hormones, gonadotropins and testosterone concentrations, and on sexual development in bulls. *Domestic Animal Endocrinology*. v. 33, p: 1–18, 2007.
- BRODY, S. 1945. Pages 354–403 in Bioenergetics and Growth with Special Reference to the energetic Efficiency Complex in Domestic Animals. Reinhold Publ., New York.
- BROWN, J. E.; FITZHUGH, H. A.; CARTWRIGHT, T. C. 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.; AFFONSO, P.R.A.M. *et al.* Curva de crescimento em caprinos, da raça Mambрина, criados na caatinga. *Revista Brasileira de Saúde e Produção Animal*. v.10, n.3, p. 536-545, 2009.
- CARRIJO, S.M.; DUARTE, F.A.M. Description and comparison of growth parameters in Chianina and Nelore cattle breeds. *Genetics and Molecular Biology*. v. 22, n. 2, p. 187-196, 1999.
- DELGADO, C., VALERA, M., MOLINA, A. *et al.* Circunferência escrotal como predictor de la capacidad reproductiva en razas de vacuno de carne autóctono: curvas de crecimiento en el vacuno retinto. *Archivos de Zootecnia*. v. 49, p. 229-240, 2000.
- DIAS, J.C.; ANDRADE, J.V.; MARTINS, J.A.M. *et al.* Correlações genéticas e fenotípicas entre características reprodutivas e produtivas de touros da raça Nelore. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*. v.43, n.1, p.53-59, 2008.
- EMSEN, E. Testicular development and body weight gain from birth to 1 year of age of Awassi and Redkaraman sheep and their reciprocal crosses. *Small Ruminants Research*. v. 59, n. 1, p.79-82, 2005.
- ELIAS, A. M. *Análise de curvas de crescimento de vacas das raças Nelore, Guzerá e Gir*. 1998. 128 p. Dissertação (Mestrado em Ciência Animal e Pastagens) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba.
- FEKEDULEGN, D. M.; SIURTAİN, P.M.; COLBERT, J.J. Parameter Estimation of Nonlinear Growth Models in Forestry. *Silva Fennica*. V.33, p. 327–336, 1999.
- FITZHUGH, H. A. Analysis of growth curves and strategies for altering their shape. *Journal of Animal Science*. v. 42, p. 1036-1051, 1976.
- FORNI, S. *Análise da curva de crescimento de bovinos da raça Nelore, utilizando modelos não-lineares em análises bayesianas*. 2007. 65 p. Tese (Doutor em Zootecnia) – Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias, UNESP, Jaboticabal.
- FREITAS, A.R. Curvas de Crescimento na Produção Animal. *Revista Brasileira de Zootecnia*. v.34, n.3, p.786-795, 2005.
- FRENEAU, G.E.; QUIRINO, C.R.; CONCEIÇÃO, Jr.V. *et al.* Curvas de crescimento da circunferência escrotal em touros Nelore. *Revista Brasileira de Reprodução Animal*. v.21, n. 2, p. 32-34, 1997.
- FUENTES, M.N.M.; PERALTA, L.A.P.; VADILLO, J.C.V. *et al.* Crecimiento de bovinos machos en sistemas de doble propósito en el trópico. XX Reunión Científica-Tecnológica Forestal y Agropecuaria Veracruz, 2007.
- GARCIA, J.M.; PINHEIRO, L.E.L.; OKUDA, H.T. Body development and semen phisycal and morphological characteristics of young Guzera bulls. *Ars Veterinária*. v. 3, n. 1, p: 47-53, 1987.

- GÓMEZ, D.A.A.; MUÑOZ, M.F.C.; BETANCUR, L.F.R. Modelación de las funciones de crecimiento aplicadas a la producción animal. *Revista Colombiana de Ciências Pecuárias*. v. 21, p.39-58, 2008.
- GOONEWARDENE, L. A.; BERG, R. T.; HARDIN, R. T. A growth study of beef cattle. *Canadian Journal of Animal Science*. v. 61, p: 1041-1048, 1981.
- GRESSLER, S.L.; BERGMANN, J.A.G.; PEREIRA, C.S. *et al.* Estudo das Associações Genéticas entre Perímetro Escrotal e Características Reprodutivas de Fêmeas Nelore. *Revista Brasileira de Zootecnia*. v. 29, p.427-437, 2000.
- GROSJEAN, P. *Growth model of the reared sea urchin Paracentrotus lividus* (Lamarck, 1816). 2001. 271 p. Tese (Doctor of Agronomic Sciences) - Faculte des Sciences, Universite Libre de Bruxelles, Bruxelles.
- KNIGHTS, S.A.; BAKER, R. L.; GIANOLA, D. *et al.* Estimates of heritabilities and of genetic and phenotypic correlations among growth and reproductive traits in yearling angus bulls. *Journal of Animal Science*. v. 58, n.4, 1984.
- LAMARE, M.D.; MLADENOV, P. Modeling somatic growth in the sea urchin *Evechinus chloticus* (Echinoidea: Echinometridae). *Journal of Experimental Marine Biology and Ecology*. v. 243, p. 17-43, 2000.
- LAND, R.B. Reproduction in young sheep: some genetic and environmental sources of variation. *Journal of Reproduction and Fertility*. v. 52, p.427-436, 1978.
- LATIMER, F.G.; WILSON, L.L.; CAIN, M.F. Scrotal measurements in beef bulls: heritability estimates, breed and test station effects. *Journal Animal Science*. vol. 54, no. 3, p. 473-479, 1982.
- LUNSTRA, D.D.; FORD, J.J.; ECHTERNKAMP, S.E. Puberty in beef bulls: hormone concentrations, growth, testicular development, sperm production and sexual aggressiveness in bull of different breeds. *Journal Animal Science*. v.46, p.1054-1062, 1978.
- MACMILLAN, K. L.; HAFS, H. D. Pituitary and hypothalamic endocrine changes associated with reproductive development of Holstein bulls. *Journal Animal Science*.v. 27: 1614–1620 1968.
- MALHADO, C.H.M.; RAMOS, A.A.; CARNEIRO, P.L.S. *et al.* Modelos no lineales para describir el crecimiento de bufalinos de la raza Murrah. *Archivos de Zootecnia*. v. 57, n. 220, p. 497-503, 2008.
- MAZZINI, A.R.A.; MUNIZ, J.A.; AQUINO, L.H.; SILVA, F.F. Análise da curva de crescimento de machos Hereford. *Ciências e Agrotecnologia*. v.27, n.5, p.1105-1112, 2003.
- MAZUCHELI, J.; ACHCAR, J.A. Algumas considerações em regressão não-linear. *Acta Scientiarum*. v. 24, n. 6, p: 1761-1770, 2002.
- MENDES, P.N. *Curvas de crescimento difásicas de fêmeas Hereford com erros auto-regressivos e heterogeneidade de variâncias*. 2007. 84 p. Dissertação (Mestrado em Agronomia) – Universidade Federal de Lavras, Lavras.

- NELDER, J. A. The fitting of a generalization of the logistic curve. *Biometrics*, v. 17, p. 89-110, 1961.
- NETER, J; WASSERMAN, W. Applied linear statistical models. Homewood: Richards D. Irwin, Inc. 1974. 842 p.
- NEVES, A.L.A. *Biometria e morfologia testicular em bovinos da raça Nelore criados a pasto*. 2007. 49 p. Dissertação (Mestrado em Zootecnia) - Universidade Estadual do Sudoeste da Bahia, Itapetinga.
- NIETO, M.L.; SILVA, L.O.C.; ROSA, A.N. *et al.* A análise da curva de crescimento da circunferência escrotal de touros da raça Canchim e do grupo genético MA. *Archives of Veterinary Science*. v. 8, n. 1, p. 75-79, 2003.
- NIETO, L. M.; SILVA, L. O. C.; GONDO, A. Análise da curva de crescimento do perímetro escrotal de touros Canchim em diferentes sistemas de criação. *Arquivos de Ciências Veterinárias e Zoologia da Unipar*. v. 9, n. 2, p. 99-103, 2006.
- NOGUERA, R.R.; PEREIRA, R. L.; SOLARTE, C. E. Comparación de modelos no lineales para describir curvas de crecimiento en cuyes (*Cavia porcellus*) desde el nacimiento hasta la edad de sacrificio. *Livestock Research for Rural Development*. v. 20, n.5, 2008.
- NOTTER, D. R.; LUCAS, J. R. ; MCCLAUGHERTY F. S. *et al.* Breed group differences in testicular growth patterns in spring-born ram lambs. *Journal of Animal Science*. v.60, p. 622-631, 1985.
- OLIVEIRA, H. N. *Análise genético-quantitativo da curva do crescimento de fêmeas da raça Guzerá*. 1995. 73 p. Tese (Doutor em ciências) – Faculdade de Medicina veterinária, USP, Ribeirão Preto.
- 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, p.1843-1851, 2000.
- OLIVEIRA, M.M.; ROTA, E.L.; DIONELLO, N.J. *et al.* Herdabilidade e correlações genéticas do perímetro escrotal e idade ao primeiro parto com características produtivas em bovinos de corte: revisão. *Revista Brasileira de Agrociência*. v.13, p.141-146, 2007.
- PACHECO, A. Idade à puberdade e parâmetros reprodutivos de machos ovinos da raça Santa Inês. *Jornal Brasileiro de Ciência Animal*. v. 1, n. 2, p. 1-2, 2008.
- PARMA, L.S.; GARNERO, A.V.; GUNSKY, R.J.; *et al.* Caracterización del crecimiento testicular em vacuno Nelore. *Archivos de Zootecnia*. v.55, p. 105-108, 2006.
- PEREIRA, E.; ELER, J.P.; FERRAZ, J.B.S. Correlação Genética Entre Perímetro Escrotal e Algumas Características Reprodutivas na Raça Nelore. *Revista Brasileira de Zootecnia*. v. 29, n.6, p.1676-1683, 2000.
- PEREZ, J. O. *Características reprodutivas dos seis aos 36 meses de idade de machos da raça Guzerá criados a pasto na região do cerrado mineiro*. 2010. 113 p. Tese

- (Doutor em ciência animal) - Escola de Veterinária, UFMG, Belo Horizonte.
- POSADA, S.L.; NOGUERA, R.R. Comparación de modelos matemáticos: una aplicación en la evaluación de alimentos para animales. *Revista Colombiana de Ciencias Pecuárias*. v. 20, p.141-148, 2007.
- QUIRINO, C.R. *Herdabilidades e correlações genéticas entre medições testiculares, características seminais e libido em touros Nelore*. 1999. 104 p. Tese (Doutor em ciência animal) - Escola de Veterinária, UFMG, Belo Horizonte.
- QUIRINO, C.R.; BERGMANN, J.A.G.; VALE FILHO, V.R. *et al.* Evaluation of four mathematical functions to describe scrotal circumference maturation in Nelore bulls. *Theriogenology*. v.52, p.25-34, 1999.
- SANTORO, K.R.; BARBOSA, S.B.P.; BRASIL, L.H.A. *et al.* 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, 2005 (supl.).
- SARMENTO, J.L.E.; REGAZZI, A.J.; DE SOUSA, W.H. *et al.* Estudo da curva de crescimento de ovinos Santa Inês. *Revista Brasileira de Zootecnia*. v.35, n.2, p.435-442, 2006.
- SARREIRO, L.C.; BERGMANN, J.A.G.; QUIRINO, C.R. *et al.* Herdabilidade e correlação genética entre perímetro escrotal, libido e características seminais de touros Nelore. *Arquivo Brasileiro de Medicina Veterinária e Zootecnia*. v. 1.54, n.6, 2002.
- SAS. User's guide Statistics. Version 6.10. Cary NC: SAS Institute Inc, 1995.
- 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.
- SILVA, A.E.D.; UNANIAN, M.M.; CORDEIRO, C.M.T. *et al.* Relação da Circunferência Escrotal e Parâmetros da Qualidade do Sêmen em Touros da Raça Nelore, PO. *Revista Brasileira de Zootecnia*. v.31, p.1157-1165, 2002.
- SILVA, N.A.M. *Modelo hierárquico bayesiano aplicado na avaliação genética de curvas de crescimento*. 2008. 47 p. Dissertação (Mestrado em Estatística e Experimentação Agropecuária) - Universidade Federal de Lavras, Lavras.
- SMITH, B. A.; BRINKS, J. S. Estimation of genetic parameters among breeding soundness examination components and growth traits in yearling bulls. *Journal of Animal Science*. v.67, p. 2892-2896, 1989.
- SOUSA, G. S. Diagnostico no modelo geral. In: _____. Introdução aos modelos de regressão linear e não-linear. Brasília, Brasil: EMBRAPA, 1998, pag. 395-443.
- SOUSA, W.H.; QUIRINO, C.R.; GONZALES, C. Uso de funciones no lineales para describir el crecimiento de los testículos en caprinos mestizos en Brasil. *Archivos Latinoamericanos de Producción Animal*. v.5, p. 476-478, 1997.
- TANAKA, M. A new growth curve wich express infinite increase. *Publications of the*

Amakusa Marine Biological Laboratory. v.6, p. 167-177, 1982.

TEDESCHI, L.O.; BOIN, C.; NARDON, R.F. *et al.* Estudo da Curva de Crescimento de Animais da Raça Guzerá e seus Cruzamentos Alimentados a Pasto, com e sem Suplementação. 1. Análise e Seleção das Funções Não-Lineares. *Revista Brasileira de Zootecnia*. v. 29, n. 2, p.630-637, 2000.

TERAWAKI, Y.; SUEDA, E.; MATUZAKI, S. Relationships between testicular growth and body measurements in Holstein bulls. *Animal Science Technology*. v.65, p. 1044-1050, 1994.

TORNERO, M. T. T. *Utilização de modelos assintóticos - sigmóides de crescimento multifásico com sazonalidade em estudos zootécnicos*. 1996. 131p. Tese (Doutorado em Zootecnia/ Nutrição e Produção Animal) – Faculdade de Medicina Veterinária e Zootecnia da Universidade Estadual Paulista, Botucatu.

TORRES-JUNIOR, J.R.S.; HENRY, M. Sexual development of Guzerat (*Bos taurus indicus*) bulls raised in a tropical region. *Animal Reproduction*. v.2, n.2, p: 114-121, 2005.

TROCONIZ, J.F.; BELTRÁN, J.; BASTIDAS, H.; *et al.* Testicular development, body weight changes, puberty and semen traits of growing Guzerat and Nelore bulls. *Theriogenology*. v. 35, n. 4, p:815-826, 1991.

VALE FILHO, R.V.; FONSECA, V.O.; FRENEAU, G.E.; GUIMARÃES, J.D. *et al.* Desenvolvimento testicular e maturidade

sexual em bovinos. Cadernos Técnicos da Escola de Veterinária da UFMG. n. 8, p. 63-75, 1993.

VALENTIM, R.; ARRUDA, R.P.; BARNABE, R.C.; ALENCAR, M.M. Biometria testicular de touros Nelore (*Bos taurus indicus*) e touros cruzados Nelore-europeu (*Bos taurus indicus* x *Bos taurus taurus*) aos 20 e 24 meses de idade. *Brazilian Journal of Veterinary Research and Animal Science*.v. 39, n. 3, p. 113-120, 2002.

VALVASORI, E.; TROVO, J.B.F.; PROCKNOR, M.; RAZOOK, G. Biometria testicular em tourinhos Gir, Guzerá, Nelore e Caracu. *Boletim de Indústria Animal*. v. 42, n.2, p. 155-166, 1985.

YIN, X.; GOUDRIAAN, J.; LANTINGA, E.A. *et al.* A flexible sigmoid function of determinate growth. *Annals of Botany*. v. 91, p. 361-371, 2003.

ZEN, S.D.; MENEZES, S.M.; CARVALHO, T.B. PERSPECTIVAS DE CONSUMO DE CARNE BOVINA NO BRASIL. In: XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural, 2008, Rio Branco. Anais: SOBER, 2008, p. 1-13.