



**AJUSTE DE MODELOS DE PLATÔ DE  
RESPOSTA APLICADOS AO ESTUDO DE  
EXIGÊNCIA NUTRICIONAL DE FRANGOS  
DE CORTE**

**DOUGLAS MESSIAS LAMOUNIER CAMARGOS  
REZENDE**

**2002**

**DOUGLAS MESSIAS LAMOUNIER CAMARGOS REZENDE**

**AJUSTES DE MODELOS DE PLATÔ DE RESPOSTA APLICADOS AO  
ESTUDO DE EXIGÊNCIA NUTRICIONAL DE FRANGOS DE CORTE**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Lavras, como parte das exigências do Curso de Mestrado em Agronomia, área de concentração em Estatística e Experimentação Agropecuária, para obtenção do título de "Mestre".

**Orientador**

Prof. Dr. Joel Augusto Muniz

LAVRAS  
MINAS GERAIS – BRASIL

2002

**Ficha Catalográfica Preparada pela Divisão de Processos Técnicos da  
Biblioteca Central da UFLA**

Rezende, Dougras Messias Lamounier Camargos

Ajustes de modelos de platô de resposta aplicados ao estudo de exigência  
nutricional de frangos de corte / Douglas Messias Lamounier Camargos Rezende.

-- Lavras : UFLA, 2002.

76 p. : il.

Orientador: Joel Augusto Muniz.

Dissertação (Mestrado) – UFLA.

Bibliografia.

1. Platô de resposta. 2. Modelo não-linear. 3. Exigência nutricional. 4. Frango  
de corte. I. Universidade Federal de Lavras. II. Título.

CDD-519.5  
-636.50855

**DOUGLAS MESSIAS LAMOUNIER CAMARGOS REZENDE**

**AJUSTES DE MODELOS DE PLATÔ DE RESPOSTA APLICADOS AO ESTUDO DE EXIGÊNCIA NUTRICIONAL DE FRANGOS DE CORTE**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Lavras, como parte das exigências do Curso de Mestrado em Agronomia, área de concentração em Estatística e Experimentação Agropecuária, para obtenção do título de "Mestre".

APROVADA em 26 de fevereiro de 2002

Prof. Daniel Furtado Ferreira

UFLA

Prof. Luiz Henrique de Aquino

UFLA

Prof. Paulo Borges Rodrigues

UFLA



Prof. Joel Augusto Muniz

UFLA

(Orientador)

LAVRAS  
MINAS GERAIS – BRASIL

Aos meu pais João Batista e Ione, pelo seu exemplo de vida e carinho;  
Pela força em todos os momentos difíceis;

## **OFEREÇO**

Aos meus avós, tios, tias e irmãos, que com tanto carinho e exemplo de vida, me ajudaram  
a ser o que hoje sou;

## **DEDICO**

## AGRADECIMENTOS

À Universidade Federal de Lavras (UFLA) e ao Departamento de Ciências Exatas, pela oportunidade de realização do curso de mestrado.

Ao CNPq, pela bolsa de estudo concedida.

Ao meu orientador Joel Augusto Muniz, pela oportunidade de convivência e de aprendizagem.

Ao professor Luiz Henrique de Aquino, pelo apoio e incentivo, sem os quais eu não conseguiria realizar esta dissertação a tempo.

Ao professor Daniel Furtado Ferreira, pela orientação valiosa e apoio, desde os tempos da graduação e pela amizade.

Aos demais professores do departamento de Ciências Exatas pelos conhecimentos transferidos.

Aos amigos dos tempos da graduação um carinho todo especial, pois sem o incentivo e a amizade deles, nunca teria chegado onde estou hoje.

Aos amigos e colegas dos tempos do mestrado, pela compreensão e apoio.

Aos amigos Danilo Martins Lozano, Maurício Zanin de Miranda, que me suportaram por estes dois anos.

Aos amigos e companheiros Edgar, Claudionor, Wilker, Osvaldão, Guilherme, Silvio, dentre outros pela ajuda na parte da diversão, item este importante para que a mente esteja preparada para enfrentar os percursos do dia a dia.

## SUMÁRIO

RESUMO.....	i
ABSTRACT.....	ii
1- INTRODUÇÃO.....	1
2- REFERENCIAL TEÓRICO.....	3
2.1- Exigências nutricionais.....	3
2.2- Zinco (Zn).....	6
2.3- Modelos estatísticos que descrevem as exigências nutricionais.....	7
2.3.1- O modelo <i>broken line</i> .....	9
2.3.2- O modelo platô de resposta linear (LRP).....	11
2.3.3- O modelo platô de resposta quadrático.....	16
2.3.4- Outros modelos.....	18
2.4- Estimação dos parâmetros de modelos não-lineares.....	20
2.4.1- Processo iterativo.....	21
2.5- Método <i>jackknife</i> .....	22
3- MATERIAL E MÉTODOS.....	23
3.1- Localização, instalação, aves e manejo.....	23
3.2- Critérios para avaliar as exigências de Zn.....	24
3.3- Modelo experimental e análise de variância.....	25
3.4- Modelos estatísticos.....	26
3.5- Critérios para avaliação dos modelos.....	29
3.5.1- Intervalo de confiança dos parâmetros.....	29
3.5.1.1- Ajuste do software SAS®.....	29
3.5.1.2- Matriz de variância e covariância.....	29

3.5.2- Intervalo de confiança para o platô e para $x_0$ .....	31
3.5.2.1- Método algébrico.....	31
3.5.2.2- Método <i>jackknife</i> .....	31
3.5.3- Coeficiente de determinação ( $R^2$ ).....	33
3.5.4- Teste de aderência.....	33
<b>4- RESULTADOS E DISCUSSÃO.....</b>	<b>35</b>
4.1- Análise preliminar.....	35
4.2- Estimação dos parâmetros, do ponto $x_0$ e do platô.....	37
4.3- Rotinas SAS®.....	39
4.4- Obtenção das equações.....	43
4.5- Avaliação dos modelos.....	44
4.5.1 - IC para os parâmetros $a, b, c$ .....	44
4.5.2 - IC para o ponto $x_0$ e para o platô.....	48
4.5.3- Teste de aderência.....	55
<b>5- CONCLUSÕES.....</b>	<b>59</b>
<b>REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....</b>	<b>60</b>
<b>ANEXOS A.....</b>	<b>67</b>



## LISTA DE TABELAS

<b>TABELA 1.:</b> Resumo da análise de variância e resultado do teste F para teor de Zn na tibia em ppm.....	35
<b>TABELA 2.:</b> Médias observadas para teor de Zn na tibia em ppm, extraídas do ajuste pelo programa SISVAR (Ferreira, 2000).....	36
<b>TABELA 3.:</b> Resumo da análise de variância e resultado do teste F para teor de Zn no dedo médio em ppm.....	36
<b>TABELA 4.:</b> Médias observadas das fêmeas, para teor de Zn no dedo médio em ppm, extraídas do ajuste pelo programa SISVAR (Ferreira, 2000).....	38
<b>TABELA 5.:</b> Equações dos Modelos, Valores de $R^2$ , $x_0$ e platô para a variável teor de Zn na tibia em ppm.....	43
<b>TABELA 6.:</b> Equações dos Modelos, Valores de $R^2$ , $x_0$ e platô para a variável teor de Zn no dedo médio da fêmea em ppm.....	43
<b>TABELA 7.:</b> Matrizes de Variância e Covariância $\hat{V}(\theta)$ , para os três modelos, variável teor de Zn na tibia em ppm.....	45
<b>TABELA 8.:</b> Matrizes de Variância e Covariância $\hat{V}(\theta)$ , para os três modelos, variável teor de Zn no dedo médio da fêmea em ppm.....	45
<b>TABELA 9.:</b> Estimativa dos parâmetros e IC obtido através do ajuste dos modelos pelo programa SAS® (1995) e IC obtido através da matriz $\hat{V}(\theta)_1$ para os parâmetros $a$ , $b$ , $c$ , do modelo MPQ e variável Zn na tibia em ppm.....	46
<b>TABELA 10.:</b> Estimativa dos parâmetros e IC obtido através do ajuste dos modelos pelo programa SAS® (1995) e IC obtido através da matriz $\hat{V}(\theta)_2$ para os parâmetros $a$ , $b$ , $c$ , do modelo MNLE1 e variável Zn na tibia.....	46

<b>TABELA 11.:</b> Estimativa dos parâmetros e IC obtido através do ajuste dos modelos pelo programa SAS® (1995) e IC obtido através da matriz $\hat{V}(\theta)_3$ para os parâmetros $a, b, c$ , do modelo MNLE2 e variável Zn na tíbia.....	47
<b>TABELA 12.:</b> Estimativa dos parâmetros e IC obtido através do ajuste dos modelos pelo programa SAS® (1995) e IC obtido através da matriz $\hat{V}(\theta)_4$ para os parâmetros $a, b, c$ , do modelo MPQ e variável Zn no dedo médio da fêmea.....	47
<b>TABELA 13.:</b> Estimativa dos parâmetros e IC obtido através do ajuste dos modelos pelo programa SAS® (1995) e IC obtido através da matriz $\hat{V}(\theta)_5$ para os parâmetros $a, b, c$ , do modelo MNLE1 e variável Zn no dedo médio da fêmea.....	47
<b>TABELA 14.:</b> Estimativa dos parâmetros e IC obtido através do ajuste dos modelos pelo programa SAS® (1995) e IC obtido através da matriz $\hat{V}(\theta)_6$ para os parâmetros $a, b, c$ , do modelo MNLE2 e variável Zn no dedo médio da fêmea.....	48
<b>TABELA 15.:</b> Estimativa dos pontos $x_0$ e $p$ , obtidos através do ajuste dos modelos pelo programa SAS®, e pelo método <i>jackknife</i> e IC obtido através do método algébrico e através do método <i>jackknife</i> , para o modelo MPQ, variável Zn na tíbia em ppm.....	51
<b>TABELA 16.:</b> Estimativa dos pontos $x_0$ e $p$ , obtidos através do ajuste dos modelos pelo programa SAS®, e pelo método <i>jackknife</i> e IC obtido através do método algébrico e através do método <i>jackknife</i> , para o modelo MNLE1, variável Zn na tíbia em ppm.....	52

<b>TABELA 17.:</b> Estimativa dos pontos $x_0$ e $p$ , obtidos através do ajuste dos modelos pelo programa SAS <sup>®</sup> , e pelo método <i>jackknife</i> e IC obtido através do método algébrico e através do método <i>jackknife</i> , para o modelo MNLE2, variável Zn na tíbia em ppm.....	52
<b>TABELA 18.:</b> Estimativa dos pontos $x_0$ e $p$ , obtidos através do ajuste dos modelos pelo programa SAS <sup>®</sup> , e pelo método <i>jackknife</i> e IC obtido através do método algébrico e através do método <i>jackknife</i> , para o modelo MPQ, variável Zn no dedo médio da fêmea em ppm.....	52
<b>TABELA 19.:</b> Estimativa dos pontos $x_0$ e $p$ , obtidos através do ajuste dos modelos pelo programa SAS <sup>®</sup> , e pelo método <i>jackknife</i> e IC obtido através do método algébrico e através do método <i>jackknife</i> , para o modelo MNLE1, variável Zn no dedo médio da fêmea em ppm.....	53
<b>TABELA 20.:</b> Estimativa dos pontos $x_0$ e $p$ , obtidos através do ajuste dos modelos pelo programa SAS <sup>®</sup> , e pelo método <i>jackknife</i> e IC obtido através do método algébrico e através do método <i>jackknife</i> , para o modelo MNLE2, variável Zn no dedo médio da fêmea em ppm.....	53
<b>TABELA 21.:</b> Resumo do teste de aderência para os três modelos analisados, variável teor de Zn na tíbia em ppm.....	55
<b>TABELA 22.:</b> Resumo do teste de aderência para os três modelos analisados, variável teor de Zn no dedo médio da fêmea em ppm.....	55

## LISTA DE FIGURAS

<b>FIGURA 1</b> – Curva de resposta dos animais à adição de um nutriente limitante à ração.....	5
<b>FIGURA 2</b> – Representação gráfica dos modelos <i>Broken Line</i> , Platô de Resposta Linear, Polinomial Quadrática e Platô de Resposta Quadrática, para estudos do tipo Dose × Resposta.....	8
<b>FIGURA 3</b> – Gráfico dos modelos para o teor de Zn na tíbia em ppm.....	56
<b>FIGURA 4</b> – Gráfico dos modelos para o teor de Zn no dedo médio em ppm.....	57

## LISTA DE QUADROS

<b>QUADRO 1:</b> Rotina SAS <sup>®</sup> para o MPQ, variável teor de Zn na tibia.....	40
<b>QUADRO 2:</b> Rotina SAS <sup>®</sup> para o MNLE1, variável teor de Zn na tibia.....	41
<b>QUADRO 3:</b> Rotina SAS <sup>®</sup> para o MNLE2, variável teor de Zn na tibia.....	42

## LISTA DE ABREVIATURAS, SIGLAS E SÍMBOLOS

AOAC	Association of Official Agricultural Chemists
Cl	Cloro
et al.	E outros autores
G	Gramas
HCl	Ácido clorídrico
IC	Intervalo de confiança
LRP	Linear Response Plateau
mL	Mililitro
MNLE1	Modelo não-linear exponencial 1
MNLE2	Modelo não-linear exponencial 2
MPQ	Modelo polinomial quadrático
Na <sup>+</sup>	Sódio
NRC	Nutrient Requirements Council
°C	Graus celsius
<i>p</i>	Platô ou resposta máxima
ppm	Partes por milhão (unidade)
PROC NLIN	Procedimento não-linear
QMD	Quadrado médio do desvio
QMDR	Quadrado médio do erro do ajuste do programa SAS®
QME	Quadrado médio do residuo da análise inicial
R <sup>2</sup>	Coefficiente de determinação
SAEG	Sistema de Análises Estatísticas e Genéticas
SAS®	Statistical Analysis System
SEN	Sistema de equações normais
SISVAR	Sistema de Análises de Variância
SQR	Soma de quadrados do residuo
SQTC	Soma de quadrados total corrigida
UFRGS	Universidade Federal do Rio Grande do Sul
UFV	Universidade Federal de Viçosa
$x_0$	Dose máxima do mineral, ponto de máximo da equação
Zn	Zinco

## RESUMO

**REZENDE, Douglas Messias Lamounier Camargos. Ajustes de modelos de platô de resposta aplicados ao estudo de exigência nutricional de frangos de corte. 2002. 76p. (Dissertação - Mestrado em Agronomia / Estatística Experimentação Agropecuária) – Universidade Federal de Lavras, Lavras.\***

Este trabalho teve por objetivo aplicar a técnica platô de resposta a modelos que possuam máximo e disponibilizar a metodologia e os modelos para serem empregados por outros pesquisadores da área animal ou vegetal. Os dados utilizados foram adaptados de Teixeira (1994). O experimento foi constituído por um delineamento inteiramente casualizado com estrutura fatorial  $2 \times 2 \times 9$ , sendo 2 experimentos, 2 sexos e 9 doses de Zn, com 8 repetições cada. As doses de Zn foram: 0, 15, 30, 45, 60, 75, 90, 105 e 120 ppm de Zn na ração. As variáveis estudadas foram teor de Zn na tibia em ppm e teor de Zn no dedo médio em ppm. Foram determinadas as rotinas do PROC NLIN (SAS<sup>®</sup>) de acordo com a metodologia empregada pelo manual SAS<sup>®</sup> / STAT, com as médias das doses ou do desdobramento da interação Dose  $\times$  Sexo da análise de variância inicial. Ajustaram-se dois modelos não-lineares denominados de MNLE1 e MNLE2 e um modelo quadrático, MPQ. Obtiveram-se os  $R^2$ , os intervalos de confiança para os parâmetros do modelo e para a dose máxima e a resposta máxima de Zn e realizou-se o teste de aderência dos modelos. Os  $R^2$  foram elevados, acima de 99,5%, e bem próximos para todos os modelos e variáveis. Os modelos ajustaram-se bem aos dados segundo o teste de aderência, uma vez que todos os desvios de regressão foram não significativos pelo teste F ( $P > 0,05$ ). Obteve-se a matriz de variância e covariância para estimar o intervalo de confiança para os parâmetros com recuperação das informações iniciais, sendo este mais preciso que o intervalo obtido do ajuste do PROC NLIN do SAS<sup>®</sup>. Para a dose máxima e resposta máxima, estimaram-se dois intervalos de confiança, um pelo método algébrico através do desenvolvimento por série de Taylor e outro por meio do método *jackknife*, sendo este último mais preciso. O MNLE1 se mostrou o melhor modelo e, dentre os exponenciais, o mais fácil de ser trabalhado. Os modelos não-lineares são equivalentes.

---

\* Comitê Orientador: Joel Augusto Muniz – UFLA (Orientador), Daniel Furtado Ferreira – UFLA, Luiz Henrique de Aquino – UFLA.

## ABSTRACT

**REZENDE, Douglas Messias Lamounier Camargos. Adjustment of response plateau models applied to the study of nutritional requirement of broilers. Lavras: UFLA, 2002. 76p. (Dissertation – Master Program in Agronomy / Major in Statistics and Agricultural Experimentation)\***

This work had for objective to apply the response plateau technique to the models that have maximum, to dispose the methodology and the models to be used for other researchers of the animal or vegetal area. The used data had been adapted from Teixeira (1994). The experiment was constituted by a completely randomized design with factorial structure  $2 \times 2 \times 9$ , being 2 experiments, 2 sex and 9 levels of Zn, with 8 replications each. The levels of Zn were: 0, 15, 30, 45, 60, 75, 90, 105 and 120 ppm of Zn in the ration. The studied variable was level of Zn in the tibia in ppm and level of Zn in the medium finger in ppm. Were determined the routines of PROC NLIN (SAS<sup>®</sup>) in accord to the methodology used for SAS<sup>®</sup>/STAT manual, with the averages of the doses or the unfolding of the interaction Dose  $\times$  Sex of the analysis variance initial. Two nonlinear models called MNLE1 and MNLE2 and one quadratic model (MPQ) were adjusted.  $R^2$ , the confidence intervals for the parameters of the model and for the maximum dose and maximum response of Zn, and the adherence test were gotten. The  $R^2$  were raised, above of 99,5%, and well next, for all the models and variable. The models fitted well to the data according to adherence test, a time that all the regression deviation was not significant for test F ( $P > 0,05$ ). It was obtain the variance and covariance matrix in order to estimate the confidence interval for the parameters with backup of the initial information, being the this most accurate than the gotten interval of the adjust of PROC NLIN of the SAS<sup>®</sup>. For the maximum level and maximum response estimated two confidence intervals, one by the algebraic method through the development for Taylor's series and another one by means of the method jackknife, being the this last, more accurate. The MNLE1 shown to be the best model among the exponentials models, also shown to be the more easy to be done. The nonlinear models are equivalents.

---

\* Guidance Committee: Joel Augusto Muniz – UFLA (Major Professor), Daniel Furtado Ferreira – UFLA, Luiz Henrique de Aquino – UFLA.



## 1- INTRODUÇÃO

Experimentos do tipo Dose x Resposta são muito comuns em várias áreas da experimentação. Eles são utilizados para obter os níveis recomendáveis dos minerais nas formulações de rações para animais e nas formulações de adubos para plantações cultivadas em diferentes solos; para avaliar níveis de proteína, energia e outros ingredientes em rações animais de diferentes espécies e estudar a conversão alimentar. Para estes tipos de experimentos, existem várias técnicas de análises estatísticas que podem ser utilizadas. Entre estas técnicas, destaca-se o estudo de platô de resposta (*response plateau*), no qual a curva que descreve o processo biológico pode ser dividida em duas fases: uma crescente e outra de estabilidade (platô). Encontram-se, na literatura, trabalhos com o modelo anterior ao platô sendo uma reta ou uma parábola, mas existem vários outros modelos que poderiam ser apresentados satisfatoriamente antes do platô, como, por exemplo, o modelo exponencial.

O platô de resposta linear ou *linear response plateau* (LRP) é a principal expressão desta técnica devido, principalmente, ao tempo de utilização. O primeiro trabalho brasileiro que apresenta a técnica é o de Braga (1983), discutindo seu uso na área de Nutrição de Plantas. Devido à maior complexidade das análises em relação às técnicas usuais de regressão, há necessidade da utilização de computadores de maior capacidade e de softwares capazes de ajustar modelos mais elaborados. Por este motivo, por vários anos não foram estudados outros modelos com esta técnica. A utilização da técnica platô de resposta associada ao modelo quadrático é muito nova e na literatura não foi encontrado o ajuste de outros modelos utilizando a técnica de platô de resposta.

O objetivo do presente trabalho foi estudar modelos que possuam máximo ou mínimo, em que a técnica de platô de resposta possa ser utilizada, como, por exemplo, um modelo não-linear exponencial com informações

suficientes para que o pesquisador tenha condições de ajustar a técnica platô de resposta. Além disso, procurou-se também obter as variâncias (erros-padrão) para os estimadores da dose máxima do nutriente e para a sua resposta, possibilitando a construção de intervalos de confiança.

## **2- REFERENCIAL TEÓRICO**

### **2.1- Exigências nutricionais**

Com o constante melhoramento genético das aves, as linhagens de frangos de corte têm adquirido capacidade de expressar cada vez mais rápido seu alto potencial produtivo. Porém, esse potencial só é eficientemente aproveitado, quando se tem, além de outros fatores, fornecimento adequado de todos os nutrientes exigidos. Por isso, várias pesquisas têm sido desenvolvidas para determinar suas exigências nutricionais em diferentes idades, sexo e linhagens, com o objetivo de obter alimentação de menor custo, que permita o máximo aproveitamento do potencial genético da ave (Runho et al., 2001).

Segundo Bertechini (1997), os minerais constituem parte importante do organismo animal, representando de 3 a 4 % do peso vivo das aves e de 2,8 a 3,2 % do peso vivo dos suínos. Eles exercem funções extremamente variadas no organismo animal, as quais incluem:

- Participação na formação do tecido conectivo;
- Manutenção da homeostase dos fluidos orgânicos;
- Manutenção do equilíbrio da membrana celular;
- Ativação das reações bioquímicas através da ativação de sistemas enzimáticos;
- Efeito direto ou indireto sobre as funções das glândulas endócrinas;
- Efeitos sobre a microflora simbiótica do trato gastrointestinal;
- Participação do processo de absorção e transporte dos nutrientes no organismo.

Os experimentos delineados com a finalidade de avaliar exigências nutricionais de animais consideram, *a priori*, que a adição de um nutriente limitante a rações deficientes nesse nutriente e adequada nos demais, resultará em crescimento linear do animal até que a exigência seja atendida, não ocorrendo respostas daí para frente (Coelho et al., 1987).

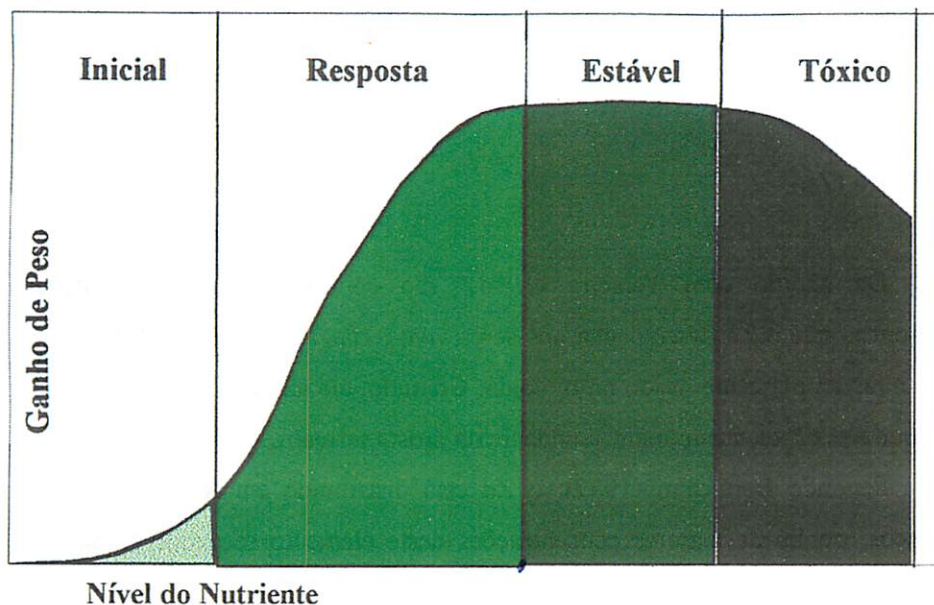
Euclides & Rostagno (2001) afirmaram que a adição de um nutriente limitante na ração, mantendo níveis adequados dos demais nutrientes, resultará, conseqüentemente, em crescimento do animal até que sua exigência seja atendida. A partir daí, existirá uma faixa de estabilização no crescimento e, em seguida, dependendo do nutriente, poderá ocorrer uma perda de peso do animal. Os autores apresentam o esquema ilustrativo do efeito de um nutriente limitante (Figura 1). De acordo com o esquema, o fenômeno resultante do acréscimo de um nutriente na ração, partindo de níveis baixos até níveis elevados, pode ser descrito em quatro fases distintas:

**Inicial** – Nesta fase o acréscimo do nutriente garante apenas a sobrevivência do animal, pois os níveis são insuficientes para permitir o crescimento.

**Resposta** – Os animais começam a apresentar crescimento, melhor eficiência alimentar, entre outras vantagens, até um nível em que se estabiliza a produção.

**Estável** – Nesta fase os níveis do nutriente não apresentam resposta à produção e toxidez proveniente do excesso. Embora para o animal possa ser considerada uma fase ótima, do ponto de vista financeiro estes níveis não são adequados.

**Tóxico** – O nível elevado do nutriente pode causar redução na produção em conseqüência de efeitos tais como interação, interferência, etc.



**FIGURA 1** – Curva de resposta dos animais à adição de um nutriente limitante à ração.

Os autores consideram, ainda, que os modelos utilizados para determinar os níveis ótimos dos nutrientes na ração são aplicáveis quando os experimentos são montados nas fases “Resposta” e “Estável”. Se o experimento for montado somente no começo da fase “Resposta”, o nível ideal do nutriente não poderá ser determinado, porque a resposta máxima não foi atingida. Se o experimento tiver início no decorrer da fase “Estável”, concluir-se-á que o nutriente em estudo não é essencial ou está acima da exigência. Caso os níveis estudados se situem na fase “Tóxico”, o resultado mostrará efeito nocivo aos animais. Para definição da exigência nutricional, é importante que o número de níveis do nutriente escolhido e o número de repetições sejam adequados. Outro fator importante é

que os níveis do nutriente em estudo estejam em um intervalo em que é possível avaliar o efeito do seu incremento.

## **2.2- Zinco (Zn)**

De acordo com Teixeira (1994), são conhecidas diversas funções metabólicas que o Zn desempenha nos seres vivos, chegando a ser considerado o metal mais amplamente usado na biologia. Contudo, ele não é o mais disponível, visto que é o 27º elemento mais abundante na crosta terrestre.

Segundo Bertechini (1997), o Zn está distribuído em todos os tecidos orgânicos, porém as maiores concentrações deste elemento são encontradas no fígado, pele e pêlos. Nas rações animais utilizadas no Brasil, os ingredientes possuem conteúdos muito variáveis de Zn, o que pode gerar alguma deficiência nos animais. As necessidades de minerais estão apresentadas nas tabelas de exigência nutricional, como, por exemplo, o NRC (Nutrient Requirements Council) dos Estados Unidos ou as tabelas brasileiras de exigências nutricionais para aves e suínos da UFV (Universidade Federal de Viçosa).

O Zn tem grande importância metabólica nos microorganismos, plantas e animais, destacando-se sua ação nas enzimas (Vallee & Falchuk, 1993), na síntese de hormônios (McDowell, 1992) e no sistema imunológico (Cousins, 1979 e Pimentel et al. 1991).

A concentração de Zn nos ossos situa-se entre 100 a 250 ppm no tecido fresco ou seco dos animais (Hambidge et al., 1987). McDowell (1992) afirma que a deficiência de Zn é mais comum em aves jovens. Bertechini (1997) aborda a participação do Zn em sistemas enzimáticos e descreve os sintomas de deficiência em aves de corte e de postura. Underwood (1997) descreve o efeito da deficiência de Zn no empenamento de aves e na reprodução. O'Dell et al.

(1958) discutem o efeito da deficiência de Zn no desenvolvimento dos ossos de pintos. Ramos et al. (1999) avaliaram o efeito de altas doses de Zn na muda forçada de poedeiras comerciais.

A tibia de aves tem sido amplamente usada em experimentos para determinar as exigências nutricionais e a biodisponibilidade de minerais de fontes orgânicas (Fialho, 1991) e inorgânicas (Ledoux et al., 1991), entre outros.

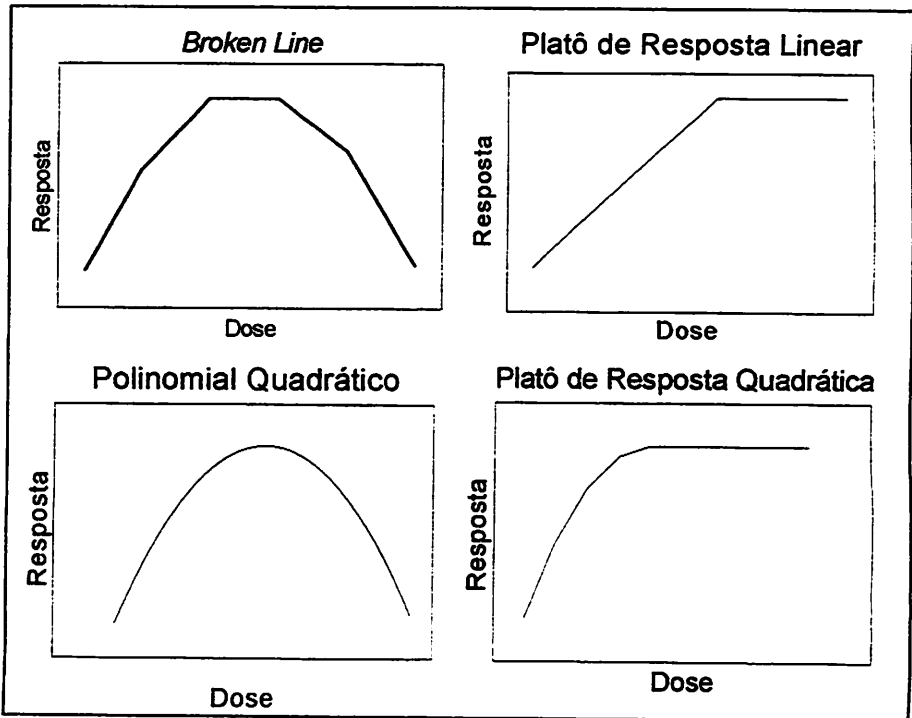
Yoshida & Hoshi (1983) encontraram uma alta correlação entre os valores das cinzas das tibias e dos dedos. Segundo Hooge (1988), a utilização dos dedos das aves para determinar a biodisponibilidade de minerais está ganhando aceitação, visto que apresenta duas vantagens, em relação à utilização das tibias: baixo custo e menor trabalho requerido. Enquanto as amostras dos dedos podem ser diretamente incineradas para obter as cinzas, ou incineradas após a secagem, as amostras de tibias requerem uma série de laboriosos passos, desde o sacrifício das aves até a sua incineração. Além disso, para obter as amostras de dedos, não há necessidade de sacrificar as aves, bastando tão somente amputar o dedo médio.

### **2.3- Modelos estatísticos que descrevem as exigências nutricionais**

Na literatura vários modelos são utilizados para descrever os níveis ótimos de um nutriente, destacando-se o modelo *Broken Line*, o platô de resposta linear (LRP), o polinomial quadrático e o modelo platô de resposta quadrática, representados na Figura 2. Além destes, vários tipos de modelos não-lineares são encontrados na literatura.

Euclides & Rostagno (2001) relataram que parece não existir ainda uma metodologia adequada para análise de dados e obtenção de bons resultados. Vários pesquisadores têm simplesmente se limitado a apresentar críticas às

metodologias existentes. Segundo Morris (1983), os métodos estatísticos aplicados, apesar de serem bastante lógicos, nem sempre têm apresentado conclusões apropriadas.



**FIGURA 2** – Representação gráfica dos modelos *Broken Line*, Platô de Resposta Linear, Polinomial Quadrático e Platô de Resposta Quadrática, para estudos do tipo Dose  $\times$  Resposta.

Walker & Bejarano (1978) abordaram o uso dos modelos descontínuos para interpretação da resposta de culturas à aplicação de fertilizantes e descreveram vários modelos, dentre os quais o modelo platô de resposta linear. Segundo os autores, em 1970, Boyd resumiu diversos trabalhos na área de fertilidade dos solos e demonstrou que a maioria destes seguia um modelo do tipo LIEBIG. Assim, Boyd (1970) mostrou que a maioria dos ensaios pôde ser



caracterizada por duas linhas, uma reta ascendente e outra reta horizontal que representava o rendimento máximo. Os autores citam ainda Bartholomew (1972), que estudando nitrogênio, chegou à conclusão de que a função resposta é melhor descrita por uma função dupla, composta de uma linha reta ascendente e uma linha horizontal de rendimento estável.

### 2.3.1- O modelo *broken line*

Robbins et al. (1979) descreveram que a equação geral para o modelo *broken line* é  $Y = L + U(R - X_{LR}) + V(X_{GR} - R)$ , onde Y é a variável resposta, L é a ordenada e R é a abscissa do ponto de quebra. R é tomado como a estimativa da exigência,  $X_{LR}$  são as médias de X abaixo do ponto R e U são a inclinação da linha (reta) de  $X_{LR}$ . Por definição,  $R - X_{LR}$  é zero quando  $X > R$ .  $X_{GR}$  são as médias de X maiores que R e V é a inclinação da reta de  $X_{GR}$ . Também por definição,  $X_{GR} - R$  é zero quando  $X < R$ . Este modelo foi ajustado, obtendo a estimativa de quadrados mínimos de L, U e V para vários valores de R, usando o método dos quadrados mínimos ordinários. A máxima verossimilhança estimada de R foi tomada como o valor que maximiza a soma de quadrados do modelo.

Segundo estes autores, a popularidade do método *broken line* de estimação da exigência nutricional é falsa em duas suposições: (a) um animal em crescimento responderá linearmente à adição de um nutriente indispensável e limitante até o exato requerimento ser encontrado; depois que (b) nenhum crescimento adicional ocorreria. Naturalmente, há uma parte da resposta do crescimento que é próxima ao linear e uma parte em que o crescimento está próximo ao máximo. Dependendo do experimento, um modelo *broken line* pode descrever a resposta adequadamente. Entretanto, as falhas do *broken line* para ajustar alguns grupos de dados, e uma evidência “a priori” de que a curva de

resposta não é um *Broken Line*, indicam que a necessidade de um modelo curvilíneo. Robbins et al. (1979), estudando a estimação da exigência nutricional para dados de crescimento em aves, compararam o modelo *broken line* com dois modelos não lineares. Eles concluíram que os dois modelos não lineares e o modelo *broken line* ajustaram os dados de forma adequada e as estimativas das exigências foram próximas. Os autores concluíram que em alguns casos os modelos não-lineares são melhores, dependendo da natureza dos dados.

Segundo Coelho et al. (1987), para a análise de exigências nutricionais tem sido usado o modelo de linha quebrada *broken line* (Baker, 1986; Robbins et al., 1979), que utiliza uma combinação de um teste de média para determinação do platô e um ajustamento de uma equação linear aos dados que apresentam respostas a níveis crescentes de nutrientes. A exigência é dada no ponto em que uma perpendicular baixada da intersecção da reta com o platô encontrar o eixo da abscissa. É provável que, na maioria das vezes, esse procedimento não minimize a soma de quadrados dos desvios das observações em relação às retas.

De acordo com Pack (1996), o mais popular modelo de regressão linear usado é o modelo *broken line*, que é baseado na hipótese de que a performance de resposta é linear e crescente até o ponto de quebra e que não ocorre resposta adicional para os outros níveis da dieta acima deste nível. Entretanto, é altamente improvável que a resposta do animal siga crescente até o nível de performance máxima. O autor ainda comenta que estatisticamente o modelo dá um ajustamento aceitável, mas fisiologicamente ele não é o mais adequado. Alguns outros modelos também foram citados: o polinomial quadrático, o exponencial  $Y = a + b[1 - \exp(-c(x - d))]$  e um modelo assintótico, que não prediz nenhum efeito adverso do excesso do nutriente. Neste modelo não é clara a definição do ponto de máximo, sendo sugerido que este nível seja calculado um ponto em que forem encontrados 95% da resposta máxima observada.

Fuller & Garthwaite (1993), em um experimento com nível de ingestão e retenção de nitrogênio em suínos, utilizaram um modelo exponencial ( $y = a - br^x$ ), o *broken line* e o *saturation kinetics* para a avaliação individual dos animais. Eles usaram o quadrado médio do residuo (QME) para avaliar qual modelo melhor se ajustou aos dados e observaram que os modelos curvilíneos foram significativamente melhores que o modelo retilíneo, sugerindo que estes são mais apropriados para ajustar dados individuais destes animais que o modelo *broken line*. Os modelos exponencial e o *saturation kinetics* foram praticamente iguais. O fato de o modelo *saturation kinetics* ter ajustado melhor os dados com o mesmo número de parâmetros sugere que ele seja a melhor descrição empírica para a forma de resposta individual. Os autores comentam que se deve ter cuidado ao utilizar um modelo estatístico porque, mesmo que o modelo *saturation kinetics* tenha sido o melhor, não o sugerem para ser usado incondicionalmente. Além disso, os autores afirmaram que, em algumas situações e momentos da vida do animal, o modelo retilíneo será o melhor; em outros momentos, até modelos diferentes podem estimar mais apropriadamente as necessidades dos animais.

### 2.3.2- O modelo platô de resposta linear (LRP)

Braga (1983) foi o primeiro autor que apresentou a técnica platô de resposta linear no Brasil, em um ensaio sobre fertilidade do solo, em que descreveu o modelo LRP, além de outros utilizados nas ciências dos solos. Este trabalho foi o suporte para todos os demais estudos envolvendo LRP no Brasil e base para o emprego desta técnica no programa Sistema de Análises Estatísticas e Genéticas (SAEG). O autor argumenta que o modelo platô de resposta linear é um modelo descontínuo adequado na avaliação da produção. Quando se aplicam

doses muito elevadas de algum elemento, o modelo é capaz de estimar a diminuição de produção ocasionada pelo excesso deste elemento. O autor faz, ainda, considerações sobre os critérios para o ajustamento de dados com este modelo.

Euclides & Rostagno (2001) também consideram o LRP um modelo muito difundido. Com o uso deste modelo, assume-se uma equação linear de resposta ao incremento do nível do nutriente até um ponto em que o animal passa a não apresentar resposta. O ponto entre a equação linear e o platô representa o nível ótimo do nutriente. O modelo LRP permite a comparação de combinações alternativas de retas e platôs e escolhe, como melhor opção de ajustamento, a combinação que tenha apresentado a menor soma de quadrados dos desvios. As respostas nem sempre apresentam esta configuração em virtude do complexo sistema fisiológico do animal, e neste caso, outros modelos têm sido usados para estimar as exigências.

Morris (1983), citado por Runho et al. (2001), afirma que o ajuste de dados pelo modelo LRP em casos especiais proporciona bom ajuste estatístico, mas freqüentemente subestima a dose ótima. Além disso, o modelo considera a resposta animal decrescente que pode ocorrer quando se utilizam níveis mais altos de determinado nutriente, não sendo recomendado para uso prático. Ele afirma, ainda, que o uso do modelo quadrático pode também não proporcionar bom ajuste dos dados, causando falsa segurança, uma vez que a curvatura é muito sensível a variações nos intervalos dos tratamentos e o modelo é fisiologicamente incorreto, pois pressupõe respostas simétricas para a deficiência e o excesso de nutrientes.

Segundo Coelho et al. (1987), a deficiência do modelo *broken line* é contornada com o uso do modelo descontínuo LRP, que permite a comparação de combinações alternativas de retas e platô e escolhe como melhor opção de ajustamento a combinação que tenha apresentado a menor soma de quadrados

dos desvios. À semelhança do *broken line*, a exigência em determinado nutriente é dada no ponto em que a perpendicular baixada da intersecção da reta com o platô encontrar a abscissa. As respostas nem sempre apresentam esta configuração em virtude do complexo sistema fisiológico do animal, e nesses casos, outros modelos têm sido usados para estimar as exigências, como o exponencial (Robbins et al., 1979) ou quadrático. Em qualquer situação, parece que há certo subjetivismo do pesquisador na determinação da exigência do animal, e vê-se que a escolha do modelo está vinculada a uma avaliação dos dados obtidos.

Fageria et al. (1997), estudando a aplicação de fósforo em plantações de arroz na várzea, encontraram como melhor modelo para descrever uma de suas duas áreas plantadas o modelo platô de resposta linear, com base no nível de significância e o maior  $R^2$ , para a aplicação de fósforo no solo.

Euclides & Rostagno (2001) compararam o modelo LRP, o modelo platô de resposta quadrática, o modelo quadrático e o modelo exponencial 1, utilizando os dados de Barboza (1998) e Costa (2000). As características analisadas foram: ganho de peso (g), conversão alimentar e peito com ossos (%) para frangos de corte. Os modelos estimaram valores bem diferentes para as recomendações de lisina digestível nas rações. Os autores comentam que modelos do tipo LRP tendem a subestimar as exigências e que os modelos quadrático e exponencial tendem a superestimá-las, destacando ainda que a aplicação de cada um dos modelos dependerá da relação entre os níveis do nutriente em estudo e a resposta aos mesmos.

Castro et al. (2000), determinando a exigência de triptofano para frangos de corte de 1 a 21 dias de idade, estimaram a exigência de triptofano total com base no ganho de peso dos machos por meio do modelo de regressão quadrático. As exigências de triptofano total para ganho de peso das fêmeas foram estimadas através do modelo LRP em função da menor soma de quadrado dos desvios. As

estimativas de exigência para as fêmeas, obtidas pelo modelo LRP, uma vez respeitada a interpretação biológica, subestimaram o nível ótimo de triptofano para o máximo desempenho das aves.

Runho et al. (2001) utilizaram o modelo quadrático e o modelo LRP para determinar a exigência de fósforo disponível para frangos de corte de 1 a 21 dias de idade. Os autores chegaram à conclusão de que o modelo LRP subestimou os níveis ideais de fósforo para maximizar ganho de peso, conversão alimentar, resistência do osso à quebra e teores de cinza e fósforo nos ossos das aves, enquanto o modelo quadrático superestimou estes valores de exigência.

Coelho et al. (1987) compararam o modelo LRP e o modelo quadrático para estimar as exigências nutricionais de proteína bruta e lisina para suínos. As variáveis analisadas foram ganho de peso diário e conversão alimentar em suínos de 15 a 30kg. O modelo LRP ajustou bem a exigência de proteína bruta, chegando, segundo os autores, a ter a soma de quadrados dos desvios igual a zero para a variável conversão alimentar. O modelo quadrático superestimou os níveis de lisina necessários para maior eficiência produtiva e o modelo LRP também foi considerado o melhor. Os autores sugeriram a utilização dos dois modelos para obter as exigências nutricionais dos animais, levando-se em conta um estudo sobre a natureza dos dados antes da aplicação do mesmo.

Kyriazakis & Emmans (1992), estudando os efeitos da variação da ingestão de proteína e energia no crescimento e na composição corporal de suínos, preferiram a utilização do modelo platô de resposta linear em vez do modelo exponencial pelo fato de o modelo com o platô precisar da estimação de apenas três variáveis, enquanto o modelo exponencial necessita da estimação de quatro variáveis para ser ajustado. Observaram, ainda, que não havia nenhum efeito de tratamento ou sexo atuando na parte do platô do modelo.

Donzele et al. (1993), estudando níveis de proteína bruta para leitões na fase de terminação, encontraram efeito quadrático em algumas das variáveis

analisadas de seus dados. Entretanto, os melhores ajustamentos foram obtidos através do modelo platô de resposta linear (LRP), que estimou uma menor exigência de proteína bruta em relação ao modelo quadrático, apresentando o modelo LRP um  $R^2$  de 99%, enquanto o modelo quadrático apresentou um  $R^2$  de 92% para a variável ganho de peso diário em g/dia.

Paula et al. (1994), estudando a substituição do milho por caldo de cana-de-açúcar como fonte de energia da ração para marrãs, analisaram várias variáveis, encontrando efeito quadrático para as variáveis ganho de peso durante a gestação e o intervalo desmama – cio. Entretanto, como Donzele et al. (1993), o modelo LRP foi o que melhor ajustou os dados, apresentando um  $R^2$  de 100% e 99% para as duas variáveis, respectivamente, enquanto o modelo quadrático apresentou  $R^2$  de 97% e 90%, respectivamente.

Prosperi et al. (2000), estudando os efeitos do período de serviço corrente e anterior e do período seco sobre a produção de leite de vacas da raça Gir, observaram, para a variável período de serviço corrente, que o modelo quadrático não foi bom, uma vez que estimou valores extremamente elevados, o que não condiz com a realidade. Para o período de serviço corrente, o modelo LRP foi o melhor. Os autores suspeitaram de que o fato de a curva que representa os dados mudar bruscamente tenha sido a justificativa para este acontecimento. Para o período de serviço anterior, a diferença entre os dois modelos foi ainda maior, e o modelo LRP foi considerado o mais apropriado. Suas estimativas para o período de lactação ótimo com máxima produção estão bem mais condizentes com a realidade do que as estimativas do modelo quadrático. Foram avaliados ainda alguns fatores de ajuste multiplicativos, usando como base o modelo LRP, tendo como finalidade a utilização destes em programas de seleção de touros e vacas da raça Gir.

Scapinello et al. (1996), avaliando a substituição do farelo de soja por farelo de canola para coelhos em crescimento, utilizaram os modelos quadrático

e LRP para estimar os níveis mais adequados de substituição. Os autores preferiram o modelo quadrático, uma vez que este foi o que melhor se ajustou aos dados (menor soma de quadrado dos desvios).

Seixas Filho et al. (1997), estudando rações balanceadas para pós-larvas de camarão-de-água-doce (*Macrobrachium rosenbergii*, de Man.), utilizaram o modelo LRP para analisar as variáveis estudadas (textura da ração, porcentagem de matéria seca e dissolubilidade de proteína bruta), encontrando resultados diferentes para as temperaturas e para os tempos testados.

Vários outros autores também utilizaram o modelo LRP para avaliar os resultados de suas pesquisas em diferentes campos de atuação das ciências agrárias. Em frangos de corte, pode-se citar Gomes et al. (1994), Brugalli et al. (1999), Rodrigues et al. (1999), Valerio et al. (1999) Rondón et al. (2000), Butolo et al. (2001) e Cella et al. (2001); em poedeiras, Figueiredo et al. (2001); em suínos, Coelho (1984) e Oliveira et al. (2001), entre outros. A maior parte destes trabalhos foi desenvolvida na UFV e utilizou, como suporte estatístico, o programa SAEG para realizar as análises, difundindo muito o modelo LRP.

### 2.3.3- O modelo platô de resposta quadrático

O modelo quadrático ( $y = a + bx + cx^2$ ), por ser um modelo mais elaborado, requer, para seu estudo, o uso de recursos computacionais e de conhecimentos de matemática mais sofisticados. No entanto, do ponto de vista biológico, ele é melhor que o modelo linear porque pode determinar um ponto de máximo. Todavia, dependendo da natureza dos dados e do experimento, esse modelo é criticado e julgado como inadequado. Para tentar amenizar este problema, a técnica platô de resposta foi aplicada com base no modelo polinomial quadrático, obtendo bons resultados.



No manual do software SAS<sup>®</sup> (1995), Procedure NLIN (Procedimento não-linear), é apresentado um exemplo da aplicação da técnica platô de resposta quadrático. Neste exemplo, o ponto de início do platô foi denominado de  $x_0$ , que é localizado através da primeira derivada da equação quadrática (ponto de máximo). Quando  $x$  é maior que  $x_0$ , este ponto se torna uma constante, sendo uma reta com inclinação zero, denominada platô, e a equação do modelo será  $y = p$ ; e quando  $x$  é menor que  $x_0$ , este ponto se encontra na parte quadrática do modelo ( $y = a + bx + cx^2$ ) e é descrito por uma parábola. Para que esta técnica possa ser aplicada, exige-se que a curva seja contínua e suave. Os autores apresentaram um exemplo com dados hipotéticos, obtendo um  $R^2$  muito alto.

Segundo Euclides & Rostagno (2001), o modelo platô de resposta quadrática é similar ao LRP. Ele é composto na fase crescente descrita por uma equação de segundo grau e, após a estabilização, por um platô. O nível ótimo de exigência (ponto de máximo) é definido pelo ponto de encontro da função quadrática e do platô. A vantagem do uso da equação quadrática associada ao platô é que o nível ótimo encontrado não é alto, como geralmente estimado pela derivação da função quadrática simples, nem baixo, como normalmente observado no modelo LRP, no ponto de encontro entre a equação linear e o platô.

Cerrato & Blackmer (1990), em seu trabalho de comparação de modelos para descrever a resposta a fertilizantes nitrogenados na produção de milho, compararam os modelos de platô de resposta linear, platô de resposta quadrática, exponencial (Mitscherlich), quadrático e raiz quadrada. A escolha do modelo correto é o fator que mais afeta o custo de produção e a dosagem de fertilizante aplicado no solo. A estatística geralmente usada para comparar estes modelos foi o  $R^2$ , não sendo um critério de confiança pois os  $R^2$  obtidos foram similares e muito altos. Também foi utilizada a análise de resíduo e o valor ótimo econômico para a escolha correta do modelo que mais se adequasse à situação

experimental. O modelo platô de resposta quadrático foi o que melhor descreveu as respostas obtidas neste trabalho.

Bullock & Bullock (1994), comparando o modelo quadrático com o modelo platô de resposta quadrática para a predição de nitrogênio na produção de milho por vários anos, chegaram à conclusão de que o modelo platô de resposta quadrática é preferível ao modelo quadrático em todos os casos. Análises econômicas indicaram que as conseqüências do uso do modelo quadrático podem ser o desperdício de nitrogênio ou o seu uso em excesso, o que acarretaria em maiores custos para o produtor, diminuindo, assim, o seu lucro. A comparação entre os modelos foi feita através da análise de resíduo e do valor ótimo econômico.

Carrijo & Hochmuth (2000), estudando modelos estatísticos (exponencial Mitscherlich-Bray, raiz quadrada, quadrático, LRP e quadrático com platô) para estimar o rendimento de tomateiros com teores iniciais de fósforo no solo e níveis de adubação fosfatada, mostraram que os modelos com platô, linear e quadrático proporcionaram os melhores ajustes da curva de resposta e que são mais sensíveis às variações no teor inicial de fósforo no solo do que os outros modelos em estudo, sendo que o modelo exponencial subestimou o efeito do teor inicial de fósforo no solo. Os autores enfatizaram que a comparação dos modelos com base no coeficiente de determinação ( $R^2$ ) não é um bom critério para selecionar um modelo. Neste experimento, os  $R^2$  encontrados foram muito baixos, sendo que o mais alto foi 26,2% (modelo exponencial), o que explica muito pouco a variação total.

#### **2.3.4- Outros modelos**

Segundo Euclides & Rostagno (2001), quando o experimento é montado

no decorrer da fase “Resposta” (Figura 1) e, naturalmente, a coleta de dados é executada com precisão, o modelo de regressão quadrático se mostra bastante eficiente. Desta forma, para obter o nível ótimo, basta determinar o máximo da equação. O modelo quadrático que aparentemente apresenta vantagem no cálculo da exigência nutricional por possibilitar estimar o ganho máximo possível apresenta dois problemas na descrição do fenômeno: (1) parece não aceitável assumir simetria bilateral da resposta ao incremento do nutriente, ou seja, o modelo quadrático descreve a queda da produção na mesma intensidade do acréscimo, e (2) a função quadrática é muito sensível à diferença entre os níveis estudados, tendendo a estimar os valores ótimos no intervalo dos níveis.

Várias estimativas de equações não-lineares também são utilizadas para explicar a resposta dos animais ao nível de um nutriente (Euclides & Rostagno, 2001). Entre estas equações, alguns modelos exponenciais são mais difundidos, com, por exemplo:

$$\hat{y} = \hat{a} + \hat{b} \left[ 1 - \exp(-\hat{c}(x - \hat{d})) \right]$$

em que  $\hat{y}$  representa a resposta ao nível do nutriente na ração,  $x$  representa o nível do nutriente e  $a, b, c, d$  são os parâmetros estimados;

$$\hat{y} = \hat{a} \exp(-\hat{c}(x - \hat{b})^2)$$

em que  $\hat{y}$  representa a resposta ao nível do nutriente na ração,  $x$  representa o nível do nutriente e  $a, b, c$  são os parâmetros estimados.

Schutte & Pack (1995), estudando o efeito de aminoácidos sulfúricos sobre o crescimento e terminação de frangos de corte para a deposição de carne no peito, conversão alimentar e ganho de peso, preferiram a utilização de um modelo não-linear exponencial, tendo este revelado um bom ajustamento. Eles ainda comentam que um debate considerável tem ocorrido sobre qual seria o modo mais apropriado para a análise de regressão de dados do tipo dose-resposta, sem ainda se ter chegado a uma boa conclusão. Alguns autores têm

comparado modelos lineares (*broken line*) com modelos não-lineares, mostrando vantagens dos modelos não-lineares sobre os modelos lineares.

Bikker & Bosh (1996) mencionam a utilização do modelo LRP como um modelo que pode ser utilizado para analisar dados de estudos com proteína e energia em suínos. Entretanto, este modelo pode não ser a melhor descrição biológica para a resposta dos suínos à ingestão de aminoácidos. Vários modelos não-lineares são utilizados para descrever as exigências nutricionais de suínos, eles parecem biologicamente mais corretos, mas diferentes tipos de modelos não-lineares podem encontrar resultados diferentes.

Rezende et al. (2000) apresentaram um novo modelo, utilizando a técnica platô de resposta. Foi apresentado o modelo não-linear exponencial:  $y = \hat{a} \exp(-\hat{c}(x - \hat{b})^2)$ , onde  $x < x_0$  e se  $x > x_0$ , então o modelo será  $y = \hat{p}$ , onde  $p$  é o ponto do platô. Eles compararam este novo modelo com o modelo platô de resposta quadrática. Os autores utilizaram o coeficiente de determinação para comparar os modelos, chegando à conclusão de que, para os dados analisados, os dois modelos se comportaram de forma semelhante, sendo o modelo exponencial uma boa opção para interpretar resultados na área de Nutrição Animal.

#### 2.4- Estimação dos parâmetros de modelos não-lineares

Gallant (1987) afirma que o método dos quadrados mínimos é utilizado na estimação dos parâmetros em modelos não-lineares, da mesma maneira que em modelos lineares. Entretanto, não existe uma solução explícita para o SEN não-linear, que deve ser obtida por processos iterativos, usando um software estatístico. No presente caso, é utilizado o software SAS<sup>®</sup>, que utiliza como *default* o processo de Gauss-Newton.

Mazzini (2001) apresenta alguns métodos para estimação dos parâmetros de modelos não-lineares de forma clara e sucinta. Ela apresenta o método dos quadrados mínimos ordinários, o método dos quadrados mínimos ponderados e o método dos quadrados mínimos generalizados.

#### 2.4.1- Processo iterativo

Como o SEN (não-linear) não fornece solução explícita, devem-se utilizar processos iterativos para a obtenção das estimativas dos parâmetros.

O procedimento não-linear do sistema SAS® (1995) utiliza como *default* o método de Gauss-Newton, que está apresentado a seguir.

Considerando o modelo não-linear

$$Y_i = f(X_i; \theta) + e_i,$$

a expansão em série TAYLOR é dada por

$$f(\theta) = f(\theta^0) + F(\theta^0)(\theta - \theta^0).$$

Assim, o SEN (não-linear)

$$X'f(\hat{\theta}) = X'Y$$

pode ser escrito como

$$X'(f(\theta^0) + F(\theta^0)(\theta - \theta^0)) = X'Y.$$

Mas  $F(\theta^0)$  é a matriz de derivadas parciais  $X$ . Logo, substituindo-se no SEN, obtém-se:

$$X'(f(\theta^0) + X(\theta - \theta^0)) = X'Y$$

Fazendo-se o produto matricial e reagrupando os termos semelhantes, encontra-se:

$$\theta - \theta^0 = (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}'(\mathbf{Y} - \mathbf{f}(\theta^0)).$$

Portanto, a fórmula iterativa conhecida como método de Gauss-Newton é dada por:

$$\theta^1 = \theta^0 + (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}'(\mathbf{Y} - \mathbf{f}(\theta^0)).$$

Este processo é repetido colocando  $\theta^1$  no lugar de  $\theta^0$  (vetor de estimativas iniciais) até que algum critério de convergência seja aceito, isto é:

$$\theta^n \rightarrow \hat{\theta}, \text{ onde } n \text{ é o número de vezes que o processo foi repetido.}$$

## 2.5- Método *jackknife*

Segundo Manly (1998), a palavra *jackknife* foi proposta por Tukey (1958) para uso em estatísticas que descrevem uma aproximação geral para teste de hipótese e cálculo do intervalo de confiança. O autor comenta que este método é muito trabalhoso, mas geralmente utilizado como alternativa para outros métodos quando estes não podem ser aplicados. O método *jackknife* tem sido largamente usado na Biologia em análise de espécies, genética, evolução, seleção natural e em ecologia comunitária (estimação de riqueza de espécies de determinada área). Este autor cita vários trabalhos que fizeram uso da técnica nas décadas de 60 a 80. A técnica *jackknife* foi muito pouco utilizada nas últimas décadas.

O método *jackknife* constitui uma técnica de reamostragem numérica e foi introduzido por Quenouille (1956). Ele consiste na estimação de um parâmetro  $\phi$  numa amostra de  $n$  elementos, por meio de  $n$  estimativas  $\hat{\phi}$ , cada uma delas calculada ao ser extraída das  $n$  observações.

### 3- MATERIAL E MÉTODOS

#### 3.1- Localização, instalação, aves e manejo

Os dados utilizados para o presente trabalho foram obtidos de Teixeira (1994), que conduziu seu experimento nas instalações do Departamento de Zootecnia, e as análises químico-bromatológicas realizadas no Laboratório de Nutrição Animal do mesmo Departamento e no Laboratório de Química do Departamento de Solos da Faculdade de Agronomia da Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS). O experimento foi instalado num delineamento inteiramente ao acaso com 8 repetições, com os tratamentos arrançados numa estrutura fatorial, e realizado duas vezes.

Foi utilizada a mesma linhagem das aves e o mesmo manejo, pintos de corte de 1 dia de idade, linhagem Hubbard, sexados, vacinados contra as doenças de Marek e Bouda Aviária.

Foram alojados 12 pintos do mesmo sexo por unidade experimental e no final da primeira semana foi feita uma refugagem, reduzindo o total para 10 pintos. A partir do 1º dia de idade, as aves receberam as dietas experimentais e água deionizada à vontade. A ração e o grupo de aves de cada parcela experimental foram pesados no início do experimento e semanalmente até os 21 dias, terminando a fase de coleta de dados para avaliar o desempenho das aves.

No 27º dia de idade das aves, foram selecionadas 2 aves de cada unidade experimental para serem abatidas. As aves foram pesadas individualmente e aneladas no pé direito, usando anilhas numeradas feitas de alumínio. Depois elas foram sangradas, depenadas e foram retiradas a tibia direita e o dedo médio do pé direito. As tibias foram descarnadas, aneladas com as anilhas que estavam nos pés e levadas para o refrigerador para, posteriormente, serem preparadas

para as análises. O dedo médio foi cortado do pé direito na 3ª falange, identificado com fita adesiva numerada e congelado para ser analisado posteriormente.

### **3.2- Critérios para avaliar as exigências de Zn**

As tíbias retiradas das aves no 27º dia de idade foram colocadas em uma panela de alumínio e fervidas para amolecer os resíduos de carne que permaneceram após serem descarnadas. Em seguida, foram lavadas em água fria e, com auxílio de uma escova, foram retirados os resíduos de carne, a fíbula e a cartilagem proximal. Após a secagem a 100°C por aproximadamente 16 horas, foram colocadas em um frasco de vidro com boca larga e tampa hermética, juntamente com éter etílico para serem desengorduradas. Foi feita uma nova secagem a 105°C e, após esfriarem em dissecador, as tíbias foram pesadas individualmente em balança de precisão.

Posteriormente, as tíbias foram trituradas em almofariz, secas a 105°C, pesadas e incineradas a 550°C por cerca de 8 horas, sendo as cinzas obtidas pesadas e determinada sua porcentagem. Em seguida, foi feita a digestão das cinzas com 10 mL de HCl concentrado em chapa aquecida a 200°C. A solução obtida foi filtrada através de papel de filtro, livre de cinzas e transferida para um balão volumétrico de 250 mL, completando o volume com água destilada e deionizada. Desta solução foi retirada uma alíquota de 50 mL e guardada em frasco de polietileno, que foi utilizado para determinar o teor de Zn por espectrofotometria de absorção atômica, segundo o AOAC (1984), em um aparelho Perkin-Elmer 403.

O teor de Zn foi calculado de duas maneiras: (1) em relação ao peso da tibia seca e (2) em relação ao peso das cinzas da tibia. Como os dois métodos



não diferiram nos resultados, deu-se preferência ao primeiro.

Os dedos médios foram retirados das aves, conforme descrito anteriormente. Após a retirada da pele e da unha, os dedos médios foram lavados, secos a 105°C por cerca de 40 horas, pesados, incinerados a 550°C por aproximadamente 8 horas e pesados novamente. As técnicas de digestão das cinzas e determinação do teor de Zn foram semelhantes às utilizadas para as tíbias.

O teor de Zn foi calculado de duas maneiras: (1) em relação ao peso do dedo e (2) em relação ao peso das cinzas do dedo. Como os resultados do segundo método tiveram uma melhor uniformidade, deu-se preferência para apresentar os resultados com base nas cinzas do dedo médio.

### 3.3- Modelo experimental e análise de variância

Considerou-se um experimento com nove doses de Zn, adaptando-se os níveis estudados e os resultados obtidos por Teixeira (1994). Assim, o estudo baseou-se num experimento delineado inteiramente ao acaso com 8 repetições, num esquema fatorial 2 x 9, envolvendo 2 sexos e 9 doses de Zn. O experimento foi repetido duas vezes. As doses de Zn foram as seguintes: 0, 15, 30, 45, 60, 75, 90, 105, 120 ppm. As variáveis estudadas foram o teor de Zn na tíbia e o teor de Zn no dedo médio em ppm.

Foi utilizado o programa SISVAR (Ferreira, 2000) para realizar a análise de variância de acordo com o seguinte modelo fatorial:

$$Y_{ijkl} = \mu + E_i + S_j + D_k + (ES)_{ij} + (ED)_{ik} + (SD)_{jk} + (ESD)_{ijk} + e_{ijkl}$$

com  $i = 1, 2$ ;  $j = 1, 2$ ;  $k = 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9$ ;  $l = 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8$ .

em que,

$Y_{ijkl}$  é o teor de Zn na tibia ou no dedo médio em ppm da ave  $l$ , do sexo  $j$ , do experimento  $i$  que recebeu a dose  $k$ ,  
 $\mu$  é uma constante associada ao modelo;  
 $E_i$  é o efeito do experimento  $i$ ;  
 $S_j$  é o efeito do sexo  $j$ ;  
 $D_k$  é o efeito da dose  $k$ ;  
 $(ES)_{ij}$  é o efeito da interação dupla entre experimento e sexo;  
 $(ED)_{ik}$  é o efeito da interação dupla entre experimento e dose;  
 $(SD)_{jk}$  é o efeito da interação dupla entre sexo e dose;  
 $(ESD)_{ijk}$  é o efeito da interação tripla entre experimento, sexo e dose;  
 $e_{ijkl}$  é o erro experimental associado a cada observação, independente e com distribuição normal de média zero e variância  $\sigma^2$ .

Foram estimadas as médias das doses para cada sexo, quando a interação entre dose e sexo foi significativa, e estimadas as doses sem a distinção do sexo quando a interação foi não significativa, para posterior ajuste dos modelos no sistema SAS® (1995), PROC NLIN.

### 3.4- Modelos estatísticos

Para o ajustamento dos modelos de platô de resposta estudados, foi utilizado o procedimento não-linear (PROC NLIN) do sistema SAS® (1995). Os modelos estudados foram os seguintes:

- Modelo Polinomial Quadrático (MPQ), de acordo com SAS/STAT® (1989):  
 Interação sexo  $\times$  dose significativa:

$$Y_{.jk.} = a + bx + cx^2 + e_{.jk.} \quad \text{se } x < x_0$$

$$Y_{.jk.} = p + e_{.jk.} \quad \text{se } x \geq x_0,$$

em que  $Y_{.jk.}$  é o teor de Zn do animal (frango) do sexo  $j$  que recebeu a dose  $k$ ,  $e_{.jk.}$  é o erro médio do modelo e  $x$  é a dose de Zn.

Interação sexo  $\times$  dose não significativa:

$$Y_{..k.} = a + bx + cx^2 + e_{..k.} \quad \text{se } x < x_0$$

$$Y_{..k.} = p + e_{..k.} \quad \text{se } x \geq x_0,$$

em que  $Y_{..k.}$  é o teor de Zn do animal (frango) que recebeu a dose  $k$ ,  $e_{..k.}$  é o erro médio do modelo e  $x$  é a dose de Zn.

Portanto, para valores de  $x$  menores que  $x_0$ , a equação relacionada a  $Y$  e  $x$  é uma quadrática, para valores de  $x$  maiores ou iguais a  $x_0$ , a equação é uma constante (platô). A curva precisa ser contínua e diferenciável em  $x_0$ .

Esta condição implica que:

$$x_0 = -b/2c$$

e

$$p = a - b^2/4c,$$

em que  $x_0$  é a dose máxima de Zn para uma máxima deposição de Zn do animal (frango) e o ponto de intercessão das duas linhas;  $p$  é o platô e  $a$ ,  $b$ ,  $c$  são parâmetros do modelo a serem estimados.

- Modelo Não-Linear Exponencial 1 (MNLE1), de acordo com Rezende et al. (2000):

Interação sexo  $\times$  dose significativa:

$$Y_{.jk.} = a \exp(-c(x - b)^2) + e_{.jk.} \quad \text{se } x < x_0$$

$$Y_{.jk.} = p + e_{.jk.} \quad \text{se } x \geq x_0,$$

em que  $Y_{jk}$  é o teor de Zn do animal (frango) do sexo  $j$  que recebeu a dose  $k$ ,  $e_{jk}$  é o erro médio do modelo,  $x$  é a dose de Zn e  $a, b, c$  são parâmetros do modelo.

Interação sexo  $\times$  dose não significativa:

$$Y_{..k} = a \exp(-c(x-b)^2) + e_{..k} \quad \text{se } x < x_0$$

$$Y_{..k} = p + e_{..k} \quad \text{se } x \geq x_0,$$

em que  $Y_{..k}$  é o teor de Zn do animal (frango) que recebeu a dose  $k$ ,  $e_{..k}$  é o erro médio do modelo,  $x$  é a dose de Zn e  $a, b, c$  são parâmetros do modelo.

- Modelo Não-Linear Exponencial 2 (MNLE2):

Interação sexo  $\times$  dose significativa:

$$Y_{.jk} = a \exp(bx - cx^2) + e_{.jk} \quad \text{se } x < x_0$$

$$Y_{.jk} = p + e_{.jk} \quad \text{se } x \geq x_0,$$

em que  $Y_{.jk}$  é o teor de Zn do animal (frango) do sexo  $j$  que recebeu a dose  $k$ ,  $e_{.jk}$  é o erro médio do modelo,  $x$  é a dose de Zn e  $a, b, c$  são parâmetros do modelo.

Interação sexo  $\times$  dose não significativa:

$$Y_{..k} = a \exp(bx - cx^2) + e_{..k} \quad \text{se } x < x_0$$

$$Y_{..k} = p + e_{..k} \quad \text{se } x \geq x_0,$$

em que  $Y_{..k}$  é o teor de Zn do animal (frango) que recebeu a dose  $k$ ,  $e_{..k}$  é o erro médio do modelo,  $x$  é a dose de Zn e  $a, b, c$  são parâmetros do modelo.

Foram ajustados os modelos anteriormente apresentados para ambas as variáveis utilizando o módulo NLIN do sistema SAS® (1995), que faz uso das derivadas parciais.

### **3.5- Critérios para avaliação dos modelos**

Foram utilizados alguns critérios para a avaliação dos modelos, sendo eles o intervalo de confiança (IC), o coeficiente de determinação ( $R^2$ ) e o teste de aderência.

#### **3.5.1- Intervalo de confiança dos parâmetros**

O IC para os parâmetros  $a$ ,  $b$ ,  $c$  foi obtido de duas formas: diretamente, por meio dos resultados do programa SAS<sup>®</sup> (1995), e por meio de um intervalo baseado em normalidade assintótica, com a obtenção das variâncias dos estimadores obtidos da matriz de variância e covariância com recuperação da estrutura experimental.

##### **3.5.1.1- Ajuste do software SAS<sup>®</sup>**

O programa SAS<sup>®</sup> (1995), em seu ajustamento pelo procedimento não-linear, estima como um dos resultados um IC para as estimativas dos parâmetros. Este IC é obtido através dos dados iniciais fornecidos, que são as médias estimadas da análise de variância inicial.

##### **3.5.1.2- Matriz de variância e covariância**

A matriz de variância e covariância  $\hat{V}(\hat{\theta})$  foi obtida através da recuperação das informações da estrutura experimental, conforme descrito a

seguir.

Primeiramente obteve-se a matriz de correlação assintótica fornecida pelo ajustamento do programa SAS<sup>®</sup> (1995). Da matriz de correlação assintótica, retirou-se a estimativa da correlação entre os parâmetros da linha  $w$  e da coluna  $z$ . ( $\hat{\rho}_{w,z}$ ). O ajustamento do programa SAS<sup>®</sup> (1995) fornece também a estimativa do erro padrão de cada parâmetro ( $\widehat{SE}_{w,z}$ ), em que  $w = z$  e o quadrado médio do erro (QMDR). A partir dessas informações, a matriz  $(X'X)^{-1}$  foi construída da seguinte forma:

$$(X'X)^{-1} = \frac{1}{\text{QMDR}} \begin{bmatrix} \widehat{SE}_{1,1}^2 & \hat{\rho}_{1,2}\widehat{SE}_{1,1}\widehat{SE}_{2,2} & \hat{\rho}_{1,3}\widehat{SE}_{1,1}\widehat{SE}_{3,3} \\ \hat{\rho}_{2,1}\widehat{SE}_{2,2}\widehat{SE}_{1,1} & \widehat{SE}_{2,2}^2 & \hat{\rho}_{2,3}\widehat{SE}_{2,2}\widehat{SE}_{3,3} \\ \hat{\rho}_{3,1}\widehat{SE}_{3,3}\widehat{SE}_{1,1} & \hat{\rho}_{3,2}\widehat{SE}_{3,3}\widehat{SE}_{2,2} & \widehat{SE}_{3,3}^2 \end{bmatrix}$$

Através da matriz  $(X'X)^{-1}$ , foi estimada a matriz de variância e covariância  $\hat{V}(\hat{\theta})$  da seguinte forma:

$$\hat{V}(\hat{\theta}) = (X'X)^{-1} \frac{\text{QME}}{r},$$

em que QME é o quadrado médio do erro da análise de variância inicial, e  $r$  é o número de parcelas experimentais utilizadas para estimar as médias de cada dose.

Na diagonal principal desta matriz está representada a variância das estimativas dos parâmetros, isto é, o elemento 1,1 representa o parâmetro  $a$ , o elemento 2,2, o parâmetro  $b$ , e o elemento 3,3, o parâmetro  $c$ . O intervalo de confiança para o parâmetro  $\theta_{w,w}$  foi obtido por:

$$IC_{(\theta_{w,w})} = \hat{\theta}_{w,w} \pm t_{(\alpha/2, v)} \sqrt{\hat{V}_{w,w}(\hat{\theta})},$$

em que  $\hat{\theta}_{w,w}$  é o estimador do parâmetro  $w$ ,  $\hat{V}_{w,w}(\hat{\theta})$  é o estimador da

variância do estimador do parâmetro  $\theta_{(w)}$ ,  $t_{(\alpha/2, \nu)}$  é o valor da distribuição de t com  $\nu$  graus de liberdade e  $\alpha/2$  % de probabilidade.

### 3.5.2- Intervalo de confiança para o platô e para $x_0$

O IC para o platô e para o ponto  $x_0$ , foi obtido de duas formas diferentes: por meio do desenvolvimento algébrico das variâncias do estimador do platô e do ponto  $x_0$  por série de *Taylor* (Mood et al., 1974) e outra pelo método *jackknife* (Manly, 1998).

#### 3.5.2.1- Método algébrico

O intervalo de confiança para o ponto  $x_0$  e para o platô é calculado seguindo as fórmulas abaixo:

$$IC_{(x_0)} : \hat{x}_0 \pm t_{(\alpha/2, \nu)} \sqrt{V\hat{a}r(x_0)}$$

$$IC_{(p)} : \hat{p} \pm t_{(\alpha/2, \nu)} \sqrt{V\hat{a}r(p)},$$

em que  $V\hat{a}r(x_0)$  é a estimativa da variância do ponto  $x_0$ ,  $V\hat{a}r(p)$  é a variância do platô,  $t_{(\alpha/2, \nu)}$  é o valor da distribuição de t com  $\nu$  graus de liberdade e  $\alpha/2$  % de probabilidade.

#### 3.5.2.2- Método *jackknife*

O intervalo de confiança para o ponto  $x_0$  e para o platô foi construído

pelo método *jackknife* de acordo com a seguinte rotina: em primeiro lugar, obtiveram-se as estimativas do ponto  $x_0$  e do platô, por meio do programa SAS<sup>®</sup> (1995), utilizando o conjunto de dados sem a primeira dose de Zn. Em seguida, repetiu-se o processo considerando os dados originais sem a segunda dose e assim, sucessivamente, até que todas as estimativas parciais *jackknife* fossem calculadas, obtendo-se um conjunto de 9 estimativas parciais do ponto  $x_0$  e do platô.

As estimativas parciais do ponto  $x_0$  e platô foram anotadas, para cada modelo e variável, e aplicadas na fórmula a seguir:

$$E_j^* = n \times E^* - (n-1) \times E_{-j}^*, \quad j = 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9,$$

em que  $E_j^*$  é estimativa denominada de pseudo-valor para os parâmetros ponto  $x_0$  ou platô, quando se excluiu a  $j$ -ésima dose,  $n$  é o número de doses de Zn testadas,  $E^*$  é a estimativa dos parâmetros  $x_0$  ou platô obtida com todas as doses originais e  $E_{-j}^*$  é o valor da estimativa parcial  $x_0$  ou  $p$  obtido pelo ajuste do modelo pelo programa SAS<sup>®</sup> (1995) quando se excluiu a  $j$ -ésima dose.

Em seguida, foi obtida a média dos pseudo-valores das novas estimativas de  $x_0$  e  $p$ :

$$\bar{E}^* = \frac{\sum_{j=1}^9 E_j^*}{n},$$

em que  $\bar{E}^*$  é a média das estimativas de  $x_0$  ou de  $p$ .

Após obtidas as médias, foi calculada a variância dos pseudo-valores de forma convencional, aplicando a fórmula:

$$S^2 = V(E^*) = \frac{\sum_{j=1}^n E_j^{*2} - \left( \frac{\sum_{j=1}^n (E_j^*)^2}{n} \right)}{n-1},$$



em que,  $S^2$  é a variância dos pseudo-valores das estimativas de  $x_0$  ou de  $p$ .

Depois de obtida a variância dos pseudo-valores, foi calculado o IC de forma convencional aplicando a seguinte fórmula:

$$IC_{100(1-\alpha)\%} = \bar{E}^* \pm t_{(\alpha/2, n-1)} \frac{S}{\sqrt{n}},$$

em que  $IC_{100(1-\alpha)\%}$  é o intervalo de confiança para o ponto  $x_0$  ou  $p$  com  $100(1-\alpha)\%$  de confiança,  $t_{(\alpha/2, n-1)}$  é o valor da distribuição de  $t$  para  $\alpha/2$  % de probabilidade e  $n-1$  gl e  $S$  é o desvio padrão dos pseudo-valores  $E_j^*$  ( $\hat{x}_{0j}^*$  ou  $\hat{p}_j^*$ ).

### 3.5.3- Coeficiente de determinação ( $R^2$ )

O  $R^2$  foi obtido da seguinte forma:

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

em que SQR é a soma de quadrados do resíduo e SQTC é a soma de quadrados total corrigida, obtida da análise de regressão linear do programa SAS® (1995), de acordo com Draper & Smith (1998).

### 3.5.4- Teste de aderência

O teste de aderência foi realizado para testar a hipótese da falta de ajuste do modelo. A soma de quadrado do desvio de regressão foi recuperada da seguinte forma:

$$SQD^* = SQD \times r,$$

em que  $SQD^*$  é a soma de quadrados do desvio recuperada,  $SQD$  é a soma de

quadrado do resíduo obtida da análise de médias realizada no programa SAS® (1995) e  $r$  é o número de repetições.

Em seguida, foi obtido o QMD, o qual foi utilizado para realizar o teste F para a falta de ajuste do modelo, usando para isso o QME da análise de variância efetuada.

## 4- RESULTADOS E DISCUSSÃO

### 4.1- Análise preliminar

Na Tabela 1 está apresentado o resumo da análise de variância dos dados, obtida através do programa SISVAR (Ferreira, 2000), variável teor de Zn na tibia em ppm.

**TABELA 1.:** Resumo da análise de variância e resultado do teste F para teor de Zn na tibia em ppm.

Fontes de Variação	GL	Quadrado Médio	
Experimento	1	32874,3261	**
Sexo	1	2375,0981	ns
Dose	8	21607,3303	**
Experimento × Sexo	1	2629,9378	*
Experimento × Dose	8	933,5284	ns
Sexo × Dose	8	434,3318	ns
Experimento × Sexo × Dose	8	72,0330	ns
Erro	252	673,4048	
<b>Total</b>	<b>287</b>	<b>Coeficiente de Variação 9,83%</b>	

\*\* significativo a 1% de probabilidade

\* significativo a 5% de probabilidade

ns não significativo

Nota-se que a fonte de variação Dose foi altamente significativa ( $P < 0,01$ ) pelo teste F e que a interação Sexo × Dose foi não significativa ( $P > 0,05$ ), indicando que a resposta à dose de Zn independe do sexo, ou seja, se comporta de forma análoga para ambos os sexos. Desta forma, foram utilizadas somente as médias das doses de Zn para estimar as exigências nutricionais de Zn das aves.

As médias das doses de Zn, obtidas através da análise inicial para a variável teor de Zn na tibia, que serão utilizadas para posterior análise dos modelos pelo sistema SAS<sup>®</sup> (1995), estão apresentadas na Tabela 2.

**TABELA 2.:** Médias observadas para teor de Zn na tibia em ppm, extraídas do ajuste pelo programa SISVAR (Ferreira, 2000).

Dose de Zn	Média observada	Dose de Zn	Média observada
0	208,97	75	280,49
15	234,31	90	281,16
30	257,47	105	282,84
45	270,22	120	279,27
60	280,03	-----	-----

Na Tabela 3 está apresentado o resumo da análise de variância dos dados, obtida através do programa SISVAR (Ferreira, 2000), para a variável teor de Zn no dedo médio em ppm.

**TABELA 3.:** Resumo da análise de variância e resultado do teste F para teor de Zn no dedo médio em ppm.

Fontes de Variação	GL	Quadrado Médio	
Experimento	1	4064319,0796	**
Sexo	1	479287,4007	**
Dose	8	41369,6083	**
Experimento × Sexo	1	376638,2236	**
Experimento × Dose	8	14171,8789	ns
Sexo × Dose	8	44751,6273	**
Dose / Fêmea	8	70538,2190	**
Dose / Macho	8	15583,0166	ns
Experimento × Sexo × Dose	8	6393,4920	ns
Erro	252	13644,2763	
<b>Total</b>	<b>287</b>	<b>Coefficiente de Variação</b>	<b>17,10%</b>

\*\* significativo a 1% de probabilidade

\* significativo a 5% de probabilidade

ns não significativo

Como houve interação significativa ( $P < 0,01$ ) entre Sexo × Dose, foi feito o desdobramento, cujo resultado mostrou que apenas as fêmeas responderam às doses de Zn. Neste caso, o estudo considerou apenas as respostas médias para as doses nas fêmeas.

As médias das doses de Zn para as fêmeas, obtidas através da análise inicial para a variável teor de Zn no dedo médio em ppm, que serão utilizadas posteriormente para a análise dos modelos pelo sistema SAS® (1995), estão apresentadas na Tabela 4.

**TABELA 4.:** Médias observadas das fêmeas, para teor de Zn no dedo médio em ppm, extraídas do ajuste pelo programa SISVAR (FERREIRA, 2000).

Dose de Zn	Média observada	Dose de Zn	Média observada
0	515,10	75	686,55
15	563,16	90	700,28
30	611,22	105	696,92
45	642,02	120	693,55
60	672,81	-----	-----

#### 4.2- Estimação dos parâmetros, do ponto $x_0$ e do platô

- MNLE1:

A condição de continuidade das curvas antes e após o platô é que a primeira derivada parcial  $dy / dx$  seja idêntica no ponto  $x = x_0$ . Desta forma, ao se derivar  $y$  em relação a  $x$ , tem-se:

$$\frac{\partial y}{\partial x} = \frac{\partial (a \exp(-c(x-b)^2))}{\partial x} = a \exp(-c(x-b)^2) (-2c(x-b)).$$

Igualando-se o resultado da derivação a zero e resolvendo-se para  $x = x_0$ , obtém-se:

$$x_0 = b.$$

Substituindo-se  $x$  pelo valor de  $x_0$  na equação inicial, encontra-se:

$$p = f(x_0) = a \exp(-c(b-b)^2),$$

que resulta em

$$p = a,$$

em que  $x_0$  é o estimador da dose máxima de Zn, para uma máxima deposição de Zn, o ponto de intercessão das duas linhas;  $p$  é a estimador do platô e  $a$ ,  $b$ ,  $c$  são parâmetros do modelo a serem estimados.

Esse modelo é considerado não-linear com relação a seus parâmetros, pois as derivadas parciais dos parâmetros do segmento anterior ao ponto  $x_0$ , o platô e o próprio  $x_0$  são funções dos próprios parâmetros.

Os gráficos que descrevem o MNLE1 sem e com o platô foram apresentados nas Figuras 1A e 2A.

- MNLE2:

A primeira derivada parcial  $dy / dx$  tem que ser idêntica no ponto  $x = x_0$  para que a condição de continuidade das curvas antes e após o platô seja atendida. Assim, ao se derivar  $y$  em relação a  $x$ , tem-se:

$$\frac{\partial y}{\partial x} = \frac{\partial (a \exp(bx - cx^2))}{\partial x} = a(b - 2cx) \exp(bx - cx^2).$$

Igualando-se o resultado da derivação a zero e resolvendo-se para  $x = x_0$ , obtém-se:

$$x_0 = b/2c.$$

Substituindo-se  $x$  pelo valor de  $x_0$  na equação inicial, encontra-se:

$$p = f(x_0) = a \exp\left(\frac{b^2}{2c} - c\left(\frac{b^2}{4c^2}\right)\right),$$

que resulta em

$$p = a \exp\left(\frac{b^2}{4c}\right),$$

em que  $x_0$  é o estimador da dose máxima de Zn, para uma máxima deposição de Zn, o ponto de intercessão das duas linhas;  $p$  é a estimador do ponto do platô e  $a$ ,  $b$ ,  $c$  são parâmetros do modelo a serem estimados.

Os gráficos que descrevem o MNLE2 sem e com o platô foram apresentados nas Figuras 3A e 4A.

#### 4.3- Rotinas SAS®

No Quadro 1 está apresentada a rotina para a estimação dos parâmetros  $a$ ,  $b$ ,  $c$ , do ponto  $x_0$  e do platô por meio do modelo MPQ para a variável teor de Zn na tibia em ppm. Para a variável teor de Zn no dedo médio da fêmea em ppm, a rotina é a mesma, somente mudando os dados iniciais e as tentativas iniciais para os parâmetros  $a$ ,  $b$ ,  $c$ . Esta rotina para o MPQ está apresentada nas páginas 1162 a 1165 do manual do SAS / STAT® (1989).

No Quadro 2 está apresentada a rotina para a estimação dos parâmetros  $a$ ,  $b$ ,  $c$ , do ponto  $x_0$  e do platô por meio do modelo MNLE1 para a variável teor de Zn na tibia em ppm. Para a variável teor de Zn no dedo médio da fêmea em ppm, segue-se a mesma orientação da rotina do MPQ.

No Quadro 3 está apresentada a rotina para a estimação dos parâmetros  $a$ ,  $b$ ,  $c$ , do ponto  $x_0$  e do platô por meio do modelo MNLE2 para a variável teor de Zn na tibia em ppm. Para a variável teor de Zn no dedo médio da fêmea em ppm, segue-se a mesma orientação da rotina do MPQ.

```

Title 'Modelo de Response Plateau – modelo quadrático';
data aa;
input x y @@;
cards;
  0 208.974062 15 234.312812
 30 257.473750 45 270.220000
 60 280.032188 75 280.487187
 90 281.161563 105 282.844375
120 279.265938
;
proc nlin data aa method=dud;
parms a=120 b=5 c=-0.001;
file print;
  x0=-0.5*b/c;
  db=-0.5/c;
  dc=0.5*b/c**2;
if x<x0 then
do;
  model y=a+b*x+c*x*x;
  der.a=1;
  der.b=x;
  der.c=x*x;
end;
else
do;
  model y=a+b*x0+c*x0*x0;
  der.a=1;
  der.b=x0+b*db+2*c*x0*db;
  der.c=b*dc+x0*x0+2*c*x0*dc;
end;
if _obs_=1 & _model_=1 then
do;
  plateau=a+b*x0+c*x0*x0;
  put x0= plateau=;
end;
output out=ba predicted=yp parms=a b c ess=sqe r=res;
run; quit;
proc plot data=ba;
  plot y*x yp*x='*' / overlay vpos=35;
run; quit;

```

**QUADRO 1:** Rotina SAS® para o MPQ, variável teor de Zn na tibia.



```

Title 'Modelo de Response Plateau – modelo não-linear exponencial 1';
data aa;
input x y @@;
cards;
  0 208.974062 15 234.312812
 30 257.473750 45 270.220000
 60 280.032188 75 280.487187
 90 281.161563 105 282.844375
120 279.265938
;
proc nlin data=aa method=dud;
parms a=120 b=50 c=0.001;
file print;
  x0=b;
  db=1;
if x<x0 then
do;
  model y=a*exp(-c*(x-b)**2);
  der.a=exp(-c*(x-b)**2);
  der.b=2*a*c*(x-b)*exp(-c*(x-b)**2);
  der.c=-a*(x-b)**2*exp(-c*(x-b)**2);
end;
else
do;
  model y=a*exp(-c*(x0-b)**2);
  der.a=exp(-c*(x0-b)**2);
  der.b=0;
  der.c=-a*(x0-b)**2*exp(-c*(x0-b)**2);
end;
if _obs_=1 & _model_=1 then
do;
  plateau=a*exp(-c*(x0-b)**2);
  put x0= plateau=;
end;
output out=ba predicted=yp parms=a b c ess=sqe r=res;
run; quit;
proc plot data=ba;
  plot y*x yp*x='*' / overlay vpos=35;
run; quit;

```

**QUADRO 2:** Rotina SAS® para o MNLE1, variável teor de Zn na tibia.

```

Title 'Modelo de Response Plateau – modelo não-linear exponencial 2';
data aaa;
input x y @@;
cards;
  0 208.974062 15 234.312812
 30 257.473750 45 270.220000
 60 280.032188 75 280.487187
 90 281.161563 105 282.844375
120 279.265938
;
proc nlin data=aaa method=dud;
parms a=120 b=0.05 c=0.001;
file print;
  x0=0.5*b/c;
  db=0.5/c;
  dc=-0.5*b/(c*c);
  if x<x0 then
  do;
    model y=a*exp(b*x-c*x*x);
    der.a=exp(b*x-c*x*x);
    der.b=a*x*exp(b*x-c*x*x);
    der.c=-a*x*x*exp(b*x-c*x*x);
  end;
  else
  do;
    model y=a*exp(b*x0-c*x0*x0);
    der.a=exp(b*x0-c*x0*x0);
    der.b=(x0+b*db-2*c*db*x0)*a*exp(b*x0-c*x0*x0);
    der.c=(b*dc-x0*x0-2*c*dc*x0)*a*exp(b*x0-c*x0*x0);
  end;
  if _obs_=1 & _model_=1 then
  do;
    plateau=a*exp(b*x0-c*x0*x0);
    put x0= plateau=;
  end;
output out=bca predicted=yp parms=a b c ess=sqe r=res;
run; quit;
proc plot data=ba;
  plot y*x yp*x='*' / overlay vpos=35;
run; quit;

```

**QUADRO 3:** Rotina SAS<sup>®</sup> para o MNLE2, variável teor de Zn na tibia.

#### 4.4- Obtenção das equações

Os parâmetros  $a$ ,  $b$ ,  $c$  dos modelos e os pontos  $x_0$  e  $p$  foram estimados por meio do PROC NLIN, do sistema SAS®, utilizando as rotinas apresentadas nos Quadros 1, 2 e 3 para a variável teor de Zn na tíbia em ppm e nos Quadros 1A, 2A e 3A para a variável teor de Zn no dedo médio da fêmea em ppm.

As equações obtidas para a variável teor Zn na tíbia em ppm, com seus correspondentes  $R^2$ ,  $x_0$  e  $p$ , estão apresentadas na Tabela 5 a seguir:

**TABELA 5.:** Equações dos modelos, valores de  $R^2$ ,  $x_0$  e platô para a variável teor de Zn na tíbia em ppm.

Modelos	Equação	$R^2$	$x_0$	$p$
MPQ	$Y = 208,4413 + 2,0222x - 0,014077x^2$	99,79%	71,8	281,1
MNLE1	$Y = 280,9151 \exp(-0,00006372(x - 68,1005)^2)$	99,80%	68,1	280,9
MNLE2	$Y = 209,0390 \exp(0,008679x - 0,00006372x^2)$	99,80%	68,1	280,9

As equações obtidas para a variável teor Zn no dedo médio da fêmea em ppm, com seus correspondentes  $R^2$ ,  $x_0$  e  $p$ , estão apresentadas na Tabela 6:

**TABELA 6.:** Equações dos modelos, valores de  $R^2$ ,  $x_0$  e platô para a variável teor de Zn no dedo médio da fêmea em ppm.

Modelos	Equação	$R^2$	$x_0$	$p$
MPQ	$Y = 513,4767 + 3,7925x - 0,019598x^2$	99,84%	96,8	697,0
MNLE1	$Y = 696,3760 \exp(-0,00003566(x - 91,8141)^2)$	99,85%	91,8	696,4
MNLE2	$Y = 515,5729 \exp(0,006548x - 0,00003566x^2)$	99,85%	91,8	696,4

Pode-se notar que os valores do coeficiente de determinação ( $R^2$ ) foram elevados e bem próximos para os diferentes modelos em ambas as variáveis. Cerrato & Blackmer (1990) comentam que o  $R^2$  não é, isoladamente, um critério de confiança, pois geralmente se obtêm  $R^2$  muito altos e similares, como os encontrados no presente trabalho. Estes autores sugerem a obtenção do “valor ótimo econômico” para contornar este problema. Carrijo & Hochmuth (2000) também comentam que a comparação de modelos usando somente o  $R^2$  como referência não é um bom critério para selecionar o “melhor” modelo.

Neste trabalho, além do  $R^2$  convencional, obtiveram-se também os IC para os parâmetros e para os pontos  $x_0$  e  $p$  e foi aplicado o teste de aderência para que se pudesse identificar com clareza qual o melhor ou melhores modelos.

Observa-se ainda que o MPQ obteve estimativas para o platô e para o ponto  $x_0$  maiores que os modelos não-lineares, concordando com Morris (1983), Coelho et al. (1987), Rondón et al. (2000), Euclides & Rostagno (2001) e Runho et al. (2001), que afirmaram que o modelo polinomial quadrático superestima as exigências nutricionais do animal ou planta, apesar de o platô corrigir em parte esta “superestimação”.

## 4.5 – Avaliação dos modelos

### 4.5.1- IC para os parâmetros $a$ , $b$ , $c$

As matrizes de variância e covariância  $\hat{V}(\theta)$  que foram obtidas através da recuperação das informações da estrutura experimental para os três modelos e duas variáveis estão apresentadas nas Tabelas 7 e 8.

**TABELA 7.:** Matrizes de Variância e Covariância  $\hat{V}(\theta)$ , para os três modelos, na variável teor de Zn na tibia em ppm.

Modelo	Teor de Zn na tibia		
MPQ	$\hat{V}(\theta)_1 =$	$\begin{bmatrix} 17,365614 & -0,833205 & 0,008366 \\ -0,833205 & 0,067527 & -0,000804 \\ 0,008366 & -0,000804 & 1,01 \times 10^{-5} \end{bmatrix}$	
MNLE1	$\hat{V}(\theta)_2 =$	$\begin{bmatrix} 4,771053 & 7,731022 & -0,000012 \\ 7,731022 & 48,025369 & -0,000097 \\ -0,000012 & -0,000097 & 2,1 \times 10^{-10} \end{bmatrix}$	
MNLE2	$\hat{V}(\theta)_3 =$	$\begin{bmatrix} 16,746277 & -0,003901 & -0,000041 \\ -0,003901 & 1,39 \times 10^{-6} & -1,7 \times 10^{-8} \\ -0,000041 & -1,7 \times 10^{-8} & 2,1 \times 10^{-10} \end{bmatrix}$	

**TABELA 8.:** Matrizes de Variância e Covariância  $\hat{V}(\theta)$ , para os três modelos, na variável teor de Zn no dedo médio da fêmea em ppm.

Modelo	Teor de Zn no dedo médio		
MPQ	$\hat{V}(\theta)_4 =$	$\begin{bmatrix} 621,768559 & -23,019386 & 0,177620 \\ -23,019386 & 1,352057 & -0,012255 \\ 0,177620 & -0,012255 & 0,000118 \end{bmatrix}$	
MNLE1	$\hat{V}(\theta)_5 =$	$\begin{bmatrix} 275,514956 & 236,648346 & -0,000148 \\ 236,648346 & 527,068974 & -0,000430 \\ -0,000148 & -0,000430 & 3,85 \times 10^{-10} \end{bmatrix}$	
MNLE2	$\hat{V}(\theta)_6 =$	$\begin{bmatrix} 587,992429 & -0,042213 & -0,000333 \\ -0,042213 & 4,41 \times 10^{-6} & 4,01 \times 10^{-8} \\ -0,000333 & 4,01 \times 10^{-8} & 3,85 \times 10^{-10} \end{bmatrix}$	

Por meio das matrizes de variância e covariância, obteve-se um intervalo de confiança para os parâmetros  $a$ ,  $b$ ,  $c$ , para os três modelos e duas variáveis. Estes intervalos de confiança, juntamente com os intervalos de confiança obtidos do ajuste dos modelos pelo sistema SAS<sup>®</sup>, estão apresentados nas Tabelas 9, 10, 11, 12, 13 e 14.

**TABELA 9.:** Estimativa dos parâmetros e IC obtido através do ajuste dos modelos pelo programa SAS<sup>®</sup> (1995) e IC obtido através da matriz  $\hat{V}(\theta)_1$  para os parâmetros  $a$ ,  $b$ ,  $c$ , do modelo MPQ e variável Zn na tibia em ppm.

Parâmetros	Estimativas	Erro-padrão	Limite Inferior	Limite Superior
Ajuste do Programa SAS <sup>®</sup>				
$a$	208,441272	3,032042	205,409230	211,473314
$b$	2,022189	0,189073	1,833116	2,211262
$c$	-0,014077	0,002312	-0,016389	-0,011765
Matriz de Variância e Covariância $\hat{V}(\theta)_1$				
$a$	208,441272	8,206991	200,234281	216,648263
$b$	2,022189	0,511774	1,510414	2,533963
$c$	-0,014077	0,006258	-0,020335	-0,007819

**TABELA 10.:** Estimativa dos parâmetros e IC obtido através do ajuste dos modelos pelo programa SAS<sup>®</sup> (1995) e IC obtido através da matriz  $\hat{V}(\theta)_2$  para os parâmetros  $a$ ,  $b$ ,  $c$ , do modelo MNLE1 e variável Zn na tibia.

Parâmetros	Estimativas	Erro-padrão	Limite Inferior	Limite Superior
Ajuste do Programa SAS <sup>®</sup>				
$a$	280,915098	1,543846	279,371252	282,458944
$b$	68,100550	4,898150	63,202400	72,998700
$c$	0,000064	0,000010	0,000053	0,000074
Matriz de Variância e Covariância $\hat{V}(\theta)_2$				
$a$	280,915098	4,301758	276,613340	285,216856
$b$	68,100550	13,648164	54,452386	81,748714
$c$	0,000064	0,000029	0,000035	0,000093

**TABELA 11.:** Estimativa dos parâmetros e IC obtido através do ajuste dos modelos pelo programa SAS® (1995) e IC obtido através da matriz  $\hat{V}(\theta)_3$ , para os parâmetros  $a, b, c$ , do modelo MNLE2 e variável Zn na tibia.

Parâmetros	Estimativas	Erro-padrão	Limite Inferior	Limite Superior
Ajuste do Programa SAS®				
$a$	209,039016	2,892124	206,146892	211,931141
$b$	0,008679	0,000834	0,007845	0,009513
$c$	0,000064	0,000010	0,000053	0,000074
Matriz de Variância e Covariância $\hat{V}(\theta)_3$				
$a$	209,039016	8,058591	200,980426	217,097607
$b$	0,008679	0,002323	0,006356	0,011003
$c$	0,000064	0,000029	0,000035	0,000093

**TABELA 12.:** Estimativa dos parâmetros e IC obtido através do ajuste dos modelos pelo programa SAS® (1995) e IC obtido através da matriz  $\hat{V}(\theta)_4$ , para os parâmetros  $a, b, c$ , do modelo MPQ e variável Zn no dedo médio da fêmea.

Parâmetros	Estimativas	Erro-padrão	Limite Inferior	Limite Superior
Ajuste do Programa SAS®				
$a$	513,476720	6,332136	507,144584	519,808856
$b$	3,792536	0,295280	3,497257	4,087816
$c$	-0,019598	0,002761	-0,022359	-0,016837
Matriz de Variância e Covariância $\hat{V}(\theta)_4$				
$a$	513,476720	49,108113	464,368607	562,584833
$b$	3,792536	2,290005	1,502532	6,082541
$c$	-0,019598	0,021411	-0,041009	-0,001813

**TABELA 13.:** Estimativa dos parâmetros e IC obtido através do ajuste dos modelos pelo programa SAS® (1995) e IC obtido através da matriz  $\hat{V}(\theta)_5$ , para os parâmetros  $a, b, c$ , do modelo MNLE1 e variável Zn no dedo médio da fêmea.

Parâmetros	Estimativas	Erro-padrão	Limite Inferior	Limite Superior
Ajuste do Programa SAS®				
$a$	696,375973	4,077523	692,298450	700,453496
$b$	91,814136	5,639720	86,174416	97,453856
$c$	0,000036	0,000005	0,000031	0,000040
Matriz de Variância e Covariância $\hat{V}(\theta)_5$				
$a$	696,375973	32,689739	663,686234	729,065712
$b$	91,814136	45,213965	46,600171	137,028101
$c$	0,000036	0,000039	-0,000003	0,000074

**TABELA 14.:** Estimativa dos parâmetros e IC obtido através do ajuste dos modelos pelo programa SAS® (1995) e IC obtido através da matriz  $\hat{V}(\theta)_6$  para os parâmetros  $a, b, c$ , do modelo MNLE2 e variável Zn no dedo médio da fêmea.

Parâmetros	Estimativas	Erro-padrão	Limite Inferior	Limite Superior
<b>Ajuste do Programa SAS®</b>				
$a$	515,572874	5,956754	509,616120	521,529628
$b$	0,006548	0,000516	0,006032	0,007064
$c$	0,000036	0,000005	0,000031	0,000040
<b>Matriz de Variância e Covariância <math>\hat{V}(\theta)_6</math></b>				
$a$	515,572874	47,755647	467,817227	563,328521
$b$	0,006548	0,004137	0,002412	0,010685
$c$	0,000036	0,000039	-0,000003	0,000074

Nota-se que o intervalo de confiança extraído do ajuste pelo programa SAS® foi mais estreito que o obtido através da matriz de variância e covariância para todos os casos estudados. Isto se deveu ao fato de que o primeiro intervalo de confiança não considerou, em sua montagem, a estrutura experimental, fazendo uso somente das médias, que foram, neste caso, os dados iniciais para o sistema SAS®. Desta forma, o intervalo de confiança obtido por meio da matriz de variância e covariância é considerado mais preciso por utilizar a estrutura experimental.

#### 4.5.2- IC para o ponto $x_0$ e para o platô

##### Método algébrico

Para cada modelo, procurou-se obter a variância do ponto  $x_0$  e do platô. Como estes estimadores envolvem o quociente entre duas variáveis aleatórias, foi obtida a variância aproximada através do desenvolvimento em série de Taylor, conforme Mood et al. (1974).



a) MPQ:

A estimativa para o ponto  $x_0$  apresentada anteriormente é:

$$x_0 = -\frac{\hat{b}}{2\hat{c}}.$$

Substituindo-se  $x$  por  $x_0$  na equação do modelo para a obtenção do platô, obtém-se

$$p = \hat{a} + \hat{b}x_0 + \hat{c}x_0^2 = \hat{a} + \hat{b}\left(-\frac{\hat{b}}{2\hat{c}}\right) + \hat{c}\left(-\frac{\hat{b}}{2\hat{c}}\right)^2,$$

e simplificando esta equação

$$p = \hat{a} - \frac{\hat{b}^2}{2\hat{c}} + \frac{\hat{b}^2}{4\hat{c}} = \hat{a} + \frac{\hat{b}^2 - 2\hat{b}^2}{4\hat{c}} \Rightarrow ,$$

obtém-se a estimativa do platô, que é:

$$p = \hat{a} - \frac{\hat{b}^2}{4\hat{c}}.$$

A variância do ponto  $x_0$  é:

$$Var(x_0) = Var\left(-\frac{\hat{b}}{2\hat{c}}\right) = \frac{1}{4} Var\left(\frac{\hat{b}}{\hat{c}}\right).$$

Por se tratar de um quociente entre duas variáveis aleatórias, a variância pode ser obtida por aproximação por meio de série de *Taylor*, segundo Mood et al. (1974). Assim, a estimativa da variância de  $x_0$  é dada por:

$$\widehat{Var}(x_0) \approx \frac{\hat{b}^2}{4\hat{c}^2} \left\{ \frac{\widehat{Var}(\hat{b})}{\hat{b}^2} + \frac{\widehat{Var}(\hat{c})}{\hat{c}^2} - 2 \frac{Cov(\hat{b}, \hat{c})}{\hat{b} \times \hat{c}} \right\}.$$

Devido à complexidade do método e da expressão do platô, não foi possível obter algebricamente uma expressão que aproximasse a variância da estimativa do platô para este modelo.

b) MNLE1:

A estimativa para o ponto  $x_0$  apresentada anteriormente é:

$$x_0 = \hat{b}.$$

Ao substituir  $x$  por  $x_0$  na equação do modelo para a obtenção do platô, tem-se que:

$$p = \hat{a}.$$

A variância do ponto  $x_0$  é obtida de forma trivial:

$$Var(x_0) = Var(\hat{b}).$$

E a variância do platô, também obtida de forma trivial, é:

$$Var(p) = Var(\hat{a}).$$

Este modelo se mostrou muito fácil de ser trabalhado, uma vez que os parâmetros  $x_0$  e o platô são de fácil visualização e suas variâncias são obtidas de forma trivial.

c) MNLE2:

A estimativa para o ponto  $x_0$  apresentada anteriormente é:

$$x_0 = \frac{\hat{b}}{2\hat{c}}.$$

Substituindo-se  $x$  por  $x_0$  na equação do modelo, encontra-se a estimativa do platô, que é:

$$p = \hat{a} \exp\left(\frac{\hat{b}^2}{4\hat{c}}\right).$$

A variância do ponto  $x_0$  é:

$$Var(x_0) = Var\left(\frac{\hat{b}}{2\hat{c}}\right) = \frac{1}{4}Var\left(\frac{\hat{b}}{\hat{c}}\right).$$

Por se tratar de um quociente entre duas variáveis aleatórias, a variância pode ser obtida pela aproximação por meio de série de *Taylor*, segundo Mood et al. (1974). Assim, a estimativa da variância de  $x_0$  é dada por:

$$\widehat{var}(x_0) \approx \frac{\hat{b}^2}{4\hat{c}^2} \left\{ \frac{\widehat{var}(\hat{b})}{\hat{b}^2} + \frac{\widehat{var}(\hat{c})}{\hat{c}^2} - 2 \frac{Cov(\hat{b}, \hat{c})}{\hat{b} \times \hat{c}} \right\}.$$

Devido à complexidade do método e do platô, não foi possível obter uma expressão que aproximasse a variância da estimativa do platô para este modelo, através do desenvolvimento por série de *Taylor*. A obtenção dos intervalos de confiança para o ponto  $x_0$  e para o platô exige a variância dos parâmetros  $a$ ,  $b$ ,  $c$  e a covariância entre estes pontos em sua expressão. Estes valores foram obtidos por meio das matrizes de variância e covariância que estão apresentados nas Tabelas 7 e 8.

Uma vez obtidas as variâncias do ponto  $x_0$  e do platô, foi estimado o intervalo de confiança para estes parâmetros segundo o método algébrico e segundo o método *jackknife*, para os três modelos e duas variáveis. Estes intervalos de confiança estão apresentados a seguir, nas Tabelas 15, 16, 17, 18, 19 e 20, juntamente com as estimativas para estes parâmetros.

**TABELA 15.:** Estimativa dos pontos  $x_0$  e  $p$ , obtidos através do ajuste dos modelos pelo programa SAS®, e pelo método *jackknife* e IC obtido através do método algébrico e através do método *jackknife*, para o modelo MPQ, variável Zn na tibia em ppm.

Parâmetros	Estimativas	Erro-padrão	Limite Inferior	Limite Superior
<b>Método Algébrico</b>				
$x_0$	71,826063	14,487539	57,338524	86,313602
$P$	281,064207	_____	_____	_____
<b>Método <i>Jackknife</i></b>				
$x_0$	73,064256	6,487115	66,577141	79,551371
$P$	281,110805	1,838571	279,272234	282,949376

**TABELA 16.:** Estimativa dos pontos  $x_0$  e  $p$ , obtidos através do ajuste dos modelos pelo programa SAS<sup>®</sup>, e do método *jackknife* e IC obtido através do método algébrico e através do método *jackknife*, para o modelo MNLE1, variável Zn na tibia em ppm.

Parâmetros	Estimativas	Erro-padrão	Limite Inferior	Limite Superior
Método Algébrico				
$x_0$	68,100550	13,648161	54,452389	81,748711
$p$	280,915098	4,301757	276,613341	285,216855
Método <i>Jackknife</i>				
$x_0$	68,005374	6,368839	61,636535	74,374213
$p$	280,874762	1,768908	279,105854	282,643671

**TABELA 17.:** Estimativa dos pontos  $x_0$  e  $p$ , obtidos através do ajuste dos modelos pelo programa SAS<sup>®</sup>, e do método *jackknife* e IC obtido através do método algébrico e através do método *jackknife*, para o modelo MNLE2, variável Zn na tibia em ppm.

Parâmetros	Estimativas	Erro-padrão	Limite Inferior	Limite Superior
Método Algébrico				
$x_0$	68,100550	48,319729	19,780821	116,420279
$p$	280,915098	-----	-----	-----
Método <i>Jackknife</i>				
$x_0$	68,005376	6,368833	61,636543	74,374208
$p$	280,874762	1,768907	279,105855	282,643669

**TABELA 18.:** Estimativa dos pontos  $x_0$  e  $p$ , obtidos através do ajuste dos modelos pelo programa SAS<sup>®</sup>, e do método *jackknife* e IC obtido através do método algébrico e através do método *jackknife*, para o modelo MPQ, variável Zn no dedo médio da fêmea em ppm.

Parâmetros	Estimativas	Erro-padrão	Limite Inferior	Limite Superior
Método Algébrico				
$x_0$	96,757117	50,941741	45,815376	147,698858
$p$	696,954171	-----	-----	-----
Método <i>Jackknife</i>				
$x_0$	97,515859	7,279561	90,236297	104,795420
$p$	696,852608	5,592890	691,259718	702,445499

**TABELA 19.:** Estimativa dos pontos  $x_0$  e  $p$ , obtidos através do ajuste dos modelos pelo programa SAS<sup>®</sup>, e do método *jackknife* e IC obtido através do método algébrico e através do método *jackknife*, para o modelo MNLE1, variável Zn no dedo médio da fêmea em ppm.

Parâmetros	Estimativas	Erro-padrão	Limite Inferior	Limite Superior
Método Algébrico				
$x_0$	91,814136	45,213956	46,600148	137,028060
$p$	696,375973	32,689733	663,686240	729,065706
Método <i>Jackknife</i>				
$x_0$	91,649970	5,493906	86,156064	97,143876
$p$	696,345908	5,138862	691,207046	701,484769

**TABELA 20.:** Estimativa dos pontos  $x_0$  e  $p$ , obtidos através do ajuste dos modelos pelo programa SAS<sup>®</sup>, e do método *jackknife* e IC obtido através do método algébrico e através do método *jackknife*, para o modelo MNLE2, variável Zn no dedo médio da fêmea em ppm.

Parâmetros	Estimativas	Erro-padrão	Limite Inferior	Limite Superior
Método Algébrico				
$x_0$	91,814104	43,762239	48,051865	135,576343
$p$	696,375959	-----	-----	-----
Método <i>Jackknife</i>				
$x_0$	91,649763	5,494060	86,155703	97,143823
$p$	696,345826	5,138859	691,206967	701,484685

As estimativas do ponto  $x_0$  e do platô apresentadas com o método algébrico foram obtidas diretamente por meio do ajustamento dos modelos pelo sistema SAS<sup>®</sup>. As estimativas do ponto  $x_0$  e do platô apresentadas com o método *jackknife* são as médias destas estimativas, estimadas pelo processo de reamostragem numérica. Com exceção do MPQ, a estimativa da dose inicial do platô e da respectiva resposta foram semelhantes nos dois métodos. Observou-se, ainda, que o método algébrico apresentou erros-padrão maiores que o método *jackknife*, afetando as estimativas dos IC.

Percebe-se, pela Tabela 15, que o IC obtido pelo método *jackknife* teve menor erro-padrão que o IC obtido por meio do método algébrico, para a dose máxima de Zn. Para a resposta máxima da deposição de Zn na tibia, não foi

possível a obtenção do IC pelo método algébrico e o método *jackknife* mostrou uma pequena variação.

Observa-se, pela Tabela 16, que ambos os métodos estimaram os IC e que estes foram bem próximos. O método algébrico apresentou maior variância que o método *jackknife*. Este modelo é muito fácil de ser trabalhado pelo método algébrico, uma vez que a dose máxima foi estimada como sendo o próprio parâmetro  $b$  do MNLE1 e a resposta máxima foi estimada como sendo o próprio parâmetro  $a$  do MNLE1.

Por meio da Tabela 17, nota-se que a variância do IC para a dose máxima de Zn foi muito alta pelo método algébrico, em comparação com o IC obtido por meio do método *jackknife*, e que pelo desenvolvimento algébrico por série de *Taylor* não se conseguiu obter uma fórmula para calcular o IC para o platô.

Pela Tabela 18, observa-se que o IC obtido pelo método algébrico para a dose máxima de Zn apresentou um erro-padrão elevado, tendo o limite superior deste IC sido estimado como um valor muito acima da maior dose testada, o que é totalmente incorreto. Já o método *jackknife* obteve um IC com menor erro-padrão.

Percebe-se, pela Tabela 19, que para o MNLE1 conseguiu-se obter todos os IC, mas os IC obtidos por meio do método algébrico tiveram erro-padrão maior que os IC obtido pelo método *jackknife* e que o limite superior do IC para o  $x_0$  obtido pelo método algébrico está acima da maior dose de Zn testada.

Para o MNLE2, variável teor de Zn no dedo médio da fêmea em ppm (Tabela 20), o limite superior do IC obtido por meio do método algébrico apresentou um valor muito superior à dose máxima estudada, para o  $x_0$ .

Além de não ter sido possível obter o intervalo de confiança por meio do método algébrico para todos os casos, quando foi possível sua obtenção, este apresentou erros-padrão muito altos. Por exemplo, houve casos em que o IC para

o ponto  $x_0$  da variável teor de Zn (em ppm) no dedo médio da fêmea, ajustada por todos os modelos, em que o limite superior foi estimado muito além das doses estudadas, mostrou-se não eficiente.

Os intervalos de confiança obtidos por meio do método *jackknife* mostraram-se mais coerentes com os dados, tendo uma amplitude menor que o intervalo de confiança obtido por meio do método algébrico. Todas as estimativas dos pontos  $x_0$  e do platô obtidas por meio do ajuste dos modelos pelo programa SAS® pertencem aos intervalos de confiança *jackknife*.

#### 4.5.3- Teste de aderência

Nas Tabelas 21 e 22 estão apresentados os testes de aderência dos modelos para as duas variáveis estudadas.

**TABELA 21.:** Resumo do teste de aderência para os três modelos analisados, variável teor de Zn na tibia em ppm.

Fonte de Variação	GL	Quadrado Médio		
		MPQ	MNLE1	MNLE2
Mod.Reg.Não Corri.	3	6741401,4536	6741408,1630	6741408,1630
Desvio de regressão	6	59,5414 <sup>ns</sup>	56,1867 <sup>ns</sup>	56,1867 <sup>ns</sup>
Resíduo	252	673,4048	673,4048	673,4048

<sup>ns</sup> não significativo pelo teste F.

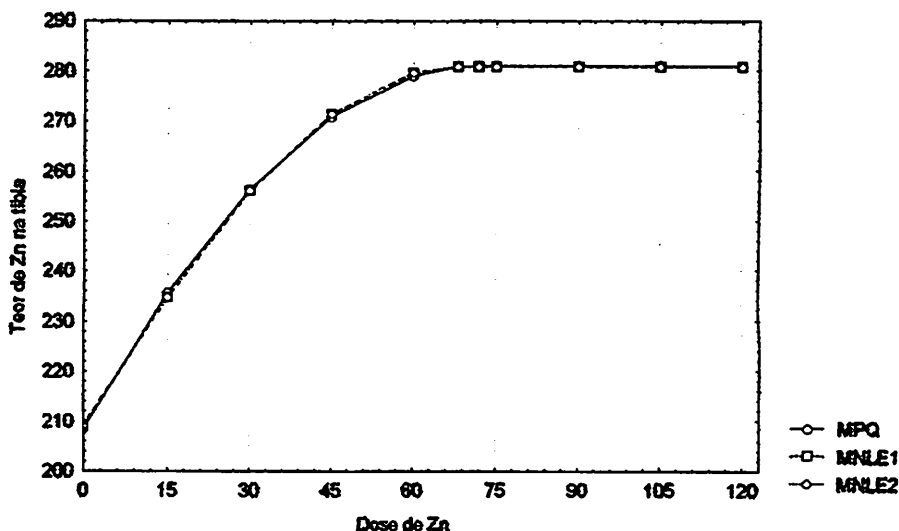
**TABELA 22.:** Resumo do teste de aderência para os três modelos analisados, variável teor de Zn no dedo médio da fêmea em ppm.

Fonte de Variação	GL	Quadrado Médio		
		MPQ	MNLE1	MNLE2
Mod.Reg.Não Corri.	3	19996481,8155	19996500,6880	19996500,6880
Desvio de regressão	6	146,9552 <sup>ns</sup>	137,5189 <sup>ns</sup>	137,5189 <sup>ns</sup>
Resíduo	252	13644,2763	13644,2763	13644,2763

<sup>ns</sup> não significativo pelo teste F.

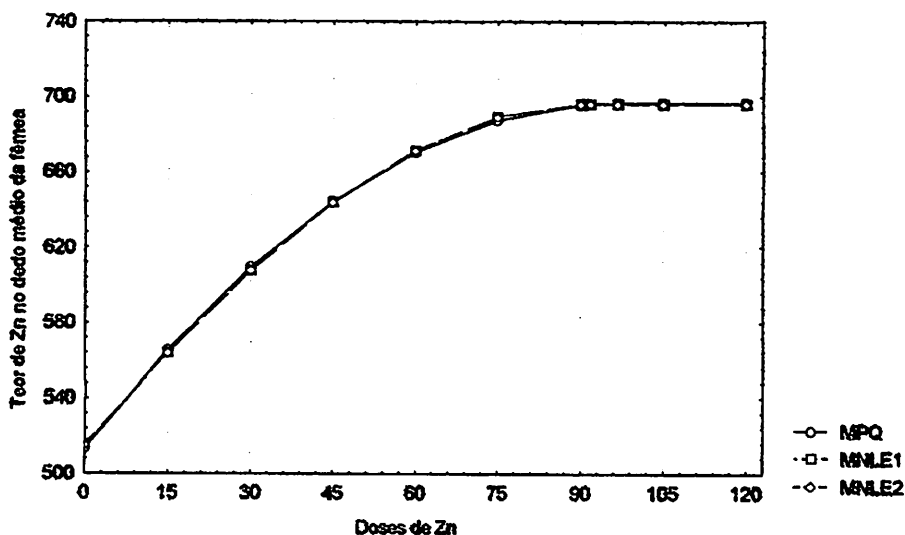
Quando se aplica o teste de aderência é desejável que o teste F para o desvio de regressão seja não significativo. Sendo o desvio de regressão não significativo, isto mostra que o modelo testado ajustou-se bem aos dados. Pode-se notar que o teste F para os desvios de regressão foram não significativos para todos os modelos. O resultado do teste de aderência dos modelos está de acordo com os  $R^2$  encontrados, os quais foram altos, indicando que os modelos se ajustaram bem aos dados.

Nas Figuras 3 e 4 estão apresentados os gráficos dos modelos para o teor de Zn na tibia em ppm e para o teor de Zn no dedo médio da fêmea em ppm, respectivamente.



**FIGURA 3** – Gráfico dos modelos para o teor de Zn na tibia em ppm.





**FIGURA 4 – Gráfico dos modelos para o teor de Zn no dedo médio em ppm.**

Nota-se que todos os modelos apresentaram curvas muito semelhantes, sendo que os modelos não-lineares tiveram uma sobreposição de curvas. O modelo polinomial quadrático apresentou uma curva muito semelhante aos demais para ambas as variáveis. Os valores de  $R^2$  foram praticamente idênticos em todos os modelos.

De acordo com os testes executados, pode-se observar que os modelos não-lineares tiveram os mesmos valores para o ponto  $x_0$  e para o platô, o mesmo  $R^2$  e descreveram a mesma curva, indicando que realmente são iguais e, ao se desenvolver a equação de um destes modelos não-lineares, pode-se chegar à equação do outro. Desta forma, o MNLE1 se mostra mais fácil de ser trabalhado que o MNLE2, sendo preferível sua utilização. O MNLE1 ainda tem uma grande vantagem sobre o MNLE2, que é o fato de o ponto  $x_0$  e o platô serem os próprios parâmetros  $b$  e  $a$ , respectivamente, presentes na equação do modelo.

Em comparação com os modelos não-lineares, o modelo polinomial quadrático se mostrou inferior. O MPQ estimou o valor do ponto  $x_0$  maior que os modelos não-lineares, estando de acordo com vários autores.

Os intervalos de confiança para o ponto  $x_0$  e para o platô, estimados por meio do método *jackknife*, se mostraram melhores que os intervalos de confiança obtidos por meio do método algébrico, uma vez que este último estimou intervalos muito amplos, tendo limites superiores maiores que a dose máxima estudada.

## 5- CONCLUSÕES

O modelo não-linear exponencial 1 é equivalente ao modelo não-linear exponencial 2.

O modelo não-linear exponencial 1 se mostrou, dentre os modelos estudados, o melhor e de mais fácil operação, pois a dose máxima e a resposta máxima são os parâmetros  $b$  e  $a$ , respectivamente, do próprio modelo.

Os intervalos de confiança para a dose máxima e para a resposta máxima, obtidos por meio do método *jackknife*, mostraram-se mais precisos.

A técnica platô de resposta se adequou bem aos modelos que possuem máximo ou mínimo, mostrando-se uma boa opção para os pesquisadores das áreas animal e vegetal.

Os valores da dose máxima do nutriente e da resposta máxima do animal são relativamente fáceis de serem obtidos por meio da técnica platô de resposta, ajudando, assim, na interpretação dos resultados.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ASSOCIATION OF OFFICIAL AGRICULTURAL CHEMISTS – AOAC. **Methods of Analysis**. 14. ed. Washington. 1984. 1094p.

BAKER, D.H. Problems and pitfalls in animal experiments designed to establish dietary requirements for essential nutrients. **Journal of Nutrition**, Cambridge, v.116, p.2339-2349, 1986.

BARBOZA, W.A. **Eficiências nutricionais de lisina para duas marcas comerciais de frangos de corte**, Viçosa: UFV, 1998. 116p. Tese (Doutorado em Zootecnia). Curso de Pós-graduação em Zootecnia, Universidade Federal de Viçosa.

BARTHOLOMEW, W.V. **Soil nitrogen – Supply processes and crop requirements.**, Raleigh,: North Carolina State University, 1972. Tech. Bull. ISFEI series, 6.

BERTECHINI, A.G. **Nutrição de monogástricos**. Lavras: UFLA / FAEPE, 1997. 273p.

BIKKER, P.; BOSCH, M. Nutrient requirements of pigs with high genetic potential for lean gain. In **INTERNATIONAL SYMPOSIUM ON NUTRITIONAL REQUIREMENTS OF POULTRY AND SWINE, SIMPÓSIO INTERNACIONAL SOBRE EXIGÊNCIAS NUTRICIONAIS DE AVES E SUÍNOS**, 1996, Viçosa, MG. **Anais...** UFV: Viçosa, 1996. p.223-239.

BOYD, D.A. Some recent ideas on fertilizer response curves. **Paper presented at Congress of Antibes on Role of Fertilization in the Intensification of Agricultural Production**. Berne: International Potash Institute, Switzerland, 1970.

BRAGA, J. M. **Avaliação da fertilidade do solo: Ensaios de campo**. Viçosa: UFV, Imprensa Universitária. 1983. 101p.

BRUGALLI, I.; DA SILVA, D. J.; ALBINO, L. F. T.; GOMES, P. C.; ROSTAGNO, H. S.; SILVA, M. D. E. Exigência de fósforo disponível e efeito da granulometria na biodisponibilidade de fósforo da farinha de carne e ossos para pintos de corte. **Revista Brasileira de Zootecnia**, Viçosa, v.28, n.6, p.1288-1296, 1999.

**BULLOCK, D. G.; BULLOCK, D. S. Quadratic and quadratic-plus-plateau models for predicting optimal nitrogen rate of corn: a comparison. *Agronomy Journal*, Madison, v.86, p.191-195, 1994.**

**BUTOLO, E.A.F.; NOBRE, P.T.C.; LIMA, I.A.V.; BUTOLO, J.E.; BOTELHO, F.G.A. Estudo do desempenho de frangos de corte alimentados com diferentes níveis de cloreto de sódio. Disponível em: <<http://www.supremais.com.br/196.htm>.> Acesso em 23: jul. 2001.**

**CARRIJO, O. A.; HOCHMUTH, G. Pesquisa em andamento nº 19- Estimativa do rendimento do tomateiro usando modelos estatísticos com teores iniciais de fósforo no solo e níveis de adubação fosfatada. CNPH / EMBRAPA. Disponível em: <http://www.cnph.embrapa.br/pa/pa19.html>. Acesso em: 10 set.2000.**

**CASTRO, A.J.; GOMES, P.C.; PUPA, J.M.R.; ROSTAGNO, H.S.; ALBINO, L.F.T.; NASCIMENTO, A.H. Exigência de triptofano para frangos de corte de 1 a 21 dias de idade. *Revista Brasileira de Zootecnia*, Viçosa, v.29, n.6, p.1743-1749, 2000.**

**CELLA, P.S.; DONZELE, J.L.; OLIVEIRA, R.F.M.; ALBINO, L.F.T.; FERREIRA, A.S.; GOMES, P.C.; VALERIO, S.R.; APOLONIO, L.R. Níveis de lisina mantendo a relação aminoacídica para frangos de corte no período de 1 a 21 dias de idade, em diferentes ambientes térmicos. *Revista Brasileira de Zootecnia*, Viçosa, v.30, n.2, p.433-439, 2001.**

**CERRATO, M. E.; BLACKMER, A. M. Comparison of models for describing corn yields response to nitrogen fertilizer. *Agronomy Journal*, Madison, v.82, p.138-143, 1990.**

**COELHO, L.S.S. Exigências de proteína e lisina para suínos de 15 a 30kg de peso vivo, 1984. 139p. Tese (Doutorado em Zootecnia). Universidade Federal de Viçosa, Viçosa,**

**COELHO, L.S.S.; COSTA, P.M.A.; SILVA, M.A.; PEREIRA, J.A.A.; ROSTAGNO, H.S.; BARBOSA, H.P. Modelos para estimar exigências nutricionais em suínos. *Revista da Sociedade Brasileira de Zootecnia*, Viçosa, v.16, n.1, p.102-110, 1987.**

**COSTA, F.G.P. Níveis dietéticos de lisina e proteína bruta para frangos de corte., 2000. 156p. Tese (Doutorado em Zootecnia). Universidade Federal de Viçosa, Viçosa.**

COUSINS, R.J. Regulatory aspects of zinc metabolism in liver and intestine. **Nutrition Reviews**, Washington, v.37, p.97-103, 1979.

DONZELE, J. L.; BARBOSA, M. T.; FONSECA, R. T.; GARCIA, S. K. Níveis de proteína bruta para leitões na fase de terminação, **Revista da Sociedade Brasileira de Zootecnia**, Viçosa, v.22, n.3, p.432-438, 1993.

DRAPER, N.R.; SMITH, H. **Applied regression analysis**, 3.ed. New York, John Wiley & Sons, 1998, 713.

EUCLYDES, R.F.; ROSTAGNO, H.S. **Estimativa dos níveis nutricionais via experimentos de desempenho**. e-mail: [rostagno@ufv.br](mailto:rostagno@ufv.br). **Palestra proferida Workshop Latino Americano Anjinomoto Biolatina**, em Foz do Iguaçu, 18-20 de junho de 2001.

FAGERIA, N. K.; SANTOS, A. B.; BALIGAR, V. C. Phosphorus soil test calibration for lowland rice on an inceptsol. **Agronomy Journal**, Madison, v.89, p.737-742, 1997.

FERREIRA, D. F. Análises estatísticas por meio do SISVAR para Windows versão 4.0. In: REUNIÃO ANUAL DA REGIÃO BRASILEIRA DA SOCIEDADE INTERNACIONAL DE BIOMETRIA (RBRAS), 45, 2000. São Carlos, SP. **Anais...** São Carlos: Departamento de Estatística, UFSCar, 2000. p.255-258.

FIALHO, F.B. **Disponibilidade do manganês do farelo de arroz para frangos de corte**. UFRGS, 1991. 155p. Dissertação (Mestrado em Produção Animal). - Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre.

FIGUEIREDO, D.F.; TORAL, F.L.B.; GARCIA, J.; MURAKAMI, A.E.; FURLAN, A.C. Níveis nutricionais de sódio para poedeiras pós-muda forçada. In: REUNIÃO ANUAL DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, 38, 2001, Piracicaba, **Anais...** Piracicaba: FEALQ, 2001. p.841-843.

FULLER, M. F.; GARTHWAITE, P. The form of response of body protein accretion to dietary amino acid supply. **Journal of Nutrition**, Baltimore, v.123, p.957-963, 1993.

GALLANT, A. R. **Nonlinear statistical models**. New York: John Wiley & Sons, 1987. 610p.

GOMES, P. C.; GOMES, M. F. M.; ALBINO, L. F. T.; FIALHO, F. B.; LIMA, G. J. M. M. DE; FIGUEIREDO, E. A. P. Exigência de fósforo disponível para frangos de corte nas fases de crescimento e terminação, **Revista da Sociedade Brasileira de Zootecnia**, Viçosa, v.23, n.4, p.615-622, 1994.

HAMBIDGE, K.M.; CASEY, C.E.; KREBS, N.F. Zinc. In: MERTZ, W. **Trace elements in human and animal nutrition**. 5<sup>th</sup> ed. Sand Diego, Academic Press. 1987. v.2, p.1-137,

HOOGE, D. Chick toe ash method offer alternative means for determining mineral bioavailability. **Feedstuffs**, Minneapolis, v.28, p.22, Nov. 1988.

KYRIAZAKIS, I.; EMMANS, G. C. The effects of varying protein and energy intakes on the growth and body composition of pigs. **British Journal of Nutrition**, Cambridge, v.68, p.615-625, 1992.

LEDOUX, D.R.; HENRY, P.R.; AMMERMAN, C.B.; RAO, P.V.; MILES, R.D. Estimation of the relative bioavailability of inorganic copper sources for chicks using tissue uptake of copper. **Journal of Animal Science**, Champaign, v.69, p.215-222, 1991.

MANLY, B. F. J. **Randomization, Bootstrap and Monte Carlo methods in Biology**. 2<sup>nd</sup> ed. London: Chapman and Hall, 1998. 424p.

MAZZINI, A.R.A. **Análise da curva de crescimento de machos Hereford considerando heterogeneidade de variâncias e autocorrelação dos erros.**, 2001. 94p. Dissertação (Mestrado em Agronomia – Estatística e Experimentação Agropecuária) – Universidade Federal de Lavras, Lavras

McDOWELL, L.R. **Minerals in animal and human nutrition**. San Diego: Academic Press. 1992. 524p.

MOOD, A. M.; GRAYBILL, F. A.; BOES, D. C. **Introduction to the Theory of Statistics**. 3<sup>rd</sup> ed. Tokyo: McGRAW-HILL KOGAKUSHA, 1974. 564p.

MORRIS, T.R. The interpretation of response data from animal feeding trials. In: HARESIGN, W. **Recent Advances in Animal Nutrition**. London: Butterworths, 1983. p.13-23.

O'DELL, B.L.; NEWBERNE, P.M.; SAVAGE, J.E. Significance of dietary zinc for the growing chicken. **Journal of Nutrition**, Bethesda, v.65, p.503-523, 1958.

OLIVEIRA, A.L.S.; DONZELE, J.L.; OLIVEIRA, R.F.M.; FERREIRA, A.S.; COTA, T.S.; GENEROSO, R.R. Níveis de lisina para suínos machos castrados de alto potencial genético para deposição de carne magra dos 95 aos 110kg. In: REUNIÃO ANUAL DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, 38,2001. Piracicaba, Anais... Piracicaba: FEALQ, 2001. p.817-819.

PACK, M. Models used to estimate nutrient requirements with emphasis on economic aspects. In: INTERNATIONAL SYMPOSIUM ON NUTRITIONAL REQUIREMENTS OF POULTRY AND SWINE; SIMPÓSIO INTERNACIONAL SOBRE EXIGÊNCIAS NUTRICIONAIS DE AVES E SUÍNOS, 1996, Viçosa, MG. Anais.... Viçosa – MG: UFV, 1996, p.43-54.

PAULA, G. M. F. DE; DONZELE, J. L.; MELO, H. V. DE; COSTA, P. M. A.; TAFURI, M. L. Caldo de cana-de-açúcar como fonte de energia para marrãs gestantes, *Revista da Sociedade Brasileira de Zootecnia*, Viçosa, v.23, n.4, p.623-631, 1994.

PIMENTEL, J.L.; COOK, M.E.; GREGER, J.L. Immune response of chick fed various levels of zinc. *Poultry Science*, Champaign, v.70, p.947-954, 1991.

PROSPERI, C.P.; OLIVEIRA, A.I.G., GONÇALVES, T.M.; VERNEQUE, T.S.; MARTINEZ, M.L.; SILVA, A.R.P. Efeitos do período de serviço corrente e anterior e do período seco sobre a produção de leite de vacas da raça gir. *Ciência e Agrotecnologia*, Lavras, v.24, n.1, p.242-251, 2000.

QUENOUILLE, M. Notes on bias in estimation. *Biometrika*, Cambridge, v.43, p.253-260, 1956.

RAMOS, R.B.; FUENTES, M.F.F.; ESPÍNDOLA, G.B.; LIMA, F.A.M.; FREITAS, E.R. Efeito de diferentes métodos de muda forçada sobre o desempenho de poedeiras comerciais. *Revista Brasileira de Zootecnia*, Viçosa, v.28, n.6, p.1340-1346, 1999.

REZENDE, D.M.L.C.; MUNIZ, J.A.; FERREIRA, D.F. Proposição de um modelo não linear com response plateau. In: REUNIÃO ANUAL DA REGIÃO BRASILEIRA DA SOCIEDADE INTERNACIONAL DE BIOMETRIA (RBRAS), 45, 2000. São Carlos, SP. Anais... São Carlos: UFSCar, 2000. p.96-99.

ROBBINS, K. R.; NORTON, H. W.; BAKER, D. H. Estimation of nutrient requirements from growth data. *Journal of Nutrition*, Baltimore, v.109, p.1710-1714, 1979.



RODRIGUEIRO, R.J.B.; ALBINO, L.F.T.; ROSTAGNO, H.S.; GOMES, P.C.; POZZA, P.C.; NEME, R. **Exigência de metionina + cistina para frangos de corte na fase de acabamento. Porto Alegre, 23 de jul. de 1999 Disponível em: <http://www.sbz.org.br/eventos/PortoAlegre/homepagesbz/Nut%5CNUT043.htm>. Acesso em: 07 de ago.2001.**

RONDÓN, R.O.O.; MURAKAMI, A.E.; FURLAN, A.C.; GARCIA, J. **Exigências nutricionais do sódio e cloro e estimativa do melhor balanço eletrolítico da ração para frangos de corte na fase pré-inicial (1 a 7 dias de idade). Revista Brasileira de Zootecnia, Viçosa, v.29, n.4, p.1162-1166, 2000.**

RUNHO, R.C.; GOMES, P.C.; ROSTAGNO, H.S.; ALBINO, L.F.T.; LOPES, P.S.; POZZA, P.C. **Exigência de fósforo disponível para frangos de corte machos e fêmeas de 1 a 21 dias de idade. Revista Brasileira de Zootecnia, Viçosa, v.30, n.1, p.187-196, 2001.**

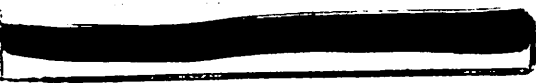
SAS Institute Inc., **SAS / STAT® User's Guide, Version 6, Fourth Edition, Volume 2**, Cary, NC: SAS Institute Inc., 1989, 846 pp.

SAS® Institute. **SAS language and procedures: Usage. Version 6**, Cary NC: SAS® Institute, 1995, 373 p.

SCAPINELLO, C.; FURLAN, A.C.; MOREIRA, I.; MURAKAMI, A.E.; KIRA, K.C.; OLIVEIRA, P.B.; MACHADO, R.M. **Utilização do farelo de canola em substituição ao farelo de soja para coelhos em crescimento. Fortaleza, jul. de 1996. Disponível em: [http://www.sbz.org.br/eventos/Fortaleza/Nut\\_n\\_rumi%5CSbz088.pdf](http://www.sbz.org.br/eventos/Fortaleza/Nut_n_rumi%5CSbz088.pdf). Acesso em: 22 ago. 2001.**

SCHUTTE, J. B.; PACK, M. **Effects of dietary sulphur-containing amino acids on performance and breast meat deposition of broiler chicks during the growing and finishing phases. British Poultry Science, Cambridge. v.36, p.747-762, 1995.**

SEIXAS FILHO, J. T. DE S.; ROSTAGNO, H. S.; EUCLYDES, R. F.; DE QUEIROZ, A. C.; JÚNIOR, P. B. **Efeito das substâncias ligantes na hidrosolubilidade de rações balanceadas para pós - larvas do camarão-de-água-doce *Macrobrachium rosenbergii* (de Man). Revista Brasileira de Zootecnia, Viçosa, v.26, n.4, p.629-637, 1997.**



**TEIXEIRA, A. S. Exigências nutricionais de zinco e sua biodisponibilidade em sulfatos e óxidos de zinco para pintos de corte, 1994. 172 p. Tese (Doutorado em Produção Animal) - Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre.**

**TUKEY, J.W. Bias and confidence in not quite large samples (Abstract), *Annals of Mathematical Statistics*, Ann Arbor, v.29, p.614, 1958.**

**UNDERWOOD, E. Trace elements in human and animal nutrition. 4.ed. New York: Academic Press. 1977. 545p**

**VALEE, B.L.; FALCHUK, K.H. The biochemical basis of zinc physiology. *Physiological Reviews*, Bethesda, v.73, p.79-118, 1993.**

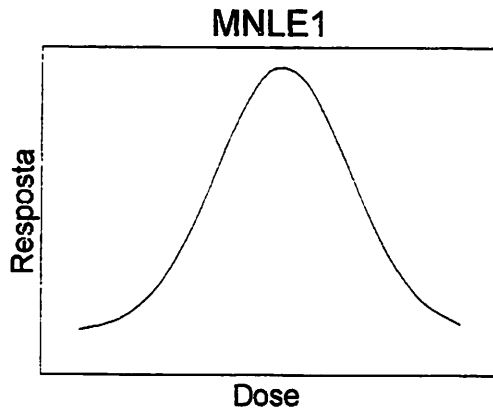
**VALERIO, S.R.; OLIVEIRA, R.F.M.; DONZELE, J.L.; APOLONIO, L.R.; CARMO, H.M. Níveis de lisina digestível para frangos de corte na fase de 1 a 21 dias de idade, mantidos em ambiente de conforto térmico. Porto Alegre, 23 jul. 1999. Disponível em: < <http://www.sbz.org.br/eventos/PortoAlegre/homepagesbz/Nut%5CNUT052.htm>. > Capturado em: 07 ago. 2001.**

**WALKER, J. L.; BEJARANO, W. Uso práctico de los modelos discontinuos para interpretación rápida de la respuesta de cultivos a la aplicación de fertilizantes. Turrialba, Costa Rica: CATIE, 1978. 84p.**

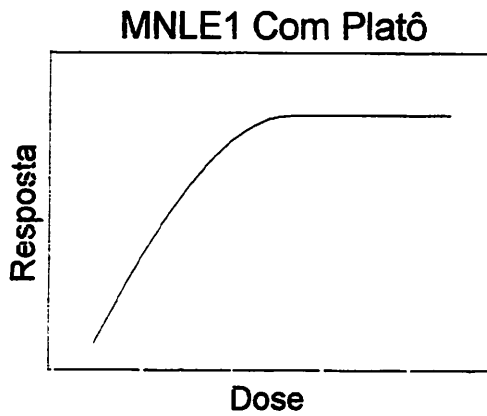
**YOSHIDA, M.; HOSHI, H. Relationship between ash contents of the tibia bone and the toe of chicks. *Japanese Poultry Science*, Tokyo, v.20, p.51-54, 1983.**

## ANEXOS A

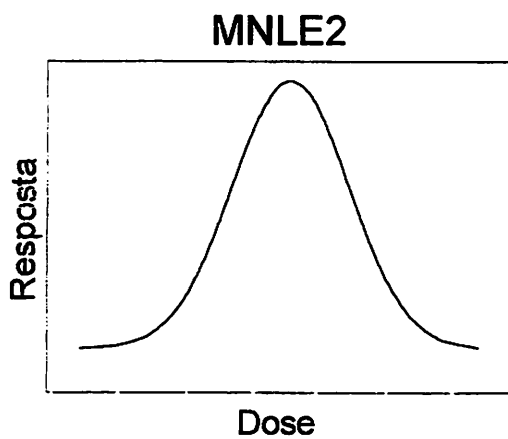
<b>FIGURA 1A</b> - Representação gráfica do modelo Não-Linear Exponencial 1	68
<b>FIGURA 2A</b> - Representação gráfica do modelo Não-Linear Exponencial 1 com Platô.....	68
<b>FIGURA 3A</b> - Representação gráfica do modelo Não-Linear Exponencial 2	69
<b>FIGURA 4A</b> - Representação gráfica do modelo Não-Linear Exponencial 2 com Platô.....	69
<b>TABELA 1A</b> – Teor de Zn no dedo médio do macho em ppm para os dois experimentos, 8 repetições e 9 doses testadas.....	70
<b>TABELA 2A</b> – Teor de Zn no dedo médio da fêmea em ppm para os dois experimentos, 8 repetições e 9 doses testadas.....	71
<b>TABELA 3A</b> – Teor de Zn na tíbia do macho em ppm para os dois experimentos, 8 repetições e 9 doses testadas.....	72
<b>TABELA 4A</b> – Teor de Zn na tíbia da fêmea em ppm para os dois experimentos, 8 repetições e 9 doses testadas.....	73
<b>QUADRO 1A:</b> Rotina SAS® para o MPQ, variável teor de Zn no dedo médio da fêmea.....	74
<b>QUADRO 2A:</b> Rotina SAS® para o MNLE1, variável teor de Zn no dedo médio da fêmea.....	75
<b>QUADRO 3A:</b> Rotina SAS® para o MNLE2, variável teor de Zn no dedo médio da fêmea.....	76



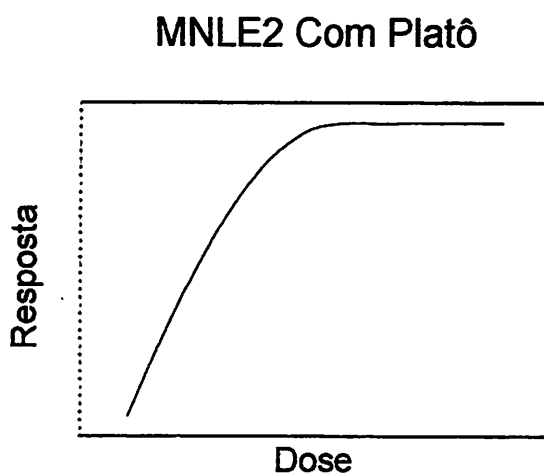
**FIGURA 1A** - Representação gráfica do modelo Não-Linear Exponencial 1.



**FIGURA 2A** - Representação gráfica do modelo Não-Linear Exponencial 1 com Platô.



**FIGURA 3A** - Representação gráfica do modelo Não-Linear Exponencial 2.



**FIGURA 4A** - Representação gráfica do modelo Não-Linear Exponencial 2 com Platô.

**TABELA 1A** – Teor de Zn no dedo médio do macho em ppm para os dois experimentos, 8 repetições e 9 doses testadas.

Exp	Rep	Dose de Zn em ppm								
		0	15	30	45	60	75	90	105	120
1	1	505,8	620,6	735,4	664,9	594,3	588,4	582,5	516,7	451,0
1	2	497,8	556,5	615,2	599,4	583,6	579,4	575,1	602,1	629,2
1	3	511,9	567,2	622,5	597,2	571,8	573,3	574,8	532,9	490,9
1	4	419,7	539,9	660,1	634,5	609,0	572,7	536,4	586,2	636,1
1	5	584,0	628,4	672,8	653,0	633,1	568,0	503,0	542,8	582,7
1	6	490,0	541,0	591,9	581,8	571,6	541,2	510,9	541,5	572,1
1	7	581,0	636,1	691,3	628,7	566,2	531,8	497,5	478,8	460,1
1	8	601,7	564,7	527,7	542,4	557,2	515,6	474,1	515,0	555,9
2	1	667,5	767,0	866,4	1086,4	1306,3	1234,1	1161,8	1061,1	960,3
2	2	766,6	811,8	857,0	984,1	1111,1	1235,4	1359,6	1087,5	815,3
2	3	819,8	912,3	1004,7	955,8	906,8	796,9	687,0	793,7	900,4
2	4	769,8	734,9	699,9	713,0	726,1	778,4	830,6	760,9	691,1
2	5	650,7	741,7	832,6	838,6	844,5	906,6	968,6	857,8	747,0
2	6	955,0	808,7	662,3	728,6	794,8	851,0	907,2	829,3	751,4
2	7	1676,4	1308,1	939,7	880,2	820,7	808,5	796,2	742,5	688,7
2	8	756,5	876,7	996,8	938,7	880,5	803,6	726,6	691,3	656,0

**TABELA 2A** – Teor de Zn no dedo médio da fêmea em ppm para os dois experimentos, 8 repetições e 9 doses testadas.

Exp	Rep	Dose de Zn em ppm								
		0	15	30	45	60	75	90	105	120
1	1	348,5	461,4	574,2	576,3	578,4	532,2	485,9	607,7	729,5
1	2	474,3	484,1	493,9	504,0	514,2	540,4	566,6	615,0	663,4
1	3	422,6	493,8	565,0	563,9	562,7	559,7	556,7	551,3	546,0
1	4	391,6	423,8	455,9	483,5	511,2	597,9	684,7	661,5	638,3
1	5	497,0	536,7	576,4	530,7	485,1	580,6	676,2	640,8	605,4
1	6	526,8	541,2	555,7	703,2	850,7	773,6	696,6	663,6	630,6
1	7	292,2	402,9	513,6	504,0	494,4	555,6	616,7	620,6	624,5
1	8	463,6	462,5	461,5	516,7	572,0	605,8	639,7	702,0	764,4
2	1	566,1	578,8	591,4	706,2	821,0	763,0	705,0	757,1	809,2
2	2	637,2	704,6	772,0	832,5	892,9	635,8	378,7	550,3	721,8
2	3	561,8	631,2	700,6	725,1	749,6	700,2	650,7	664,8	678,8
2	4	670,4	742,5	814,5	809,1	803,6	811,7	819,8	766,8	713,8
2	5	527,8	588,1	648,3	723,9	799,4	922,7	1045,9	908,8	771,6
2	6	599,0	652,3	705,6	721,9	738,1	785,5	832,8	769,5	706,2
2	7	608,1	642,1	676,1	679,8	683,4	784,3	885,2	817,2	749,1
2	8	654,7	664,8	674,9	691,6	708,3	835,9	963,5	853,9	744,3

**TABELA 3A** – Teor de Zn na tibia do macho em ppm para os dois experimentos, 8 repetições e 9 doses testadas.

Exp	Rep	Dose de Zn em ppm								
		0	15	30	45	60	75	90	105	120
1	1	189,1	239,1	286,7	270,6	261,1	275,2	271,2	280,2	270,0
1	2	222,2	230,0	244,9	258,3	278,1	283,1	290,4	315,0	330,0
1	3	210,6	248,6	291,9	350,2	412,1	390,4	300,4	348,2	268,2
1	4	191,3	237,3	261,7	285,6	291,6	305,0	316,0	295,4	291,0
1	5	236,2	248,8	260,8	275,9	289,6	295,3	299,3	275,7	255,8
1	6	147,9	234,3	269,9	260,9	252,8	270,6	300,6	278,5	252,6
1	7	255,8	260,8	265,6	263,2	264,2	280,2	306,1	300,7	271,7
1	8	291,2	235,2	207,8	280,2	296,9	305,4	324,2	302,3	271,3
2	1	191,6	202,5	212,6	253,8	294,0	263,9	240,8	246,7	252,8
2	2	239,4	244,5	248,9	245,8	268,8	250,4	243,4	252,6	265,6
2	3	199,9	209,7	218,1	244,3	240,1	242,2	245,5	257,3	269,2
2	4	211,4	234,1	254,0	248,4	274,8	254,1	234,2	248,5	267,5
2	5	177,5	195,9	211,9	264,1	274,0	260,2	266,8	281,7	296,5
2	6	195,5	234,4	268,9	245,2	257,9	280,4	290,2	270,3	250,7
2	7	209,9	222,1	244,0	265,0	259,1	278,9	322,1	300,1	278,4
2	8	213,8	221,6	230,2	250,4	261,8	258,2	212,2	232,4	251,2



**TABELA 4A** – Teor de Zn na tibia da fêmea em ppm para os dois experimentos, 8 repetições e 9 doses testadas.

Exp	Rep	Dose de Zn em ppm								
		0	15	30	45	60	75	90	105	120
1	1	213,7	248,7	280,9	288,8	297,8	306,4	315,1	309,1	303,5
1	2	204,5	224,5	256,0	273,9	294,7	282,2	267,2	312,2	342,1
1	3	224,6	236,7	248,7	270,6	273,8	277,7	284,7	263,9	243,5
1	4	179,4	230,4	289,8	291,2	293,3	292,9	291,2	307,3	314,0
1	5	171,0	241,1	275,6	285,6	293,8	295,9	301,6	337,9	357,9
1	6	209,8	249,8	265,4	282,5	299,2	305,7	382,0	323,1	263,0
1	7	204,0	232,3	281,4	279,4	278,9	301,2	312,2	264,8	244,1
1	8	246,8	261,6	274,8	270,4	268,8	263,4	257,8	263,5	275,8
2	1	198,7	228,3	265,8	265,1	264,1	262,2	258,6	283,2	309,9
2	2	168,3	210,3	253,8	252,2	251,3	260,9	278,8	297,9	314,6
2	3	240,8	245,2	251,5	266,2	274,0	273,9	272,3	271,9	271,7
2	4	237,8	252,9	265,5	255,7	244,7	268,1	323,4	300,2	275,5
2	5	190,7	234,5	263,8	268,7	277,5	270,7	251,7	281,9	300,0
2	6	224,7	232,9	238,1	308,1	372,3	330,4	262,0	262,4	282,8
2	7	204,1	235,9	270,6	250,9	228,3	226,9	220,5	238,7	252,2
2	8	184,9	234,5	280,1	276,1	271,9	263,9	254,7	247,4	243,4

```

Title 'Modelo de Platô de Resposta - modelo quadrático';
data aa;
input x y @@;
cards;
  0 515.100625 15 563.163125
 30 611.224375 45 642.018125
 60 672.808750 75 686.548125
 90 700.285000 105 696.920000
120 693.552500
;
proc nlin data=aa method=dud;
parms a=330 b=5 c=-0.01;
file print;
  x0=-0.5*b/c;
  db=-0.5/c;
  dc=0.5*b/c**2;
if x<x0 then
do;
  model y=a+b*x+c*x*x;
  der.a=1;
  der.b=x;
  der.c=x*x;
end;
else
do;
  model y=a+b*x0+c*x0*x0;
  der.a=1;
  der.b=x0+b*db+2*c*x0*db;
  der.c=b*dc+x0*x0+2*c*x0*dc;
end;
if _obs_=1 & _model_=1 then
do;
  plateau=a+b*x0+c*x0*x0;
  put x0= plateau=;
end;
output out=ba predicted=yp parms=a b c ess=sqe r=res;
proc plot data=ba;
  plot y*x yp*x = '*' /overlay vpos=30 ;
run;quit;

```

**QUADRO 1A:** Rotina SAS® para o MPQ, variável teor de Zn no dedo médio da fêmea.

```

Title 'Modelo de Platô de Resposta - modelo não-linear exponencial';
data aa;
input x y @@;
cards;
  0 515.100625 15 563.163125
 30 611.224375 45 642.018125
 60 672.808750 75 686.548125
 90 700.285000 105 696.920000
120 693.552500
;
proc nlin data=aa method=duid;
parms a=330 b=95 c=0.001;
file print;
  x0=b;
  db=1;
  if x<x0 then
  do;
    model y=a*exp(-c*(x-b)**2);
    der.a=exp(-c*(x-b)**2);
    der.b=2*a*c*(x-b)*exp(-c*(x-b)**2);
    der.c=-a*(x-b)**2*exp(-c*(x-b)**2);
  end;
else
  do;
    model y=a*exp(-c*(x0-b)**2);
    der.a=exp(-c*(x0-b)**2);
    der.b=0;
    der.c=-a*(x0-b)**2*exp(-c*(x0-b)**2);
  end;
  if _obs_=1 & _model_=1 then
  do;
    plateau=a*exp(-c*(x0-b)**2);
    put x0= plateau=;
  end;
output out=dbe predicted=yp parms=a b c ess=sqe r=res;
proc plot data=dbe;
  plot y*x yp*x = '*' /overlay vpos=30 ;
run;quit;

```

**QUADRO 2A:** Rotina SAS® para o MNLE1, variável teor de Zn no dedo médio da fêmea.

```

Title 'Modelo de Response Plateau - novo modelo';
data aaa;
input x y @@;
cards;
  0  515.100625    15  563.163125
 30  611.224375    45  642.018125
 60  672.808750    75  686.548125
 90  700.285000   105  696.920000
120  693.552500
;
proc nlin data=aaa method=dud;
parms a=330 b=0.05 c=0.001;
file print;
  x0=0.5*b/c;
  db=0.5/c;
  dc=-0.5*b/(c*c);
if x<x0 then
do;
  model y=a*exp(b*x-c*x*x);
  der.a=exp(b*x-c*x*x);
  der.b=a*x*exp(b*x-c*x*x);
  der.c=-a*x*x*exp(b*x-c*x*x);
end;
else
do;
  model y=a*exp(b*x0-c*x0*x0);
  der.a=exp(b*x0-c*x0*x0);
  der.b=(x0+b*db-2*c*db*x0)*a*exp(b*x0-c*x0*x0);
  der.c=(b*dc-x0*x0-2*c*dc*x0)*a*exp(b*x0-c*x0*x0);
end;
if _obs_=1 & _model_=1 then
do;
  plateau=a*exp(b*x0-c*x0*x0);
  put x0= plateau=;
end;
output out=dbca predicted=yp parms=a b c ess=sqe r=res;
proc plot data=dbca;
  plot y*x yp*x = '*' / overlay vpos=35;
run; quit;

```

**QUADRO 3A:** Rotina SAS® para o MNLE2, variável teor de Zn no dedo médio da fêmea.