ANÁLISES DE EXPERIMENTOS DE ALIMENTAÇÃO DE
SUÍNOS EM CRESCIMENTO E ACABAMENTO

IZAIAS ALCAZAR BERNARDES

Orientador: Prof. Dr. Irineu Umberto Packer

Dissertação apresentada à Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", da Universidade de São Paulo, para obtenção do título de Mestre em Agronomia. Área de Concentração: Estatística e Experimentação Agronômica.

P I R A C I C A B A
Estado de São Paulo - Brasil
Abril, 1985

*A meus pais,
que tantos sacrifícios dedicaram
à minha formação, fazendo de suas
vidas um exemplo para mim,*

DEDICO.

*À minha esposa e filhos,
pelas alegrias e incentivos,*

OFEREÇO.

AGRADECIMENTOS

- Ao Dr. Irineu Umberto Packer, Professor Adjunto do Departamento de Zootecnia da ESALQ/USP, pela valiosa orientação, incentivo e sugestões durante a elaboração deste trabalho.
- Ao Dr. Humberto de Campos, Coordenador do Curso de Estatística e Experimentação Agronômica da ESALQ/USP, pelo apoio e incentivos.
- Ao Dr. Cássio Roberto de Melo Godoi, pela valiosa orientação sobre simulação de dados.
- À Universidade Estadual de Maringá e à Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", por possibilitarem a realização do curso de pós-graduação.
- À Coordenadoria de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES/PICD), pela bolsa de estudo concedida.
- Ao Engº-Agrº Armando Portas, responsável pelo programa da CATI-SA/SP, pela cessão dos dados coletados na Estação de Testes de Suínos de Bauru-SP.
- Aos professores do Departamento de Matemática e Estatística da ESALQ, pelos ensinamentos transmitidos.
- Aos funcionários do Departamento de Matemática e Estatística da ESALQ, pela atenção e amizade.

Aos colegas de curso, pela agradável convivência.

À minha esposa e filhos, pela aceitação do sacrifício das horas de lazer.

A todos que, de uma forma ou de outra, contribuíram para a realização deste trabalho.

Í N D I C E

	Pág.
RESUMO	xiv.
SUMMARY	xvii.
1. INTRODUÇÃO	1
1.1 - Caracterização dos Trabalhos Publicados ..	2
1.1.1 - Frequência das publicações	2
1.1.2 - Linhas de pesquisa abordadas	3
1.2 - Análise Estatística	5
1.2.1 - Delineamento experimental	5
1.2.2 - Graus de liberdade do resíduo	6
1.2.3 - Coeficientes de variação	7
1.2.4 - Variáveis analisadas	7
1.3 - Justificativas e Objetivos do Presente Trabalho	8
2. REVISÃO DE LITERATURA	11
2.1 - Análise de Variância de Quocientes	11
2.2 - Análise de Covariância Linear	13
2.3 - Análise de Covariância Quadrática	18
3. MATERIAL	20
4. MÉTODOS	21
4.1 - Análise de Dados Reais	21
4.1.1 - Experimento inteiramente ao acaso..	22
4.1.2 - Experimento em blocos casualizados	32

	Pág.
4.2 - Simulação	44
4.2.1 - Bases para a simulação de dados ...	44
4.2.2 - Procedimento de simulação	44
4.3 - Análise dos Dados Simulados	48
4.3.1 - Análise da variância de conversão alimentar	48
4.3.2 - Análise do ganho de peso ajustado para o consumo de ração, através de covariância	49
4.3.3 - Comparação dos métodos	52
4.3.4 - Teste de normalidade da conversão alimentar	52
5. RESULTADOS E DISCUSSÃO	53
5.1 - Teste de Normalidade das Variáveis Consumo de Ração, Ganho de Peso e Conversão Alimentar	53
5.2 - Análise dos Dados Reais	56
5.2.1 - Demonstração da metodologia da análise da covariância quadrática ...	56
5.2.2 - Resumo das análises dos dados reais de ganho de peso ajustado para consumo de ração, através da covariância quadrática	60
5.2.3 - Estimativa dos parâmetros para fins de simulação	61

	Pág.
5.3 - Análise dos Dados Simulados	62
5.4 - Teste de Normalidade para a Conversão Ali- mentar	64
6. CONCLUSÕES	66
7. BIBLIOGRAFIA	68
8. APÊNDICE	73

LISTA DE TABELAS

TABELA		Pág.
1	Frequência dos delineamentos experimentais com e sem o uso de fatorial em 84 publicações brasileiras sobre alimentação de suínos	5
2	Porcentagens de trabalhos publicados conforme os graus de liberdade do resíduo	6
3	Soma de quadrados e graus de liberdade para a análise de covariância quadrática no modelo inteiramente ao acaso	26
4	Análise de variância para o efeito conjunto de b_1 e b_2 , no modelo quadrático, para delineamentos inteiramente ao acaso	28
5	Análise de variância para o efeito de b_2 , no modelo completo, para delineamento inteiramente ao acaso ...	30
6	Análise de variância para o efeito de b_1 , no modelo completo, para delineamentos inteiramente ao acaso ..	31
7	Soma de quadrados e graus de liberdade para a análise de covariância quadrática no modelo de blocos casualizados	37
8	Análise de variância para o efeito conjunto de b_1 e b_2 , no modelo completo, para delineamentos em blocos casualizados	39

TABELA		Pág.
9	Análise de variância para o efeito de b_2 , no modelo completo, para delineamentos em blocos casualizados..	41
10	Análise de variância para o efeito de b_1 , no modelo completo, para delineamentos em blocos casualizados..	42
11	Quadro da análise de variância para delineamentos em blocos casualizados	49
12	Análise de covariância linear para experimentos em blocos casualizados	50
13	Análise de variância para o efeito conjunto de b_1 e b_2 dos dados da Tabela 18 do Apêndice	57
14	Análise de variância para o efeito de b_1 , dos dados apresentados na Tabela 18 do Apêndice	58
15	Análise de variância para o efeito de b_2 , dos dados apresentados na Tabela 18 do Apêndice	58
16	Análise de covariância para os efeitos de tratamentos dos dados da Tabela 18 do Apêndice	59
17	Distribuição do consumo de ração, ganho de peso e <u>con</u> versão alimentar de suínos em intervalos de classe e sua respectiva frequência esperada, através da distri <u>bui</u> ção normal	74

TABELA		Pág.
18	Ganho de peso (y) e consumo de ração (x) de suínos em crescimento e acabamento. Parte dos dados coletados pela Casa da Agricultura de Bauru-SP	75
19	Estimativas de b_1 e b_2 e seus respectivos desvios padrões através do modelo completo	76
20	Médias de ganho de peso e consumo de ração, seus respectivos quadrados médios de resíduo e o quadrado médio do resíduo ajustado através do modelo quadrático	77
21	Resultados das análises de variância de quinze ensaios de crescimentos e acabamento de suínos, utilizando o modelo completo	78
22	Porcentagens de diferenças significativas entre tratamentos nas análises de conversão alimentar, covariância linear e quadrática no caso de 2 tratamentos ...	79
23	Porcentagens de diferenças significativas entre tratamentos nas análises de conversão alimentar, covariância linear e quadrática no caso de 3 tratamentos ...	80
24	Porcentagens de diferenças significativas entre tratamentos nas análises de conversão alimentar, covariância linear e quadrática no caso de 4 tratamentos ...	81

TABELA		Pág.
25	Porcentagens de diferenças significativas entre tratamentos nas análises de conversão alimentar, covariância linear e quadrática no caso de 5 tratamentos	82
26	Porcentagens de diferenças significativas entre tratamentos nas análises de conversão alimentar, covariância linear e quadrática no caso de 6 tratamentos	83
27	Distribuição de frequência da conversão alimentar e sua respectiva frequência esperada através da distribuição normal	84

LISTA DE FIGURAS

FIGURA		Pág.
1	Número de publicações por ano sobre a alimentação de suínos	3
2	Número de publicações sobre a alimentação e nutrição de suínos por período e suas respectivas linhas de pesquisa	4
3	Ilustração da correspondência entre o consumo de ração e o ganho de peso, simulados	47
4	Porcentagens de diferenças significativas entre tratamentos nas análises de conversão alimentar, covariância linear e quadrática no caso de 2 tratamentos	85
5	Porcentagens de diferenças significativas entre tratamentos nas análises de conversão alimentar, covariância linear e quadrática, no caso de 3 tratamentos	86
6	Porcentagens de diferenças significativas entre tratamentos nas análises de conversão alimentar, covariância linear e quadrática, no caso de 4 tratamentos	87
7	Porcentagens de diferenças significativas entre tratamentos nas análises de conversão alimentar, covariância linear e quadrática, no caso de 5 tratamentos	88
8	Porcentagens de diferenças significativas entre tratamentos nas análises de conversão alimentar, covariância linear e quadrática, no caso de 6 tratamentos	89

FIGURA		Pág.
9	Distribuição de frequência da conversão alimentar de suínos em crescimento e acabamento, obtidos através de simulação de 1.040.000 pares de dados, e a curva teórica da distribuição normal?	90

ANÁLISES DE EXPERIMENTOS DE ALIMENTAÇÃO DE
SUÍNOS EM CRESCIMENTO E ACABAMENTO

Candidato: Izaias Alcazar Bernardes
Orientador: Prof. Dr. Irineu Umberto Packer

R E S U M O

Nos experimentos de alimentação de suínos em crescimento e acabamento, comumente são obtidos para análise dois conjuntos de dados, o consumo de ração e o ganho de peso, que são correlacionados e, portanto, a análise de qualquer destas variáveis em separado poderá não fornecer informações confiáveis sobre as diferenças entre os tratamentos. Além disso, é prática comum na literatura o uso da análise da variância da conversão alimentar, variável esta que é o quociente do consumo de ração sobre o ganho de peso, com distribuição não normal.

Como alternativa, vários autores recomendam o uso do ganho de peso ajustado para o consumo de ração como critério mais correto para avaliar o valor nutricional dos alimentos.

Tendo em vista esses aspectos, o presente trabalho foi conduzido visando comparar a sensibilidade em detectar diferenças entre tratamentos pela conversão alimentar, e ganho de peso ajustado por regressão linear e quadrática ao consumo de ração, usando dados reais e simulados.

As análises de dados reais mostraram presença de regressão quadrática entre ganho de peso e consumo de ração, através do modelo:

$$y_{ij} = u + t_i + r_j + b_1 X_{ij} + b_2 X_{ij}^2 + e_{ij} \quad ,$$

onde,

y_{ij} é o valor observado do ganho de peso, referente ao tratamento i e ao bloco j ;

u é a média geral;

t_i é o efeito do i -ésimo tratamento;

r_j é o efeito do j -ésimo bloco;

X_{ij} é o consumo de ração referente ao tratamento i e ao bloco j ;

b_1 é o coeficiente de regressão linear de y em relação a x ;

b_2 é o coeficiente de regressão quadrática de y em relação a x ;

e_{ij} é o erro experimental associado a y_{ij} , que se supõe com distribuição normal de média zero e variância σ^2 , ou seja, $e_{ij} \sim N(0, \sigma^2)$.

As estimativas dos parâmetros para simulação foram obtidas a partir de vários conjuntos de dados reais.

Foram simulados 1.040.000 pares de dados em várias combinações de número de blocos e de tratamentos, com blocos variando entre 2 e 10 e tratamentos entre 2 e 6.

Em termos de porcentagem de diferenças significativas observou-se que quando o número de tratamentos é menor ou igual a 3, a conversão alimentar é mais eficiente, e para maior número de tratamentos a análise de covariância é mais eficiente, sendo que a quadrática apresentou pequena vantagem sobre a linear.

STATISTICAL ANALYSIS OF DATA FROM SWINE FEED EXPERIMENTS

Candidate: Izaias Alcazar Bernardes

Adviser: Prof. Dr. Irineu Umberto Packer

S U M M A R Y

This study was conducted in order to compare three alternative procedures to evaluate the feed value for the animal in swine feeding experiments: (a) usual analysis of feed conversion given by the ratio of feed intake and body weight gain; (b) body weight gain adjusted to feed intake by linear covariance; (c) body weight gain adjusted to feed intake by quadratic covariance.

Preliminar analysis of experimental data indicated a quadratic regression between body weight gain and feed intake that could be described by the model:

$$y_{ij} = u + t_i + t_j + b_1 X_{ij} + b_2 X_{ij}^2 + e_{ij} ,$$

where:

y_{ij} = the observed body weight gain in the treatment
i and block j;

u = the overall mean;

t_i = effect of treatment i;

r_j = effect of block j;

x_{ij} = the feed intake in the treatment i and block j;

b_1 = linear regression coefficient of y on x;

b_2 = quadratic regression coefficient of y on x;

e_{ij} = experimental error associated with y_{ij} distributed as $N(0, \sigma^2)$.

Parameters of this model were estimated from experimental data in order to simulate several combinations of block and treatment numbers.

Overall, in terms of detecting differences among treatments, the procedure of body weight gain adjusted to feed intake was more efficient than feed conversion, when the number of treatments is greater than three.

1. INTRODUÇÃO

Um número relativamente grande de trabalhos de pesquisa sobre nutrição e alimentação de suínos em crescimento e acabamento, publicado no Brasil, foi produto de experimentos contendo pequeno número de unidades experimentais, além de apresentar, salvo exceções, algumas questões sob o ponto de vista da análise dos resultados.

Para caracterizar essa afirmativa foi efetuado um recenseamento das publicações ao curso dos últimos 10 anos da Revista da Sociedade Brasileira de Zootecnia (SBZ), teses e dissertações apresentadas no Departamento de Zootecnia da Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", e algumas publicações da Revista Brasileira da In

dústria Animal. Foram considerados um total de 84 artigos de maior interesse como ponto de partida deste trabalho.

1.1 - Caracterização dos Trabalhos Publicados

1.1.1 - Frequência das publicações

No custo de produção dos suínos, o fator de maior importância é a nutrição, que representa, segundo a literatura, cerca de 70 a 80% do total. Na verdade, de acordo com observações feitas por LAVORENTI (1976), em algumas fazendas que utilizam alta tecnologia, no Estado de São Paulo, o gasto com alimentos representou até 86% dos gastos totais mensais.

Tal fato em si justifica plenamente o aumento do número de artigos publicados sobre experimentos dessa área, conforme mostra a figura 1.

Observa-se que no período de 1979 a 1982, o crescimento foi maior do que o período de 1973 a 1978, mas que durante todo o período de 1973 a 1982 houve crescimento no número de trabalhos publicados.

Figura 1 - Número de publicações por ano sobre nutrição e alimentação de suínos.

1.1.2 - Linhas de pesquisa abordadas

O suíno, sendo um monogástrico com pequena capacidade de sintetizar nutrientes no seu aparelho digestivo, deve receber na sua alimentação todos os nutrientes essenciais em quantidades e proporções adequadas, justificando que 35% dos trabalhos analisados abordaram o estudo das necessidades nutricionais ^{em} minerais, vitaminas, proteínas, energia, etc.

Por outro lado, em virtude dos altos preços das matérias primas utilizadas na alimentação dos suínos, os trabalhos que estudaram a substituição dos alimentos básicos: milho e farelo de soja por alimentos mais baratos como o sorgo, farelo de mamona, de amendoim, cama de frango e outros subprodutos da agro. indústria, representam 46% do total das publicações. O restante, envolve estudos sobre aditivos para rações, particularmente os antibióticos.

Pode-se observar na Figura 2 que as áreas de maior crescimento nos últimos anos foram a substituição de matérias primas e o uso de antibiótico em rações.

Figura 2 - Número de publicações sobre alimentação e nutrição de suínos por período e suas respectivas linhas de pesquisa.

1.2 - Análise Estatística

Observou-se que grande parte desses trabalhos são consequências de experimentos limitados, em termos de precisão, devido a razões de ordem econômica ou das próprias instalações experimentais. A seguir é apresentada uma síntese sobre vários aspectos e questões de ordem estatística que puderam ser obtidos dessas publicações.

1.2.1 - Delineamento experimental

Nas publicações analisadas constatou-se a utilização de delineamentos simples, conforme a Tabela 1.

Tabela 1 - Frequência dos delineamentos experimentais com ou sem uso de fatorial, em 84 publicações brasileiras sobre alimentação de suínos.

DELINEAMENTOS	TIPO DE ANÁLISE (%)		TOTAL (%)
	Com uso de fatorial	Sem uso de fatorial	
Inteiramente ao Acaso	9,36	16,83	26,19
Blocos Casualizados	18,45	55,36	73,81
TOTAL (%)	27,81	72,19	100,00

Observou-se maior frequência na utilização de delineamentos em blocos casualizados, em geral em termos do peso inicial dos animais.

1.2.2 - Graus de liberdade do resíduo

Ao redor de 45% dos trabalhos publicados nessa área tinham a soma de quadrados do resíduo com graus de liberdade entre 4 e 10, 24% entre 10 e 15, 17% entre 16 e 20 e 14% entre 21 e 35 graus de liberdade, conforme a Tabela 2.

Tabela 2 - Porcentagem de trabalhos publicados, conforme os graus de liberdade do resíduo.

Graus de liberdade da soma de quadrados do resíduo	Porcentagem de trabalhos publicados
4 a 6	4,80
6 a 8	28,20
8 a 10	12,00
10 a 15	24,00
15 a 20	17,00
20 a 25	4,68
25 a 30	4,66
30 a 35	4,66

Nos experimentos com graus de liberdade da soma de quadrados de resíduo inferior a 10, aproximadamente 73% das diferenças entre tratamentos foram não significativas, evidenciando a baixa precisão e a redução no poder dos testes de hipótese.

1.2.3 - Coeficientes de variação

Os coeficientes de variação para conversão alimentar obtidos nas publicações oscilaram entre 3 e 27%, sendo que 63% dos experimentos com diferenças entre tratamentos não significativas possuíam coeficiente de variação superior a 15%.

1.2.4 - Variáveis analisadas

De um modo geral, para avaliar os efeitos dos tratamentos, o pesquisador mede nas unidades experimentais os seguintes dados: peso (inicial, intermediário, final) e consumo de ração (semanal e no período experimental). Como consequência, nos trabalhos publicados são feitas análises do peso final, peso final ajustado para peso inicial, consumo de ração e da conversão alimentar. Esta última é o quociente das variáveis consumo de ração e ganho de peso. Do ponto de vista do trabalho de pesquisa, a conversão ali-

mentar é extremamente importante, pois constitui-se numa medida da eficiência alimentar, isto é, quanto do alimento consumido é transformado em ganho de peso.

Em vista disso, a quase totalidade dos trabalhos publicados avalia os tratamentos em termos de ganho de peso (diário ou total), consumo de ração e conversão alimentar.

1.3 - Justificativas e Objetivos do Presente Trabalho

Dessa revisão de trabalhos publicados sobre nutrição e alimentação de suínos, existem dois aspectos de relevância estatística: (1) predomínio de experimentos pequenos, determinando redução no poder do teste; (2) o uso frequente da variável conversão alimentar, obtida pela relação entre consumo de ração e ganho de peso, na avaliação dos efeitos dos tratamentos.

Segundo MEYER e GARRETT (1969), o uso da conversão alimentar pode causar problemas de interpretação. Em primeiro lugar, porque o ganho de peso e o consumo de ração são medidas apropriadas da resposta biológica, o mesmo não sendo verdadeiro para a relação entre ambas. Em segundo, quando é obtida a conversão alimentar infere-se que

todo o alimento consumido é usado para ganho de peso, ignorando os requerimentos de manutenção do peso corporal.

WEIL (1962) discutiu o uso de relações e porcentagens do ponto de vista estatístico, e relatou que o uso das relações ou quocientes para expressar a informação sobre duas quantidades deve preencher três condições: (1) as duas variáveis devem apresentar correlação linear; (2) a regressão entre ambas deve ter um valor de intercepto igual a zero; (3) a variância das duas variáveis deve aumentar com o aumento da magnitude das mesmas.

CRAMPTON (1934) foi um dos primeiros a sugerir o emprego da covariância para comparar a eficiência do uso dos alimentos. ASHTON *et alii* (1962) mostraram o valor da análise da covariância no sentido de aumentar a precisão experimental, concluindo que o ganho de peso ajustado para igual consumo de ração remove ambigüidade, pois define um critério único de resposta. Do mesmo modo, KOCH *et alii* (1963) concluíram que a eficiência ou conversão, expressa como ganho ajustado para diferenças no consumo, constitui a descrição matemática mais adequada das relações de causa e efeito.

De acordo com MEYER e GARRET (1969), tanto o consumo de ração pode ser ajustado para igual ganho de peso, como o ganho de peso pode ser ajustado para as dife-

renças no consumo de ração. O último termo é uma medida da eficiência do uso do alimento, podendo ser usada com confiança na interpretação dos resultados experimentais, desde que os tratamentos não afetem de modo significativo o consumo de ração.

Apesar de todas essas considerações de ordem biológica e estatística, no referente ao estudo da eficiência do uso dos alimentos através da técnica da análise da covariância, nenhum dos trabalhos pesquisados usou essa técnica. Ao contrário, a norma geral é usar a conversão alimentar como critério.

Os vários autores que sugeriram o emprego da covariância, consideraram apenas a existência de regressão linear entre ganho de peso e consumo de ração, não fazendo nenhuma referência à existência de uma relação não linear entre ambas as variáveis.

Em vista do exposto, é plenamente justificado o estudo comparativo entre a análise de dados através das duas técnicas citadas (conversão alimentar, ganho de peso ajustado para consumo de ração, linear e quadrático), usando tanto dados reais como dados obtidos através da simulação, com a finalidade de se obter uma recomendação prática para a análise desses experimentos.

2. REVISÃO DE LITERATURA

2.1 - Análise de Variância de Quocientes

Em muitos estudos teóricos ou aplicados, de para-se com problemas de quociente de variáveis aleatórias e, principalmente, de variáveis aleatórias normais. Saliente-se, por exemplo, as variáveis aleatórias que surgem em pesquisa de dose econômica de adubação em experimentos de consorciação de culturas, ganho de peso para um determinado consumo de ração, etc.

O problema é de natureza teórica, no campo do cálculo de probabilidade, mas motivado por importantes aplicações práticas.

O que tem sido feito até o momento não resolve o problema da análise de experimento em que se tem quociente de variáveis aleatórias, em particular, normais.

Não é raro, entre usuários da metodologia estatística, considerar-se que a distribuição do quociente de variáveis aleatórias normais é, nos casos mais favoráveis, aproximadamente normais.

MERRILL (1928) foi o primeiro a abordar o estudo, e GEARY (1930) concluiu que, no caso particular de variável no denominador apresentar baixo coeficiente de variação, a variável aleatória,

$$G = \frac{m_2 Q - m_1}{(\sigma_2^2 Q^2 - 2\rho\sigma_1\sigma_2 Q - \sigma_1^2)^{1/2}}$$

onde,

Q é o quociente entre variáveis com distribuição normal;

m_1 é a média da amostra, cujos dados são os numeradores dos quocientes;

m_2 é a média da amostra cujos dados são os denominadores dos quocientes;

σ_1 , σ_2 e ρ são, respectivamente, os desvios padrões das amostras e o coeficiente de correlação entre elas;

tem distribuição aproximadamente normal.

HENRIQUES (1950) afirmou que a utilização do quociente entre duas variáveis com distribuição normal, na análise de variância, pode levar a erros na interpretação de observações.

D'AULÍSIO *et alii* (1976) comparou intervalos de confiança obtidos utilizando-se o método de GEARY, com resultados de simulação, concluindo pela inconveniência da aplicação desse método. Deve-se salientar que, por outro lado, foram utilizados valores dos parâmetros que correspondem a $CV = 0,25$, não tão pequenos a ponto de se recomendar esse método.

CHIARINI (1983) salientou que se $m_1 = 0$ e $m_2 = 0$, então $f_Q(q)$ é a função de densidade de probabilidade de uma variável de Cauchy.

2.2 - Análise de Covariância Linear

Na experimentação, de modo geral, é difícil controlar-se todos os fatores que influenciam os resultados finais. Não muito raro depara-se com algumas fontes de variação que não podem ser isoladas pelo delineamento, mas podem ser medidas através de observações adicionais. Quando isto ocorre, a análise de covariância pode ser usada, quase sempre com grande vantagem.

A análise de covariância é uma técnica interessante que reúne os conceitos de análise de variância e de regressão, tendo como finalidade utilizar uma ou mais variáveis auxiliares, na interpretação dos dados referentes a uma variável de maior importância.

A grande utilidade da análise de covariância é permitir que as estimativas das médias de tratamentos sejam ajustadas pelas diferenças nas variáveis independentes, também chamadas de variáveis auxiliares, variáveis concomitantes ou ainda de covariáveis. Esse ajuste quase sempre contribui para que as comparações entre as médias de tratamentos sejam feitas com maior precisão.

A primeira ilustração do método da covariância na literatura foi apresentada por FISHER (1932), segundo COCHRAN (1957), onde a variável auxiliar (x) constituía a produção de chá por parcela, obtida num período preliminar, e a variável dependente (y) constituía a produção de chá no final do ensaio, após a aplicação dos tratamentos.

KEMPTHORNE (1952), fazendo um estudo sobre a análise de covariância, apresentou um modelo matemático com dois critérios de classificação, com uma observação por parcela e ausência de interação. Supôs a presença de um atributo (x) sujeito à variação associada a cada parcela experimental, e admitiu-se a seguir a ausência do efeito de

tratamentos, levantando a hipótese de que os efeitos de tratamentos sejam nulos, e a seguir testa o modelo matemático completo.

OSTLE (1954) apresentou um estudo teórico sobre a análise de covariância, onde abordou um modelo matemático de um experimento fatorial com dois fatores no delineamento em blocos casualizados, apresentando fórmulas para cálculo das somas de quadrados e produtos, teste F para os fatores e sua interação e para variâncias das médias ajustadas. Considerou um exemplo, obtido por WISHART(1950), onde comparou o fornecimento de três rações a leitões de ambos os sexos, medindo o peso inicial (x) e o ganho de peso (y).

COCHRAN (1957) e STEEL e TORRIE (1960) consideraram que as finalidades do uso da análise de covariância são:

- a) Ajudar na interpretação dos dados, especialmente em relação à natureza dos efeitos de tratamentos;
- b) Dividir a covariância total ou soma dos produtos nas somas dos componentes;
- c) Controlar o erro e aumentar a precisão das medidas dos efeitos de tratamentos;
- d) Ajustar as médias de tratamentos da variável dependente, pelas diferenças nos correspondentes valores das variáveis independentes.

Esses autores consideram, ainda, que as hipóteses exigidas para o uso válido da análise de covariância são uma combinação das hipóteses exigidas na análise de variância e na regressão linear, podendo ser resumida em:

- a) Os valores de x devem ser fixos e suas medidas tomadas sem erros;
- b) A regressão de y sobre x , após a retirada dos efeitos de blocos e tratamentos, é linear e independente destes efeitos;
- c) Os erros do modelo são independentes e normalmente distribuídos, com média zero e variância constante.

SNEDECOR e COCHRAN (1957) afirmaram que quando as variáveis independentes estão relacionadas linearmente com a variável dependente, o uso da análise de covariância pode conduzir a estimativas mais precisas, podendo assim obter-se comparações mais eficientes entre médias de tratamentos; tais considerações foram também feitas por WINER (1970) e MONTGOMERY (1976).

GOMES (1978), para as análises de covariância nos delineamentos em blocos completos casualizados, com uma variável auxiliar, sugeriu, para o cálculo da soma de quadrados de tratamentos ajustados para a regressão, o seguinte procedimento:

$$SQT^* = R'(y^2) - \frac{[R'(x,y)]^2}{R'(x^2)} - SQ \text{ Res}^* ,$$

onde:

$$R'(y^2) = R(y^2) + SQT(y);$$

$$R'(x^2) = R(x^2) + SQT(x);$$

$$R'(x,y) = R(x,y) + SPT;$$

$R(y^2)$ e $SQT(y)$ são as somas de quadrados dos resíduos e dos tratamentos, relativas à variável dependente, respectivamente;

$R(x,y)$ e SPT são as somas de produtos do resíduos e dos tratamentos, relativas às variáveis dependente e auxiliar;

$R(x^2)$ e $SQT(x)$ são as somas de quadrados dos resíduos e dos tratamentos, relativas à variável auxiliar, respectivamente;

$SQ \text{ Res}^*$ é a soma de quadrados do resíduo, ajustada para a regressão.

O mesmo autor considerou que o procedimento de utilizar-se uma estimativa média para a variância da diferença entre duas médias de tratamentos, ajustadas para a regressão, só deverá ser usado quando os tratamentos não produzem efeitos significativos na variável auxiliar.

2.3 - Análise de Covariância Quadrática

CRUZ (1971) estudou a influência da perda de plantas na produção da parcela em experimentos de milho, fornecendo subsídios a serem considerados ao se processarem as análises estatísticas de ensaios com "stand" final variável.

Com o objetivo de estabelecer o grau de influência que as falhas apresentam nos rendimentos devido à ausência de competição em algumas plantas, desenvolveu modelos adequados a partir dos rendimentos esperados de parcelas com "stand" inicial n e x falhas.

Desses estudos resultou um modelo de covariância quadrática para o caso em que se tem apenas uma planta por cova:

$$Y_{ij} = m + t_i + b_j + B_1 x_{ij} + B_2 x_{ij}^2 + e_{ij} ,$$

onde:

Y_{ij} = rendimento observado;

x_{ij} = número de falhas;

m = média dos rendimentos;

t_i = efeito do i -ésimo tratamento;

b_j = efeito do j -ésimo bloco;

B_1 = coeficiente linear;

B_2 = coeficiente quadrático;

e_{ij} = erro experimental, suposto independente e normalmente distribuído, com média zero e variância σ^2 .

Fez também comparações entre os processos de correção de competição decorrente do modelo introduzido no trabalho e o processo de ZUBER (1942), atualmente empregado em ensaios com "stand" final variável, e chegou à conclusão que não é viável a recomendação de uma fórmula única de correção do "stand" e competição em ensaio com "stand" final variável.

SILVA (1972) apresentou um estudo sobre a análise de covariância para delineamentos inteiramente casualizados e blocos casualizados, no qual são combinados os conceitos de análise de covariância e da regressão do segundo grau, pressupondo uma relação não linear entre os valores observados (y) e dados obtidos com auxílio de medidas adicionais (x).

3. MATERIAL

Os dados analisados para a estimação dos parâmetros utilizados na simulação foram provenientes de:

- a) Estação de testes de reprodutores suínos de Bauru, Estado de São Paulo, Casa da Agricultura;
- b) Dissertações apresentadas ao Departamento de Zootecnia da Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz" - USP;
- c) Publicações do Boletim da Indústria Animal e da Sociedade Brasileira de Zootecnia.

4. MÉTODOS

4.1 - Análise de Dados Reais

Pressupondo que ganho de peso estivesse relacionado de forma quadrática com o consumo de ração, efetuaram-se as análises de covariância dos dados fornecidos pela Casa da Agricultura de Bauru, dados obtidos em publicações do Boletim da Indústria Animal, assim como dos dados apresentados em dissertações do Departamento de Zootecnia da ESALQ/USP, com a finalidade de testar hipóteses e estimar parâmetros usados na simulação.

4.1.1 - Experimento Inteiramente ao Acaso

Para a análise de experimentos inteiramente casualizados, utilizou-se o modelo matemático:

$$y_{ij} = u + t_i + b_1 x_{ij} + b_2 x_{ij}^2 + e_{ij} \quad [1]$$

onde:

$$x_{ij} = X_{ij} - \bar{X} \quad \text{ou} \quad \sum_{i,j} x_{ij} = 0, \quad i=1,2,\dots,n \\ j=1,2,\dots,s,$$

sendo:

u a média geral;

y_{ij} o valor observado, referente ao tratamento i e repetição j ;

t_i o efeito do i -ésimo tratamento;

b_1 o coeficiente linear de y em relação a x ;

b_2 o coeficiente quadrático de y em relação a x ;

e_{ij} o erro experimental associado a y_{ij} , que se supõe por hipótese com distribuição normal de média zero e variância σ^2 , ou seja, $e_{ij} \sim N(0, \sigma^2)$;

X_{ij} o valor observado da variável auxiliar;

$\bar{X}$ a média da variável auxiliar.

4.1.1.1 - Estimativa dos parâmetros

As estimativas dos parâmetros foram obtidas, segundo SILVA (1972), como segue:

$$\bar{u} = \frac{1}{ns} \left[\sum_{i,j} y_{ij} - b_2 \sum_{i,j} x_{ij}^2 \right] \quad [2]$$

$$\bar{t}_i = (1/s) \left[\sum_j y_{ij} - b_1 \sum_j x_{ij} - b_2 \sum_j x_{ij}^2 \right] - \bar{u} \quad [3]$$

$$b_1 = \frac{PN - QM}{PK - M^2} \quad [4]$$

$$b_2 = \frac{QK - MN}{PK - M^2} \quad [5]$$

onde:

$$K = \sum_{i,j} x_{ij}^2 - (1/s) \sum_i \left[\sum_j x_{ij} \right]^2 \quad [6]$$

$$M = \sum_{i,j} x_{ij}^3 - (1/s) \sum_i \left[\sum_j x_{ij} \sum_j x_{ij}^2 \right] \quad [7]$$

$$N = \sum_{i,j} x_{ij} y_{ij} - (1/s) \sum_i \left[\sum_j x_{ij} \sum_j y_{ij} \right] \quad [8]$$

$$P = \sum_{i,j} x_{ij}^4 - (1/s) \sum_i \left[\sum_j x_{ij}^2 \right]^2 \quad [9]$$

$$Q = \sum_{i,j} x_{ij}^2 y_{ij} - (1/s) \sum_i \left[\sum_j y_{ij} \sum_j x_{ij}^2 \right] \quad [10]$$

e as variâncias e covariância dos estimadores de b_1 e b_2 :

$$V(\hat{b}_1) = \frac{P}{PK - M^2} \sigma^2 \quad [11]$$

$$V(\hat{b}_2) = \frac{K}{PK - M^2} \sigma^2 \quad [12]$$

$$\text{Cov}(\hat{b}_1, \hat{b}_2) = - \frac{M}{PK - M^2} \sigma^2 \quad [13]$$

com K, M e P já definidos em [6], [7] e [9].

4.1.1.2 - Análise de covariância

Para análise de covariância utilizou-se o modelo matemático proposto em [1] e para a determinação das somas de quadrados de tratamentos ajustados utilizou-se o método do resíduo condicional, segundo KEMPTHORNE (1952).

Esquema da análise de variância:

Fonte de Variação	G.L.	Soma de Quadrados
$R(b_1, b_2 u)$	2	$SQP(b_1, b_2 u)$
Tratamentos	$n-1$	Diferença
$R(t_i, b_1, b_2 u)$	$n+1$	$SQP(t_i, b_1, b_2 u)$
Resíduo	$n(s-1) - 2$	Diferença
Total	$ns-1$	$\sum_{i,j} y_{ij}^2 - \frac{(\sum_{i,j} y_{ij})^2}{ns}$

onde:

$R(t_i, b_1, b_2 | u)$ é a redução devida aos tratamentos e a covariável x em suas potências x e x^2 , ajustados para a média; [14]

$R(b_1, b_2 | u)$ é a redução devida à covariável x em suas potências x e x^2 , ajustadas para a média, admitindo-se o modelo matemático no qual é ignorada a presença de tratamentos

$$y_{ij} = u + b_1 x_{ij} + b_2 x_{ij}^2 + e_{ij}$$

$$SQP(t_i, b_1, b_2 | u) = SQP(u, t_i, b_1, b_2) - SQP(u) \quad [15]$$

$$SQP(b_1, b_2 | u) = SQP(u, b_1, b_2) - SQP(u)$$

SQP = soma de quadrado dos parâmetros.

Aplicando a metodologia exposta, SILVA(1972) apresentou o esquema de análise de covariância descrito na Tabela 3.

Tabela 3 - Soma de quadrados e graus de liberdade para a análise de covariância quadrática no modelo inteiramente ao acaso.

Fonte de Variação	G.L.	S.Q.
Total	ns-1	$\sum_{i,j} y_{ij}^2 - \frac{1}{ns} \left(\sum_{i,j} y_{ij} \right)^2$
Tratamentos	n-1	$(1/s) \sum_i \left(\sum_j y_{ij} \right)^2 - \frac{1}{ns} \left[\sum_{i,j} y_{ij} \right]^2$
Resíduo	n(s-1)	$\sum_{i,j} y_{ij}^2 - (1/s) \sum_i \left[\sum_j y_{ij} \right]^2$
Tratamento + Resíduo	ns-1	$\sum_{i,j} y_{ij}^2 - \frac{1}{ns} \left(\sum_{i,j} y_{ij} \right)^2$
Trat. + Resíduo Ajust.	ns-3	$(W_1) = \sum_{i,j} y_{ij}^2 - \frac{1}{ns} \left[\sum_{i,j} y_{ij} \right]^2 -$ $- \frac{D^2C - 2BDE + AE^2}{AC - B^2}$
Resíduo Ajustado	n(s-1) - 2	$(W_2) = \sum_{i,j} y_{ij}^2 - (1/s) \sum_i \left[\sum_j y_{ij} \right]^2 -$ $- \frac{PN^2 - 2QMN + Q^2K}{PK - M^2}$
Tratamento Ajustado	n-1	$W_1 - W_2$

onde:

$$A = \sum_{i,j} x_{ij}^2 \quad [16]$$

$$B = \sum_{i,j} x_{ij}^3 \quad [17]$$

$$C = \sum_{i,j} x_{ij}^4 - \frac{1}{ns} \left(\sum_{i,j} x_{ij}^2 \right)^2 \quad [18]$$

$$D = \sum_{i,j} x_{ij} y_{ij} \quad [19]$$

$$E = \sum_{i,j} x_{ij}^2 y_{ij} - \frac{1}{ns} \left(\sum_{i,j} x_{ij}^2 \right)^2 \quad [20]$$

e K, M, N, P e Q são os definidos em [6], [7], [8], [9] e [10].

A verificação da existência de contrastes significativos entre médias ajustadas para a regressão conjunta se fez pelo teste de F:

$$F = \frac{(W_1 - W_2)/(n-1)}{\frac{W_2}{(n-1)(s-1) - 2}} \quad [21]$$

A verificação da hipótese de nulidade (b_1 e b_2) = 0 também se fez pelo teste F, como se segue.

Admitindo-se o modelo matemático,

$$y_{ij} = u + t_i + e_{ij} \quad [22]$$

no qual é ignorada a presença da covariável x em suas potências x e x^2 , e utilizando o mesmo processo, SILVA (1972) apresentou o quadro de análise descrito na Tabela 4.

Tabela 4 - Análise de variância para o efeito conjunto de b_1 e b_2 , no modelo quadrático, para delineamentos inteiramente ao acaso.

Fonte de Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.
$R(t_i u)$	$n-1$	$SQP(t_i u)$	
Efeito conjunto (b_1 e b_2)	2	$(W_3) = \frac{PN^2 - 2OMN + Q^2K}{PK - M^2}$	$W_3/2$ $\frac{W_3/2}{W_2/[n(s-1) - 2]}$
$R(t_i, b_1, b_2 u)$	$n+1$	$SQP(t_i, b_1, b_2 u)$	
Resíduo	$n(s-1)-2$	(W_2)	$\frac{W_2}{n(s-1) - 2}$
Total	$ns-1$	$\sum_{i,j} y_{ij}^2 - \frac{(\sum_{i,j} y_{ij})^2}{ns}$	

com

K, M, N, P e Q já definidos em [6], [7], [8], [9] e [10], $R(t_i, b_1, b_2|u)$ e $SQP(t_i, b_1, b_2|u)$ definidos em [14] e [15] e W_2 também definido na Tabela 3;

e onde:

$R(t_i|u)$ = redução devida aos tratamentos ajustados para a média;

$SQP(t_i|u) = SQP(u, t_i) - SQP(u)$.

A confirmação da hipótese $(b_1 \text{ e } b_2) = 0$ leva a admitir que a covariável x , nas suas potências x e x^2 não contribui significativamente para explicar as variações de y , podendo assim ser eliminada e se admitir o novo modelo matemático proposto em [22], para os delineamentos inteiramente ao acaso.

No caso da rejeição da hipótese $(b_1 \text{ e } b_2) = 0$ pode-se verificar a contribuição do termo de 2º grau na explicação da variação de y . Ignorando-se b_2 no modelo matemático completo, tem-se o novo modelo:

$$y_{ij} = u + t_i + b_1 x_{ij} + e_{ij} \quad ,$$

e o quadro da análise de variância descrito na Tabela 5.

Tabela 5 - Análise de variância para o efeito de b_2 , no modelo completo, para delineamento inteiramente ao acaso.

Fonte de Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
$R(t_i, b_1 u)$	n	$SQP(t_i, b_1 u)$		
Efeito b_2	1	$(W_k) = \frac{(QK - MN)^2}{K(PK - M^2)}$	W_k	$\frac{W_k}{W_2}$ $\frac{1}{n(s-1) - 2}$
$R(t_i, b_1, b_2 u)$	n+1	$SQP(t_i, b_1, b_2 u)$		
Resíduo	$n(s-1)-2$	(W_2)	$\frac{W_2}{n(s-1) - 2}$	
Total	ns-1	$\sum_{i,j} y_{ij}^2 - \frac{(\sum_{i,j} y_{ij})^2}{ns}$		

com:

K, M, N, P e Q já definidos em [6], [7], [8], [9] e [10], $R(t_i, b_1, b_2|u)$ e $SQP(t_i, b_1, b_2|u)$ definidos em [14] e [15] e W_2 também definido na Tabela 3;

e onde:

$R(t_i, b_1|u)$ = redução devida aos tratamentos e à covariável x em sua potência linear, ajustados para a média;

$$SQP(t_i, b_1|u) = SQP(u, t_i, b_1) - SQP(u).$$

No caso da rejeição da hipótese $b_2 = 0$, implica em que a contribuição do termo quadrático é significativa.

Procede-se, por fim, à verificação da contribuição do termo linear, eliminando-se o termo x do modelo matemático completo, e tem-se:

$$y_{ij} = u + t_i + b_2 x_{ij}^2 + e_{ij} \quad ,$$

e o quadro de análise de variância descrito na Tabela 6.

Tabela 6 - Análise de variância para o efeito de b_1 , no modelo completo, para delineamento inteiramente ao acaso.

Fonte de Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
$R(t_i, b_2 u)$	n	$SQP(t_i, b_2 u)$		
Efeito b_1	1	$W_5 = \frac{(PN - QM)^2}{P(PK - M^2)}$	W_5	$\frac{W_5}{W_2}$
				$n(s-1) - 2$
$R(t_i, b_1, b_2 u)$	n+1	$SQP(t_i, b_1, b_2 u)$		
Resíduo	$n(s-1)-s$	W_2	$\frac{W_2}{n(s-1) - 2}$	
Total	ns-1	$\sum_{i,j} y_{ij}^2 - \frac{(\sum_{i,j} y_{ij})^2}{ns}$		

com:

K, M, N, P e Q já definidos em [6], [7], [8], [9] e [10], $R(t_i, b_1, b_2 | u)$ e $SQP(t_i, b_1, b_2 | u)$ definidos em [14] e [15], e W_2 também definido na Tabela 3;

e onde:

$R(t_i, b_2 | u)$ = redução devida aos tratamentos e à covariável x em sua potência quadrática, ajustados para a média;

$SQP(t_i, b_2 | u) = SQP(u, t_i, b_2) - SQP(u)$.

Na rejeição da hipótese $(b_1 \text{ e } b_2) = 0$ e não rejeição das hipóteses isoladas $b_1 = 0$ e $b_2 = 0$ mantêm-se os dois parâmetros, ou seja, o modelo completo apresentado em [1].

4.1.2 - Experimento em blocos casualizados

Para a análise de experimentos em blocos casualizados utilizou-se o modelo matemático:

$$y_{ij} = u + t_i + r_j + b_1 x_{ij} + b_2 x_{ij}^2 + e_{ij} \quad , \quad [23]$$

onde:

$$x_{ij} = X_{ij} - \bar{X} \quad \text{ou} \quad \sum_{i,j} x_{ij} = 0 ,$$

com $i=1,2,\dots,n$; $j=1,2,\dots,s$; e sendo:

$\bar{u}$ a média geral;

y_{ij} o valor observado, referente ao tratamento i , do bloco j ;

t_i o efeito do i -ésimo tratamento;

r_j o efeito do j -ésimo bloco;

b_1 o coeficiente linear de y em relação a x ;

b_2 o coeficiente quadrático de y em relação a x ;

e_{ij} o erro experimental associado a y_{ij} , que se supõe, por hipótese, com distribuição normal de média zero e variância σ^2 , ou seja, $e_{ij} \sim N(0, \sigma^2)$;

$x_{ij} = X_{ij} - \bar{X}$, onde X_{ij} é o valor observado da variável auxiliar.

4.1.2.1 - Estimativa dos parâmetros

As estimativas dos parâmetros foram obtidas, segundo SILVA (1972), como segue:

$$\hat{u} = \frac{1}{ns} \left[\sum_{i,j} y_{ij} - b_2 \sum_{i,j} x_{ij}^2 \right] \quad [24]$$

$$\hat{t}_i = (1/s) \left[\sum_j y_{ij} - b_1 \sum_j x_{ij} - b_2 \sum_j x_{ij}^2 \right] - \hat{u} \quad [25]$$

$$\hat{r}_j = (1/n) \left[\sum_i y_{ij} - b_1 \sum_i x_{ij} - b_2 \sum_i x_{ij}^2 \right] - \hat{u} \quad [26]$$

$$b_1 = \frac{PN - QM}{PK - M^2} \quad [27]$$

$$b_2 = \frac{QK - MN}{PK - M^2} \quad [28]$$

onde:

$$K = \sum_{i,j} x_{ij}^2 - (1/s) \sum_i \left[\sum_j x_{ij} \right]^2 - (1/n) \sum_j \left[\sum_i x_{ij} \right]^2 \quad [29]$$

ou soma dos quadrados residuais de x:

$$M = \sum_{i,j} x_{ij}^3 - (1/s) \sum_i \left[\sum_j x_{ij} \sum_j x_{ij}^2 \right] - (1/n) \sum_j \left[\sum_i x_{ij} \sum_i x_{ij}^2 \right] \quad [30]$$

$$N = \sum_{i,j} x_{ij} y_{ij} - (1/s) \sum_i \left[\sum_j x_{ij} \sum_j y_{ij} \right] - (1/n) \sum_j \left[\sum_i x_{ij} \sum_i y_{ij} \right] \quad [31]$$

ou soma dos produtos residuais:

$$P = \sum_{i,j} x_{ij}^4 - (1/s) \sum_i \left[\sum_j x_{ij}^2 \right]^2 - (1/n) \sum_j \left[\sum_i x_{ij}^2 \right]^2 + \frac{1}{ns} \left[\sum_{i,j} x_{ij}^2 \right]^2 \quad [32]$$

$$Q = \sum_{i,j} x_{ij}^2 y_{ij} - (1/s) \sum_i \left[\sum_j y_{ij} \sum_j x_{ij}^2 \right] - (1/n) \sum_j \left[\sum_i y_{ij} \sum_i x_{ij}^2 \right] + \frac{1}{ns} \left[\sum_{i,j} x_{ij}^2 \sum_{i,j} y_{ij} \right] \quad [33]$$

e as variâncias e covariâncias das estimativas de b_1 e b_2 :

$$V(\hat{b}_1) = \frac{P}{PK - M^2} \sigma^2 \quad [34]$$

$$V(\hat{b}_2) = \frac{K}{PK - M^2} \sigma^2 \quad [35]$$

$$\text{Cov}(\hat{b}_1, \hat{b}_2) = - \frac{M}{PK - M^2} \sigma^2 \quad [36]$$

com K, M e P já definidos em (29), (30) e (32).

4.1.2.2 - Análise de covariância

Para análise de covariância utilizou-se o modelo matemático proposto em [23], e para a determinação das somas de quadrados de tratamentos ajustados utilizou-se o método do resíduo condicional, segundo KEMPTHORNE (1952).

Análise de variância

Fonte de Variação	G.L.	
$R(r_j, b_1, b_2 u)$	s+1	$SQP(r_j, b_1, b_2 u)$
Tratamentos	n-1	Diferença
$R(t_i, r_j, b_1, b_2 u)$	s+n	$SQP(t_i, r_j, b_1, b_2 u)$
Resíduo	(n-1)(s-1)-2	Diferença
Total	ns-1	$\sum_{i,j} y_{ij}^2 - \frac{(\sum_{i,j} y_{ij})^2}{ns}$

onde:

$R(t_i, r_j, b_1, b_2 | u)$ é a redução devida aos tratamentos, blocos e à covariável x em suas potências x e x^2 , ajustados para a média;

$R(r_j, b_1, b_2 | u)$ é a redução devida a blocos e à covariável x em suas potências x e x^2 , ajustados à média, admitindo-se o modelo no qual é ignorada a presença de tratamentos:

$$y_{ij} = u + r_j + b_1 x_{ij} + b_2 x_{ij}^2 + e_{ij} ;$$

$$SQP(t_i, r_j, b_1, b_2 | u) = SQP(u, t_i, r_j, b_1, b_2) - SQP(u) \quad [38]$$

$$SQP(r_j, b_1, b_2 | u) = SQP(u, r_j, b_1, b_2) - SQP(u); \text{ e}$$

SQP = soma de quadrados dos parâmetros.

Aplicando a metodologia exposta, SILVA(1972) propôs o esquema de análise descrito na Tabela 7.

Tabela 7 - Soma de quadrados e graus de liberdade para a análise de co variância quadrática no modelo em blocos casualizados.

Fontes de Variação	G.L.	S.Q.
Total	ns-1	$\sum_{i,j} y_{ij}^2 - \frac{1}{ns} \left(\sum_{i,j} y_{ij} \right)^2$
Blocos	s-1	$(1/n) \sum_j \left[\sum_i y_{ij} \right]^2 - \frac{1}{ns} \left(\sum_{i,j} y_{ij} \right)^2$
Tratamentos	n-1	$(1/s) \sum_i \left[\sum_j y_{ij} \right]^2 - \frac{1}{ns} \left[\sum_{i,j} y_{ij} \right]^2$
Resíduo	(n-1)(s-1)	$\sum_{i,j} y_{ij}^2 - (1/n) \sum_j \left[\sum_i y_{ij} \right]^2 -$ $- (1/s) \sum_i \left[\sum_j y_{ij} \right]^2 + \frac{1}{ns} \left[\sum_{i,j} y_{ij} \right]^2$
Tratamento + Resíduo	s(n-1)	$\sum_{i,j} y_{ij}^2 - (1/n) \sum_j \left[\sum_i y_{ij} \right]^2$
Trat. + Resíduo Ajust.	s(n-1)-2	$(W_1) = \sum_{i,j} y_{ij}^2 - (1/n) \sum_j \left[\sum_i y_{ij} \right]^2 -$ $- \frac{D^2C - 2BDE + AE^2}{AC - B^2}$
Resíduo Ajustado	(n-1)(s-1)-2	$(W_2) = \sum_{i,j} y_{ij}^2 - (1/s) \sum_i \left[\sum_j y_{ij} \right]^2 -$ $- (1/n) \sum_j \left[\sum_i y_{ij} \right]^2 + \frac{1}{ns} \left[\sum_{i,j} y_{ij} \right]^2 -$ $- \frac{PN^2 - 2QMN + Q^2K}{PK - M^2}$
Tratamento Ajustado	n-1	$W_1 - W_2$

onde:

$$A = \sum_{i,j} x_{ij}^2 - (1/n) \sum_j \left[\sum_i x_{ij} \right]^2 \quad [39]$$

$$B = \sum_{i,j} x_{ij}^3 - (1/n) \sum_j x_{ij} \sum_i x_{ij}^2 \quad [40]$$

$$C = \sum_{i,j} x_{ij}^4 - (1/n) \sum_j \left[\sum_i x_{ij}^2 \right]^2 \quad [41]$$

$$D = \sum_{i,j} x_{ij} y_{ij} - (1/n) \sum_j \left[\sum_i x_{ij} \sum_i y_{ij} \right] \quad [42]$$

$$E = \sum_{i,j} x_{ij}^2 y_{ij} - (1/n) \sum_j \left[\sum_i y_{ij} \sum_i x_{ij}^2 \right] \quad [43]$$

e K, M, N, P e Q já definidos em [29], [30], [31], [32] e [33] do presente trabalho.

A verificação da existência de contrastes significativos entre médias ajustadas para a regressão conjunta se fez pelo teste F:

$$F = \frac{(W_1 - W_2)/(n-1)}{\frac{W_2}{(n-1)(s-1) - 2}} \quad [44]$$

A verificação da hipótese de nulidade (b_1 e b_2) = 0 também se fez pelo teste F, como se segue.

Admitindo-se o modelo matemático:

$$y_{ij} = u + t_i + r_j + e_{ij} \quad [45]$$

no qual é ignorada a presença da covariável x em suas potências x e x^2 , e utilizando o mesmo processo, foi apresentado o quadro de análise de variância descrito na Tabela 8.

Tabela 8 - Análise de variância para o efeito conjunto de b_1 e b_2 , no modelo completo, para delineamentos em blocos casualizados.

Fonte de Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
$R(t_i, r_j u)$	$n+s-2$	$SQP(t_i, r_j u)$		$\frac{W_3/2}{W_2/[(n-1)(s-1)-2]}$
Efeito conjunto (b_1 e b_2)	2	$(W_3) = \frac{PN^2 - 2QMN + Q^2K}{PK - M^2}$	$W_3/2$	
$R(t_i, r_j, b_1, b_2 u)$	$n+s$	$SQP(t_i, r_j, b_1, b_2 u)$		
Resíduo	$(n-1)(s-1)-2$	(W_2)		$\frac{W_2}{(n-1)(s-1)-2}$
Total	$ns-1$	$\sum_{i,j} y_{ij}^2 - \frac{(\sum_{i,j} y_{ij})^2}{ns}$		

Com:

K, M, N, P e Q já definidos em [29], [30], [31], [32] e [33], $R(t_i, r_j, b_1, b_2 | u)$ e $SQP(t_i, r_j, b_1, b_2 | u)$ definidos em [37] e [38], e W_2 definido na Tabela 7;

e onde:

$$SQP(t_i, r_j | u) = SQP(u, t_i, r_j) - SQP(u);$$

$R(t_i, r_j | u)$ = redução devida aos tratamentos e blocos, ajustados para a média.

A confirmação da hipótese $(b_1 \text{ e } b_2) = 0$ nos leva a admitir que a covariável x , nas suas potências x e x^2 não contribui significativamente para explicar as variações de y , podendo assim ser eliminada do modelo e admitir-se o modelo matemático descrito em [43], para ensaios em blocos casualizados.

No caso da rejeição da hipótese $(b_1 \text{ e } b_2) = 0$ pode-se verificar a contribuição do termo de segundo grau na explicação da variação de y . Ignorando-se b_2 no modelo matemático completo, tem-se:

$$y_{ij} = u + t_i + r_j + b_1 x_{ij} + e_{ij} \quad ,$$

e o quadro de análise de variância descrito na Tabela 9.

Tabela 9 - Análise de variância para o efeito b_2 , no modelo matemático completo, para delineamentos em blocos casualizados.

Fonte de Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
$R(t_i, r_j, b_1 u)$	$n+s-1$	$SQP(t_i, r_j, b_1 u)$		
Efeito b_2	1	$(W_4) = \frac{(QK - MN)^2}{K(PK - M^2)}$	W_4	$\frac{W_4}{W_2}$
$R(t_i, r_j, b_1, b_2 u)$	$n+s$	$SQP(t_i, r_j, b_1, b_2 u)$		$(n-1)(s-1)-2$
Resíduo	$(n-1)(s-1)-2$	W_2	$\frac{W_2}{(n-1)(s-1)-2}$	
Total	$ns-1$	$\sum_{i,j} y_{ij}^2 - \frac{(\sum_{i,j} y_{ij})^2}{ns}$		

com:

K, M, N, P e Q já definidos em [29], [30], [31], [32] e [33], $R(t_i, r_j, b_1, b_2|u)$ e $SQP(t_i, r_j, b_1, b_2|u)$ definidos em [37] e [38], e W também definido na Tabela 7;

e onde:

$$SQP(t_i, r_j, b_1|u) = SQP(u, t_i, r_j, b_1) - SQP(u);$$

$R(t_i, r_j, b_1|u)$ = redução devida aos tratamentos, blocos e à covariável x em sua potência linear, ajustados para a média.

No caso da rejeição da hipótese $b_2 = 0$, implica que a contribuição do termo quadrático é significativa.

Procede-se por fim à verificação da contribuição do termo linear, eliminando-se esse termo, conforme o seguinte modelo:

$$y_{ij} = u + t_i + r_j + b_2 x_{ij} + e_{ij} ,$$

e obtêm-se o quadro da análise de variância descrito na Tabela 10.

Tabela 10 - Análise de variância para o efeito de b_1 , no modelo matemático completo, para delineamentos em blocos casualizados.

Fonte de Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
$R(t_i, r_j, b_2 u)$	$n+s-1$	$SQP(t_i, r_j, b_2 u)$		
Efeito b_1	1	$W_3 = \frac{(PN - QM)^2}{P(PK - M^2)}$	W_3	$\frac{W_3}{W_2}$
$R(t_i, r_j, b_1, b_2 u)$	$n+s$	$SQP(t_i, r_j, b_1, b_2 u)$		$\frac{W_5}{(n-1)(s-1)-2}$
Resíduo	$(n-1)(s-1)-2$	W_2	$\frac{W_2}{(n-1)(s-1)-2}$	
Total	$ns-1$	$\sum_{i,j} y_{ij}^2 - \frac{(\sum_{i,j} y_{ij})^2}{ns}$		

com:

K , M , N , P e Q já definidos em [29], [30], [31], [32] e [33]; $R(t_i, r_j, b_1, b_2|u)$ e $SQP(t_i, r_j, b_1, b_2|u)$ definidos em [37] e [38], e W_2 também definido na Tabela 7;

e onde:

$$SQP(t_i, r_j, b_2|u) = SQP(u, t_i, r_j, b_2) - SQP(u)$$

$$R(t_i, r_j, b_2|u) = \text{redução devida aos tratamentos, blocos e } \tilde{a} \text{ covariável } x \text{ em sua potência quadrática, ajustados para a média.}$$

Na rejeição da hipótese $(b_1 \text{ e } b_2) = 0$ e não rejeição das hipóteses isoladas $b_1 = 0$ e $b_2 = 0$ mantêm-se os dois parâmetros, ou seja, o modelo apresentado em [23].

4.2 - Simulação

4.2.1 - Bases para a simulação de dados

Foram simulados através de computador IBM 1130, do Departamento de Matemática e Estatística da ESALQ/USP, o total de 1.040.000 pares de dados do consumo de ração e do ganho de peso dos animais na fase de crescimento e acabamento.

Para a simulação foi necessário conhecer o tipo de distribuição dos dados reais de ganho de peso e consumo de ração. Usando-se os dados descritos no Capítulo 3, testou-se a normalidade através do teste do Qui-Quadrado.

Através da análise da variância e da covariância, descritas no item 4.1, dos dados mencionados no Capítulo 3, verificou-se que existe uma regressão quadrática entre ganho de peso e consumo de ração.

4.2.2 - Procedimento de simulação

Segundo GOMES (1978), o ajustamento das médias de tratamentos, de acordo com os valores de x , só se justifica, em geral, se as diferenças dos valores de x não forem devidas aos próprios tratamentos. Logo, para a simulação de x (consumo de ração) não foram considerados efei-

tos de tratamentos, conforme mostra o modelo abaixo:

$$x_{ij} = \hat{r}_j + e'_{ij} \quad ,$$

onde:

$\hat{r}_j$ = estimativa do efeito de blocos, obtida da análise dos dados;

e'_{ij} = erro experimental obtido por computação através da subrotina UNNOR de GODOI (1978), com distribuição normal, com média zero e variância σ^2_i , estimada a partir dos dados reais de consumo de ração.

Uma vez que, conforme 4.2.1, o ganho de peso está relacionado de forma quadrática com o consumo de ração, cada x_{ij} simulado foi aplicado no modelo:

$$\bar{y}_{ij} = \hat{u} + \hat{b}_1 x_{ij} + \hat{b}_2 x_{ij}^2 \quad [46]$$

onde:

$\bar{y}_{ij}$ = média que foi utilizada para a simulação do ganho de peso, correspondente ao consumo de ração x_{ij} ;

$\hat{u}$ = estimativa da média do ganho de peso, obtida a partir de dados reais;

$\hat{b}_1$ = coeficiente linear estimado a partir dos dados reais;

$\hat{b}_2$ = coeficiente quadrático estimado a partir dos dados reais.

Cada valor de $\bar{y}_{ij}$ foi utilizado como média de uma nova distribuição de ganho de peso, no modelo:

$$\hat{y}_{ij} = \bar{y}_{ij} + \hat{t}_i + e_{ij} \quad , \quad [47]$$

onde:

$\hat{y}_{ij}$ = ganho de peso simulado;

$\hat{t}_i$ = efeito do i-ésimo tratamento, estimado dos dados reais;

e_{ij} = erro experimental obtido por computação através da subrotina UNNOR de GODOI (1978), com distribuição normal, com média zero e variância σ^2 , estimada a partir dos dados reais, na análise de covariância quadrática entre ganho de peso e consumo de ração;

conforme gráfico ilustrado na Figura 3.

Teoricamente, substituindo-se $\bar{y}_{ij}$ obtido em [46] em [47], obtém-se:

$$\hat{y}_{ij} = \hat{\mu} + \hat{t}_i + \hat{r}_j + \hat{b}_1 x_{ij} + \hat{b}_2 x_{ij}^2 + e_{ij}$$

que foi o modelo empregado na simulação do ganho de peso.

Figura 3 - Ilustração da correspondência entre o consumo de ração e ganho de peso simulados.

Sobre os valores de y_{ij} obtidos conforme metodologia apresentada, foram adicionados os efeitos de tratamentos e blocos. A diferença máxima entre tratamentos foi de 10% da média $\bar{u}$, o mesmo acontecendo com os blocos. As estimativas de u , b_1 , b_2 e as variâncias do ganho de peso e consumo de ração usadas na simulação estão apresentadas no item 5.2.3.

Para verificar o efeito do tamanho do experimento sobre a análise estatística, foram considerados os com de 2 a 6 tratamentos, com número de blocos variando de 3 a 10, exceto no caso de 2 tratamentos, onde o número de blocos variou de 4 a 10.

Para cada combinação foram realizadas simulações para 1.000 experimentos.

4.3 - Análise dos Dados Simulados

Os dados simulados foram analisados por três métodos.

4.3.1 - Análise da variância da conversão alimentar

A conversão alimentar, sendo o quociente entre o consumo de ração e o ganho de peso de cada par de dados simulados foi analisada de modo usual, conforme Tabela 11.

Tabela 11 - Quadro da análise de variância para delineamentos em blocos casualizados.

Fonte de Variação	G.L.	S.Q.
Total	ns-1	$\sum_{i,j} y_{ij}^2 - \frac{1}{ns} Y_{..}^2$
Blocos	s-1	$(1/n) \sum_j Y_{.j}^2 - \frac{1}{ns} Y_{..}^2$
Tratamentos	n-1	$(1/s) \sum_i Y_{i.}^2 - \frac{1}{ns} Y_{..}^2$
Resíduo	(n-1)(s-1)	$\sum_{i,j} y_{ij}^2 - (1/n) \sum_j Y_{.j}^2 - (1/s) \sum_i Y_{i.}^2 + \frac{1}{ns} Y_{..}^2$

4.3.2 - Análise do ganho de peso ajustado para o consumo de ração, através de covariância

4.3.2.1 - Covariância linear

A análise de covariância linear foi realizada de modo usual (GOMES, 1978), como mostra o esquema da Tabela 12.

Tabela 12 - Esquema da análise de covariância linear, para experimentos em blocos casualizados.

Fonte de Variação	G.L.	SQ e SP	G.L.	SQ (ajust.)
Total	ns-1	$K_{xx} \ K_{xy} \ K_{yy}$		
Blocos	s-1	$R_{xx} \ R_{xy} \ R_{yy}$		
Tratamentos	n-1	$T_{xx} \ T_{xy} \ T_{yy}$		
Resíduo	$(n-1)(s-1)$	$E_{xx} \ E_{xy} \ E_{yy}$	$(n-1)(s-1)-1$	$E_{yy} - \frac{(E_{xy})^2}{E_{xx}}$
Trat.+Res.	$s(n-1)$	$S_{xx} \ S_{xy} \ S_{yy}$	$s(n-1)-1$	$S_{yy} - \frac{(S_{xy})^2}{S_{xx}}$
Trat. Ajust.			n-1	$\left\{ \begin{array}{l} \left[S_{yy} - \frac{(S_{xy})^2}{S_{xx}} \right] \\ - \left[E_{yy} - \frac{(E_{xy})^2}{E_{xx}} \right] \end{array} \right\}$

onde:

$$T_{yy} = \frac{1}{n} \sum_j \left(\sum_i y_{ij} \right)^2 - \frac{\left(\sum_{i,j} y_{ij} \right)^2}{ns}$$

$$T_{xx} = \frac{1}{n} \sum_j \left(\sum_i x_{ij} \right)^2 - \frac{\left(\sum_{i,j} x_{ij} \right)^2}{ns}$$

$$T_{xy} = \frac{1}{n} \sum_j \left(\sum_i x_{ij} \sum_i y_{ij} \right) - \frac{\sum_{i,j} x_{ij} \sum_{i,j} y_{ij}}{ns}$$

$$R_{yy} = \frac{1}{s} \sum_i \left(\sum_j y_{ij} \right)^2 - \frac{\left(\sum_{i,j} y_{ij} \right)^2}{ns}$$

$$R_{xx} = \frac{1}{s} \sum_i \left(\sum_j x_{ij} \right)^2 - \frac{\left(\sum_{i,j} x_{ij} \right)^2}{ns}$$

$$R_{xy} = \frac{1}{s} \sum_i \left(\sum_j x_{ij} \sum_j y_{ij} \right) - \frac{\sum_{i,j} x_{ij} \sum_{i,j} y_{ij}}{ns}$$

$$K_{yy} = \sum_{i,j} x_{ij}^2 - \frac{\left(\sum_{i,j} y_{ij} \right)^2}{ns}$$

$$K_{xx} = \sum_{i,j} x_{ij}^2 - \frac{\left(\sum_{i,j} x_{ij} \right)^2}{ns}$$

$$K_{xy} = \sum_{i,j} x_{ij} y_{ij} - \frac{\sum_{i,j} x_{ij} \sum_{i,j} y_{ij}}{ns}$$

e E_{xx} , E_{xy} e E_{yy} são obtidos por diferença, conforme exemplo abaixo:

$$E_{xx} = K_{xx} - T_{xx} - R_{xx}$$

$$\text{e } S_{xx} = T_{xx} + E_{xx} .$$

4.3.2.2 - Covariância quadrática

A análise de covariância quadrática foi efetuada conforme metodologia apresentada em 4.1.2.2.

4.3.3 - Comparação dos métodos

Para fins comparativos, foram obtidos, para cada combinação de tratamentos e blocos analisada pelos três métodos, a porcentagem das diferenças entre tratamentos consideradas significativas.

4.3.4 - Teste de normalidade da conversão alimentar

Foi realizado o teste de normalidade para a conversão alimentar dos 1.040.000 pares de dados simulados, utilizando-se o teste do Qui-Quadrado.

5. RESULTADOS E DISCUSSÃO

5.1 - Teste de Normalidade das Variáveis Consumo de Ração, Ganho de Peso e Conversão Alimentar

Inicialmente aplicou-se o teste de Qui-Quadrado para testar a normalidade das variáveis consumo de ração e ganho de peso, obtidas junto à Casa da Agricultura de Bauru, no total de 245 dados, os quais foram agrupados em intervalos de classe e encontram-se, juntamente com a conversão alimentar e a frequência esperada, na Tabela 17, do Apêndice.

Ganho de Peso:

$$\begin{aligned}
 \chi^2_C &= \frac{(7 - 9,873)^2}{9,873} + \frac{(11 - 16,072)^2}{16,072} + \frac{(37 - 29,645)^2}{29,645} \\
 &+ \frac{(47 - 42,801)^2}{42,801} + \frac{(45 - 48,363)^2}{48,363} + \frac{(45 - 42,801)^2}{42,801} + \\
 &+ \frac{(29 - 29,645)^2}{29,645} + \frac{(11 - 16,072)^2}{16,072} + \frac{(13 - 9,873)^2}{9,873} \\
 &= 7,625
 \end{aligned}$$

Como $\chi^2_C = 7,625 < \chi^2_{0,95} = 12,59$, conclui-se que ao nível de significância de 5%, a distribuição de frequência do ganho de peso pode ser estudada através da distribuição normal.

Consumo de Ração:

$$\begin{aligned}
 \chi^2_C &= \frac{(10 - 9,873)^2}{9,873} + \frac{(18 - 16,072)^2}{16,072} + \frac{(27 - 29,645)^2}{29,645} + \\
 &+ \frac{(46 - 42,801)^2}{42,801} + \frac{(44 - 48,363)^2}{48,363} + \frac{(42 - 42,801)^2}{42,801} + \\
 &+ \frac{(35 - 29,645)^2}{29,645} + \frac{(12 - 16,072)^2}{16,072} + \frac{(11 - 9,873)^2}{9,873} \\
 &= 3,2442
 \end{aligned}$$

Como $\chi^2_C = 3,2442 < \chi^2_{0,95} = 12,59$, conclui-se que, ao nível de significância de 5%, a distribuição de frequência do consumo de ração pode ser estudada através da distribuição normal.

Conversão Alimentar:

$$\begin{aligned}\chi^2_C &= \frac{(2 - 9,873)^2}{9,873} + \frac{(16 - 16,072)^2}{16,072} + \frac{(42 - 29,645)^2}{29,645} + \\ &+ \frac{(50 - 42,801)^2}{42,801} + \frac{(42 - 48,363)^2}{48,363} + \frac{(41 - 42,801)^2}{42,801} + \\ &+ \frac{(28 - 29,645)^2}{29,645} + \frac{(12 - 16,072)^2}{16,072} + \frac{(10 - 9,873)^2}{9,873} \\ &= 14,6778\end{aligned}$$

Como $\chi^2_C = 14,6778 > \chi^2_{0,95} = 12,59$, conclui-se que, ao nível de significância de 5%, a distribuição de frequência da conversão alimentar não pode ser estudada através da distribuição normal.

5.2 - Análise dos Dados Reais

5.2.1 - Demonstração da metodologia da análise da covariância quadrática

No sentido de mostrar a metodologia dos cálculos através do modelo completo, isto é, contendo a covariável x em suas potências x e x^2 , foi selecionado parte dos dados de Bauru, contidos na Tabela 18 do Apêndice.

Foram determinadas as estimativas dos parâmetros b_1 e b_2 e seus desvios padrões, e verificada a significância de ambas em conjunto e separadamente, pelo teste F . Também pelo teste F foi testada a significância de contrastes entre tratamentos ajustados.

Estimativas dos Parâmetros b_1 e b_2 :

Para a obtenção dessas estimativas, determinaram-se inicialmente os valores de K , M , N , P e Q , definidos em [29], [30], [31], [32] e [33], ou seja:

$$K = 11.296,807$$

$$M = 97.245,799$$

$$N = 2.834,418$$

$$P = 4.872.191,400$$

$$Q = 10.788,510$$

A seguir foram obtidos, para δ_1 e δ_2 , definidos em [34] e [35], os seguintes valores:

$$\delta_1 = 0,2799$$

$$\delta_2 = -0,0033$$

Verificação das Hipóteses:

A verificação das hipóteses foi feita pelo teste F, ao nível de 5% de probabilidade. Com essa finalidade procedeu-se a análise para as hipóteses.

Testou-se a hipótese $(b_1 \text{ e } b_2) = 0$ utilizando a metodologia exposta na Tabela 8, obtendo-se os resultados que são apresentados na Tabela 13.

Tabela 13 - Análise de variância para os efeitos conjuntos de δ_1 e δ_2 dos dados da Tabela 18 do Apêndice.

Fonte de Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
$R(t_i, r_j u)$	15	618,091		
Ef. conj. (δ_1 e δ_2)	2	757,079	378,539	34,658**
$R(t_i, r_j, b_1, b_2 u)$	17	1.375,170		
Resíduo	34	371,379	10,922	
Total	51	1.746,549		

Rejeitada a hipótese $(b_1 \text{ e } b_2) = 0$, a verificação da hipótese $b_1 = 0$ e $b_2 = 0$ também se fez pelo teste F, segundo Tabelas 9 e 10, cujos resultados são apresentados nas Tabelas 14 e 15.

Tabela 14 - Análise de variância para o efeito de b_1 , dos dados apresentados na Tabela 18 do Apêndice.

Fonte de Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
$R(t_i, r_j, b_2 u)$	16	641,979		
Efeito b_1	1	733,191	733,191	67,124**
$R(t_i, r_j, b_1, b_2 u)$	17	1.375,170		
Resíduo	34	371,379	10,922	
Total	51	1.746,549		

Tabela 15 - Análise de variância para o efeito de b_2 , dos dados apresentados na Tabela 18 do Apêndice.

Fonte de Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
$R(t_i, r_j, b_1 u)$	16	1.329,253		
Efeito b_2	1	45,917	45,911	4,203*
$R(t_i, r_j, b_1, b_2 u)$	17	1.375,170		
Resíduo	34	371,379	10,922	
Total	51	1.746,549		

Rejeitadas as hipóteses $(b_1 \text{ e } b_2) = 0$, $b_1=0$ e $b_2 = 0$, admite-se a função estimadora:

$$y_{ij} = \bar{u} + \bar{t}_i + \bar{r}_j + \bar{b}_1 x_{ij} + \bar{b}_2 x_{ij}^2 .$$

A verificação da significância dos contrastes entre médias ajustadas de tratamentos foi feita pelo teste F, através da análise da covariância, segundo Tabela 7, cujos resultados são apresentados na Tabela 16.

Tabela 16 - Análise de covariância para os efeitos de tratamentos.

Fonte de Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
Blocos	12	371,417		
Tratamentos	3	246,673		
Resíduo	36	1.128,459		
Tratam.+Resíduo	39	1.375,132		
(Trat.+Res.)ajust.	37	535,462		
Resíduo ajustado	34	371,379	10,922	
Tratam. ajustado	3	164,083	54,694	5,007**
Total	51	1.746,549		

Hã, pois, pelo menos um contraste significativo entre as médias de tratamentos ajustadas.

As estimativas dos desvios padrões de $\bar{b}_1$ e $\bar{b}_2$ foram determinadas de acordo com [34] e [35], obtendo-se os seguintes resultados:

$$\hat{s}(\bar{b}_1) = 0,0342 , \quad \hat{s}(\bar{b}_2) = 0,0016 .$$

5.2.2 - Resumo das análises dos dados reais de ganho de peso ajustado para consumo de ração, através da covariância quadrática

A metodologia demonstrada em 5.2.1 foi aplicada aos dados de 15 ensaios com suínos, sendo que na Tabela 19 do Apêndice estão apresentadas as estimativas de b_1 e b_2 e seus respectivos desvios padrões. Na Tabela 20 do Apêndice são apresentadas as médias das duas variáveis e os quadrados médios dos resíduos, e na Tabela 21 do Apêndice estão contidos os resultados dos testes de hipóteses.

Em 14 dos ensaios analisados, foi rejeitada a hipótese conjunta $(b_1 \text{ e } b_2) = 0$, sendo que em 9 desses também foi rejeitada a hipótese $b_2 = 0$.

A hipótese $b_1 = 0$ foi rejeitada em todos os ensaios analisados.

Nos ensaios em que não houve rejeição da hipótese $b_2 = 0$, observou-se que apenas um tinha graus de liberdade do resíduo superior a 10 e, segundo GOMES (1978), dificilmente se conseguem resultados razoáveis com ensaios com menos de 10 graus de liberdade para o resíduo, exceto em casos de ensaios de grande precisão, o que não é o caso.

Esses resultados demonstram que, no geral, existe uma relação quadrática entre ganho de peso e consu-

mo de ração em suínos. Tal fato contraria uma das condições propostas por WEIL (1962) no sentido de que a variável obtida por quociente seria adequada quando existir apenas uma regressão linear entre as variáveis originais. Esse resultado sugere que a conversão alimentar deve ser usada com muita cautela, no sentido de evitar erros de interpretação, quando se analisa a eficiência do uso dos alimentos.

5.2.3 - Estimativa dos parâmetros para fins de simulação

Procedeu-se, então, ao cálculo da estimativa dos parâmetros para a simulação, obtendo-se os seguintes resultados:

$$\bar{x} = 174,0000$$

$$u = 69,0000$$

$$b_1 = 0,2930$$

$$b_2 = -0,0019$$

$$\sigma_x^2 = 209,8000$$

$$\sigma_y^2 = 13,7000$$

onde:

$\bar{x}$ = média ponderada, pelo número de observações, das médias do consumo de ração dos dados reais;

$\hat{u}$ = média ponderada, pelo número de observações, das médias do ganho de peso, ajustada ao consumo de ração através do modelo de covariância quadrático, obtidas dos dados reais;

$\hat{b}_1$ = média ponderada, pelo número de repetições ou blocos, das estimativas obtidas dos dados reais;

$\hat{b}_2$ = média ponderada, pelo número de repetições ou blocos, das estimativas obtidas dos dados reais;

σ_x^2 = média ponderada, pelo número de repetições ou blocos, dos quadrados médios de resíduo do consumo de ração, obtidos através dos dados reais;

σ_y^2 = média ponderada, pelo número de repetições ou blocos, dos quadrados médios de resíduo do ganho de peso, ajustados para o modelo quadrático.

Com essas estimativas procedeu-se então à simulação dos dados, utilizando-se a metodologia apresentada em 4.2.

5.3 - Análise dos Dados Simulados

Para verificar o efeito do tamanho dos experimentos sobre a sensibilidade da análise estatística, foram considerados entre 2 e 6 tratamentos, e 3 a 10 blocos,

exceto no caso de 2 tratamentos, onde o número de blocos variou entre 4 e 10. Para cada combinação de número de tratamentos e número de blocos, foram realizados 1.000 grupos de pares de dados.

Para cada combinação, como no modelo de simulação foi adicionado um efeito de tratamento correspondente a 10% da média do ganho de peso, foram realizadas as análises de variância da conversão alimentar, covariância linear e quadrática, sendo que as porcentagens de diferenças significativas entre tratamentos, encontradas para cada tipo de análise, são apresentadas separadamente para 2, 3, 4, 5 e 6 tratamentos, nas Tabelas 22, 23, 24, 25 e 26 do Apêndice.

Foram também construídos diagramas das porcentagens de diferenças significativas entre tratamentos nas Figuras 4, 5, 6, 7 e 8 do Apêndice.

Observou-se, conforme Tabelas 22 e 23, que para 2 e 3 tratamentos a conversão alimentar, que, segundo MEYER e GARRETT (1969), não é uma medida apropriada para a resposta biológica (pois consideram que todo alimento consumido é usado para ganho de peso, ignorando o requerido para a manutenção do peso corporal) e que, segundo WEIL (1962), é, do ponto de vista estatístico, uma medida inadequada, pois, como não possui uma correlação linear entre as variá

veis originais, contraria uma das condições necessárias para o seu uso, apresentou maior sensibilidade em detectar diferenças entre tratamentos.

Para o caso de 4, 5 e 6 tratamentos, conforme Tabelas 24, 25 e 26, a análise de covariância quadrática foi mais eficiente, ficando a seguir a covariância linear.

Observou-se, também, conforme as tabelas apresentadas, que a sensibilidade em detectar diferenças entre tratamentos, que no caso deste trabalho foi de 10% da média, melhorou com o aumento do número de blocos. No entanto para um mesmo número de blocos, com o aumento do número de tratamentos, essa eficiência diminui, tornando-se necessário tomar um maior número de blocos.

5.4 - Teste de Normalidade para a Conversão Alimentar

Os 1.040.000 dados da conversão alimentar, obtidos pelo quociente entre o consumo de ração e o ganho de peso simulados, foram agrupados em uma distribuição de frequência na qual também se encontram as frequências esperadas na Tabela 27.

Foi aplicado o teste do qui-quadrado aos dados, obtendo-se o resultado a seguir:

$$\begin{aligned}
\chi^2_C &= \frac{(38 - 3.120)^2}{3.120} + \frac{(859 - 9.360)^2}{9.360} + \\
&+ \frac{(9.012 - 29.120)^2}{29.120} + \frac{(46.804 - 67.600)^2}{67.600} + \\
&+ \frac{(127.162 - 125.840)^2}{125.840} + \frac{(217.548 - 182.000)^2}{182.000} + \\
&+ \frac{(247.294 - 205.920)^2}{205.920} + \frac{(204.377 - 182.000)^2}{182.000} + \\
&+ \frac{(123.752 - 125.840)^2}{125.840} + \frac{(48.999 - 67.600)^2}{67.600} + \\
&+ \frac{(12.143 - 29.120)^2}{29.120} + \frac{(1.843 - 9.360)^2}{9.360} + \\
&+ \frac{(169 - 3.120)^2}{3.120} \\
&= 72.947,77
\end{aligned}$$

Como $\chi^2_C = 72.947,77 > \chi^2_{0,99} = 23,21$ concluiu-se que, ao nível de 1% de significância, o quociente entre o consumo de ração e o ganho de peso, dos dados simulados não seguem uma distribuição normal.

6. CONCLUSÕES

Os resultados obtidos neste trabalho permitiram estabelecer as seguintes conclusões:

- a) A evidência empírica que a variável conversão alimentar que é o quociente do consumo de ração pelo ganho de peso não apresenta distribuição normal, tanto no conjunto de dados reais como no de dados simulados. Tal fato pode ser devido à existência de uma regressão quadrática entre consumo de ração e ganho de peso.
- b) A variável conversão alimentar apresenta maior sensibilidade em detectar diferenças entre tratamentos, no caso de até três tratamentos.

- c) Na análise dos experimentos com quatro ou mais tratamentos, o ganho de peso ajustado pela covariância quadrática ao consumo de ração apresenta maior sensibilidade, com a necessidade de uso de computação. A análise do ganho de peso ajustado ao consumo por covariância linear foi menos sensível que a quadrática, porém melhor que a conversão alimentar.
- d) A sensibilidade em detectar diferenças entre os tratamentos melhora com o aumento do número de blocos ou repetições, enquanto que para um mesmo número de blocos a eficiência diminui com o aumento do número de tratamentos.

7. BIBLIOGRAFIA

- ASHTON, G.S., S.J. SLINGER e J.D. SUMMERS, 1962. The relation of covariance analysis to experimental precision and conclusions in chick feeding trials. Can. J. Animal Sci., Ottawa, 42: 226-230.
- CRAMPTON, E.W., 1934. Analysis of the comparative feeding trial by the variance and covariance methods. J. Nutr., Maryland, 7: 305-310.
- CHIARINI, C., 1983. A distribuição de probabilidade do quociente de variáveis aleatórias normais. Piracicaba, ESALQ/USP, 42 p. [Tese de Doutorado].
- COCHRAN, W.G., 1957. Interpretation of adjusted treatment means and regressions in analysis of covariance. Biometrics. Raleigh, 13: 261-281.

- CRUZ, V.F., 1971. Estudo sobre a correção de produções de parcelas em ensaio de milho. Piracicaba, ESALQ/USP. [Tese de Doutorado].
- D'AULÍSIO, M.B.G.; F.P. GOMES e I.R. NOGUEIRA, 1976. Estudo da distribuição do ponto de máximo ou de mínimo de equações do 2º grau. Anais da ESALQ. Piracicaba, 33: 291-307.
- DIAS, J.F.S., 1981. Análise de covariância intrablocos, com p variáveis auxiliares, para delineamentos em blocos incompletos equilibrados. Piracicaba, ESALQ/USP, 96 p. [Tese de Doutorado].
- FISHER, R.A., 1932. Statistical Methods of Research Workers. Oliver and Boyd, Edinburg, 4ª edição, 470 p.
- GEARY, R.C., 1930. The frequency distribution of the quotient of two normal variats. Journal of Royal Statistics Society. Londres, 93: 442-446.
- GODOI, C.R.M., 1978. Um algoritmo eficiente para simulação de vetores com distribuição multinormal. Ciência e Cultura. São Paulo, 30: 701-705.
- GOMES, F.P., 1955. Princípios básicos de experimentação. Revista de Agricultura. Campinas, 30: 95-99.
- GOMES, F.P., 1978. Curso de Estatística Experimental. 8ª edição, Livraria Nobel, São Paulo. 430 p.

- HENRIQUES, S.B., 1950. Correção do peso da glândula adrenal de ratos pela análise de covariância com o peso corporal. 4º Seminário de Estatística. São Paulo.
- KATTI, S.K., 1965. Multiple covariate analysis. Biometrics. Raleigh, 21: 957-974.
- KEMPTHORNE, O., 1952. The Design and Analysis of Experiments. 3ª edição, John Wiley, New York. 631 p.
- KOCH, R.M.; L.A. SWIGER; D. CHAMBERS e K.E. GREGORY, 1963. Efficiency of feed use in beef cattle. J. Anim. Sci., Champaign, 2: 63-68.
- LAVORENTI, A., 1976. Aspectos mais importantes da nutrição em suínos. Rev. da Soc. Brasileira de Zootecnia. Viçosa, 2: 259-270.
- MERRILL, A.S., 1928. Frequency distribution of an index when both the components follow the normal law. Biometrika. Londres, 20: 53-63.
- MEYER, J.H. e W.N. GARRETT, 1969. Efficiency of feed utilization. In: Techniques and Procedures in Animal Science Research. American Society of Animal Science. C/O Q. Corporation. Albany, N.Y.
- MONTGOMERY, D.O., 1976. Design and Analysis of Experiments. John Wiley, New York. 418 p.

- MOURA, M.P., 1978. Efeitos de níveis crescentes de farelo de algodão sobre a performance de suínos em crescimento e acabamento. Piracicaba, ESALQ/USP. 123 p. [Dissertação de Mestrado].
- MUNIZ, J.A., 1982. Análise de covariância em experimentos em blocos casualizados, com observações perdidas. Piracicaba, ESALQ/USP. 71 p. [Dissertação de Mestrado].
- OSTLE, B., 1954. Statistics in Research. Ames, Iowa State College Press. 487 p.
- PACHECO, C.R.V.M., 1978. Efeitos de oxitetraciclina na performance de suínos em crescimento e acabamento. Piracicaba, ESALQ/USP. 98 p. [Dissertação de Mestrado].
- SEARLE, S.R., 1971. Linear Models. John Wiley, New York, 3ª edição. 532 p.
- SNEDECOR, G.W. e W.G. COCHRAN, 1967. Statistical Methods. 6ª edição, Ames, Iowa State College Press. 593 p.
- SILVA, T., 1972. Sobre um modelo quadrático para as análises de covariância. Piracicaba, ESALQ/USP. 79 p. [Dissertação de Mestrado].
- STEEL, R.G.D. e J.H. TORRIE, 1960. Principles and Procedures of Statistics. 4ª edição, McGraw-Hill Book Company Inc., New York. 481 p.
- TEIXEIRA, J.C., 1979. Efeitos de tilosina, zinco bacitracina ácido 3-Nitro 4-Hidroxifinil Arsônico na performance de suínos em crescimento e acabamento Piracicaba, ESALQ/USP. 109p.[Dissertação de Mestrado].

- WEIL, W.B., 1962. Adjustment for size a possible misuse of ratios. Am. J. Clin. Nutr. Maryland, 11: 249-260.
- WINER, B.J., 1970. Statistical Principles in Experimental Design. Biometrics. Raleigh, 13: 309-332.
- ZELLEN, M., 1957. The analysis of covariance for incomplete block design. Biometrics. Raleigh, 13: 309-332.

8. A P Ê N D I C E

Tabela 17 - Distribuição do consumo de ração, ganho de peso e conversão alimentar de suínos em intervalos de classe e sua respectiva frequência esperada, através da distribuição normal (245 dados fornecidos pela Casa da Agricultura de Bauru - SP).

INTERVALOS				FREQUÊNCIA ESPERADA	FREQUÊNCIAS OBTIDAS		
					Ganho de peso	Consumo de ração	Conversão alimentar
- ∞	-	-2,75	0,735	9,873			
-2,75	├	-2,25	2,254				
-2,25	├	-1,75	6,884		7	10	2
-1,75	├	-1,25	16,072		11	18	16
-1,25	├	-0,75	29,645		37	27	42
-0,75	├	-0,25	42,801		47	46	50
-0,25	├	0,25	48,363		45	44	42
0,25	├	0,75	42,801		45	42	41
0,75	├	1,25	29,645		29	35	28
1,25	├	1,75	16,072		11	12	12
1,75	├	2,25	6,884	9,873	13	11	10
2,25	├	2,75	2,254				
2,75	├	∞	0,735				

Obs.: Os dados dos 3 primeiros e 3 últimos intervalos foram agrupados em virtude de não possuírem mais de 5 unidades na frequência esperada.

Tabela 18 - Ganho de peso (y) e consumo de ração (x) de suínos em crescimento e acabamento. Parte dos dados coletados pela Casa de Agricultura de Bauru - SP.

BLOCOS	Tratamento 1		Tratamento 2		Tratamento 3		Tratamento 4	
	x	y	x	y	x	y	x	y
1	131,7	56,5	163,4	71,4	155,1	70,0	152,6	66,0
2	170,1	72,8	145,2	60,5	176,1	72,0	164,6	76,5
3	164,1	70,0	170,4	63,5	139,3	60,1	154,5	66,0
4	167,8	60,4	168,6	68,0	166,4	72,5	180,7	78,0
5	211,3	73,4	149,8	62,0	138,2	60,3	132,7	58,0
6	159,2	63,3	146,5	64,0	151,4	66,5	151,3	70,0
7	158,5	70,7	142,9	65,0	157,3	74,0	161,3	74,5
8	167,2	74,5	159,0	60,6	173,6	74,3	148,0	67,5
9	171,4	70,8	180,3	73,0	146,5	64,0	163,8	76,0
10	166,1	71,2	142,6	65,5	189,5	78,8	176,8	75,0
11	185,3	71,9	141,6	62,0	157,1	72,9	180,7	71,5
12	191,7	70,8	144,7	64,5	143,9	66,0	184,3	82,0
13	198,5	72,8	147,3	66,5	186,6	72,4	144,3	62,0

Tabela 19 - Estimativas de b_1 e b_2 e seus respectivos desvios padrões através do modelo completo.

Nº DO EXPERIMENTO	Nº DE REPETIÇÕES	G.L. RESÍDUO AJUSTADO	$\bar{b}_1$	$s(\bar{b}_1)$	$\bar{b}_2$	$s(\bar{b}_2)$
1	3	4	0,3265	0,1220	-0,0059	0,0055
2	3	4	0,1728	0,0219	0,0007	0,0006
3	3	4	0,2218	0,0546	0,0044	0,0048
4	3	4	0,3300	0,0531	0,0043	0,0028
5	3	4	0,3104	0,0080	-0,0024	0,0023
6	6	18	0,2809	0,0292	-0,0019	0,0009
7	4	16	0,3031	0,0293	-0,0016	0,0006
8	29	110	0,2931	0,0258	-0,0021	0,0008
9	13	34	0,2799	0,0341	-0,0033	0,0016
10	20	17	0,2592	0,0195	-0,0017	0,0039
11	49	238	0,2986	0,0185	-0,0019	0,0006
12	10	34	0,2797	0,0342	-0,0033	0,0016
13	9	46	0,3625	0,0234	-0,0015	0,0034
14	8	33	0,3418	0,0325	-0,0022	0,0043
15	7	22	0,2971	0,0214	-0,0019	0,0051

Tabela 20 - Médias de ganho de peso e consumo de ração, seus respectivos quadrados médios de resíduo e o quadrado médio do resíduo ajustado através do modelo quadrático.

Nº do Experimento	Nº de dados	Média do ganho de peso	Média do consumo de ração	QMR ^{1/} Ganho de peso	QMR ^{2/} Consumo de ração	QMR ^{3/} Ajustado
1	12	76,30	226,37	64,5232	12,5664	5,6498
2	12	66,68	226,86	321,5259	12,0245	0,5712
3	12	76,96	216,99	128,1885	9,3025	1,5968
4	12	75,10	226,13	152,3843	17,5413	2,4655
5	12	76,32	234,53	101,0750	6,6130	1,4818
6	30	67,55	232,80	656,5959	59,6441	8,5534
7	28	68,28	219,48	425,6752	43,4044	6,2767
8	145	68,77	164,01	209,7749	31,7331	14,9017
9	52	69,98	157,15	313,8002	31,3460	10,9220
10	40	69,95	159,70	122,0704	22,8854	16,9419
11	245	69,18	161,82	201,7089	33,8915	16,3811
12	50	69,17	175,40	180,5001	17,8001	12,4812
13	63	66,12	169,80	178,1208	20,4215	16,3600
14	48	65,40	180,61	97,2598	9,6642	16,0195
15	35	68,80	162,30	150,3994	15,4030	14,4990

1/ Obtido através da análise de variância usual do ganho de peso.

2/ Obtido através da análise de variância usual do consumo de ração.

3/ Obtido através da análise de covariância quadrática conforme descrito em 5.2.1.

Tabela 21 - Resultados das análises de variância de 15 ensaios de crescimento e acabamento de suínos através do modelo completo.

Nº DO EXPERIMENTO	Q.M. Trat. Ajustado	$F(b_1 \text{ e } b_2)$	$F(b_2)$	$F(b_1)$
1	5,9634	4,67	1,16	7,15*
2	10,5922**	61,15**	1,42	61,89**
3	1,5682	15,47*	0,87	16,51*
4	6,9978	19,34**	2,37	38,62**
5	1,6316	11,38*	4,52	20,85**
6	89,1028**	60,73**	6,60**	92,35**
7	30,6587*	54,23**	8,96**	27,04**
8	68,2268**	64,25**	5,98**	128,45**
9	54,6937**	34,65**	7,16*	67,12**
10	13,8560	4,33*	4,03	7,43*
11	136,4176**	129,27**	9,02**	258,07**
12	18,4135	34,52**	4,15**	57,49**
13	110,3418**	62,34**	5,13**	47,35**
14	21,3912	34,91**	10,18**	24,32**
15	75,4132**	31,42**	7,41**	23,18**

* Significativo ao nível de 5% de probabilidade.

** Significativo ao nível de 1% de probabilidade.

Tabela 22 - Percentagens de diferenças significativas entre tratamentos nas análises de conversão alimentar, covariância linear e covariância quadrática no caso de 2 tratamentos.

Nº DE BLOCOS	ANÁLISE EM:		
	Conv. Alim.	Cov. Linear	Cov. Quadr.
3	-	-	-
4	0,6304	0,5975	0,6260
5	0,7250	0,6166	0,6569
6	0,8219	0,6439	0,7583
7	0,8347	0,7086	0,7965
8	0,8518	0,7745	0,8084
9	0,9333	0,8272	0,8797
10	0,9425	0,8879	0,9357

Tabela 23 - Percentagens de diferenças significativas entre tratamentos nas análises de conversão alimentar, covariância linear e covariância quadrática no caso de 3 tratamentos.

Nº DE BLOCOS	ANÁLISE EM:		
	Conv. Alim.	Cov. Linear	Cov. Quadr.
3	0,3824	0,3571	0,3731
4	0,4754	0,3683	0,4335
5	0,5347	0,4652	0,5040
6	0,6221	0,5927	0,6045
7	0,6790	0,6323	0,6677
8	0,8010	0,7380	0,7726
9	0,8268	0,8452	0,8236
10	0,8919	0,9050	0,8836

Tabela 24 - Percentagens de diferenças significativas entre tratamentos nas análises de conversão alimentar, covariância linear e covariância quadrática no caso de 4 tratamentos.

Nº DE BLOCOS	ANÁLISE EM:		
	Conv. Alim.	Cov. Linear	Cov. Quadr.
3	0,3259	0,3022	0,3127
4	0,3824	0,4217	0,4219
5	0,4847	0,4622	0,4813
6	0,5671	0,5736	0,5751
7	0,6726	0,6726	0,6862
8	0,7292	0,7697	0,7749
9	0,8182	0,8121	0,8286
10	0,8625	0,8655	0,8757

Tabela 25 - Percentagens de diferenças significativas entre tratamentos nas análises de conversão alimentar, covariância linear e covariância quadrática no caso de 5 tratamentos.

Nº DE BLOCOS	ANÁLISE EM:		
	Conv. Alim.	Cov. Linear	Cov. Quadr.
3	0,2682	0,2386	0,2460
4	0,3224	0,3310	0,3350
5	0,4353	0,4387	0,4416
6	0,5405	0,5417	0,5490
7	0,6073	0,6073	0,6182
8	0,6547	0,7192	0,7214
9	0,7882	0,8012	0,8028
10	0,8114	0,8314	0,8343

Tabela 26 - Percentagens de diferenças significativas entre tratamentos nas análises de conversão alimentar, covariância linear e covariância quadrática no caso de 6 tratamentos.

Nº DE BLOCOS	ANÁLISE EM:		
	Conv. Alim.	Cov. Linear	Cov. Quadr.
3	0,2211	0,2142	0,2280
4	0,3221	0,3018	0,3321
5	0,4144	0,4325	0,4426
6	0,4969	0,5090	0,5390
7	0,6220	0,6300	0,6540
8	0,6780	0,6640	0,7220
9	0,7220	0,7380	0,7720
10	0,8040	0,8160	0,8620

Tabela 27 - Distribuição de freqüência da conversão alimentar e sua respectiva freqüência esperada, através da distribuição normal (1.040.000 dados simulados).

INTERVALOS	Prob.	Freqüência esperada	Freqüência obtida
$-\infty - 2,75$	0,003	3.120	38
$-2,75 \vdash -2,25$	0,009	9.360	859
$-2,25 \vdash -1,75$	0,028	29.120	9.012
$-1,75 \vdash -1,25$	0,065	67.600	46.804
$-1,25 \vdash -0,75$	0,121	125.840	127.162
$-0,75 \vdash -0,25$	0,175	182.000	217.548
$-0,25 \vdash 0,25$	0,198	205.920	247.294
$0,25 \vdash 0,75$	0,175	182.000	204.377
$0,75 \vdash 1,25$	0,121	125.840	123.752
$1,25 \vdash 1,75$	0,065	67.600	48.999
$1,75 \vdash 2,25$	0,028	29.120	12.143
$2,25 \vdash 2,75$	0,009	9.360	1.843
$2,75 \vdash \infty$	0,003	3.120	169

Figura 4 - Percentagens de diferenças significativas entre tratamentos nas análises de conversão alimentar, covariância linear e quadrática, no caso de 2 tratamentos.

Figura 5 - Porcentagem de diferenças significativas entre tratamentos nas análises de conversão alimentar, covariância linear e quadrática, no caso de 3 tratamentos.

Figura 6 - Porcentagens de diferenças significativas entre tratamentos nas análises de conversão alimentar, covariância linear e quadrática, no caso de 4 tratamentos.

* Conversão alimentar = covariância linear.

Figura 7 - Porcentagens de diferenças significativas entre tratamentos nas análises de conversão alimentar, covariância linear e quadrática, no caso de 5 tratamentos.

* Conversão alimentar = covariância linear.

Figura 8 - Porcentagens de diferenças significativas entre tratamentos nas análises de conversão alimentar, covariância linear e quadrática, no caso de 6 tratamentos.

Figura 9 - Distribuição de frequência de conversão alimentar de suínos em crescimento e acabamento, obtidos através de simulação de 1.040.000 pares de dados, e a curva teórica da distribuição normal.