

**ALTERNATIVAS PARA COMPARAR TRATAMENTOS
ENVOLVENDO O DESEMPENHO NUTRICIONAL ANIMAL**

ANTÔNIO LOURENÇO GUIDONI

Engenheiro Agrônomo

Orientador : Prof. Dr. CÁSSIO ROBERTO DE MELO GODOI

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

PIRACICABA

Estado de São Paulo - Brasil

Janeiro - 1994

Ficha catalográfica preparada pela Seção de Livros da
Divisão de Biblioteca e Documentação - PCLQ/USP

Guidoni, Antônio Lourenço

G946a Alternativas para comparar tratamentos envolvendo
o desempenho nutricional animal. Piracicaba, 1994.
105p. ilus.

Tese - ESALQ
Bibliografia.

1. Análise multivariada 2. Animal doméstico - Nutri-
ção - Desempenho 3. Estatística aplicada 4. Índice nu-
tricional bioeconômico I. Escola Superior de Agricultu-
ra Luiz de Queiroz, Piracicaba

CDD 636.085

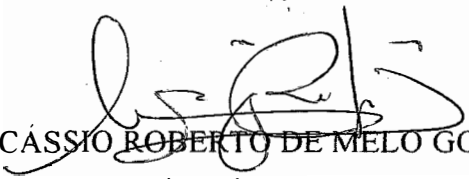
**ALTERNATIVAS PARA COMPARAR TRATAMENTOS
ENVOLVENDO O DESEMPENHO NUTRICIONAL ANIMAL**

ANTÔNIO LOURENÇO GUIDONI

Aprovada em: 02.03.1994

Comissão julgadora:

Prof. Dr. Cássio Roberto de Melo Godoi	ESALQ/USP
Prof. Dr. Décio Barbin	ESALQ/USP
Prof. Dr. Irineu Umberto Packer	ESALQ/USP
Prof. Dr. Carlos Roberto Padovani	IBB/UNESP
Prof. Dr. Sérgio do Nascimento Kronka	FCAV/UNESP


Prof. Dr. Cássio Roberto de Melo Godoi
Orientador

Este trabalho é dedicado

À memória de meus pais,

Rosa e Hemenegildo;

Aos meus irmãos;

À minha companheira e esposa Regina;

Aos meus filhos,

Carlos,
Brunela e
Lucas.

AGRADECIMENTOS

À Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (EMBRAPA), e ao Centro Nacional de Pesquisa de Suínos e Aves (CNPSA), pelo financiamento do curso de doutorado.

À Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz" (ESALQ), através do Departamento de Matemática e Estatística, pelo oferecimento do curso.

Ao professor titular do Departamento de Matemática e Estatística da ESALQ, Dr. Cássio Roberto de Melo Godoi, pela orientação.

Aos professores do Departamento de Matemática e Estatística da ESALQ, pelos ensinamentos.

Ao professor do Departamento de Economia e Sociologia da ESALQ, Dr. Rodolfo Hoffmann, pelos ensinamentos.

Ao colega do CNPSA, pesquisador Claudio Bellaver, por possibilitar os primeiros questionamentos sobre o tema Conversão Alimentar e pelos dados cedidos.

Aos colegas do CNPSA, pesquisadores Jerônimo Antônio Fávero e Paulo A. R. de Brum, pela gentileza em fornecer dados de suas pesquisas para utilização neste trabalho.

Aos colegas do CNPSA, pesquisadores Élsio A. P. de Figueiredo e Renato Irgang, pelas sugestões oferecidas na revisão deste trabalho.

Ao amigo e colega do CNPSA, pesquisador Cicero Juliano Monticelli, pela convivência durante o curso e ajuda na composição gráfica deste trabalho.

À amiga e professora do Departamento de Matemática e Estatística da ESALQ, Dra. Clarice Garcia Borges Demétrio e seu esposo Dr. Valdemar Antonio Demétrio pela confiança depositada.

Ao amigo João Mauricio Motta, pela convivência de nossas famílias e pela paciência dedicada nos ensinamentos particulares da estatística.

Aos amigos e colegas de Curso, Eufrázio Santos e Sônia Maria De Stefano Piedade, pela convivência.

À amiga Nancy Burkhardt, pela convivência e incentivo.

À Prof. Maria Izalina Ferreira Alves e sua família, pelo apoio prestado nos momentos mais difíceis.

À Tânia B. Celant e Vânia M. Faccio, pelo auxílio datilográfico.

À Irene C. Zanatta, pela correção das referências bibliográficas.

À amiga Tânia M. G. Scolari, pela revisão do português.

Aos funcionários do Departamento de Matemática e Estatística da ESALQ, pelo apoio prestado.

Aos colegas de curso de Pós-Graduação.

Aos colegas do Centro Nacional de Pesquisa de Suínos e Aves.

A todos aqueles que contribuíram, direta e indiretamente, para que este trabalho fosse realizado.

SUMÁRIO

	Página
RESUMO	vii
SUMMARY.....	ix
1. INTRODUÇÃO.....	01
2. REVISÃO DE LITERATURA	03
2.1. Métodos tradicionais para medir o desempenho nutricional	03
2.2. Métodos alternativos para medir o desempenho nutricional	07
2.2.1. Índice bioeconômico	07
2.2.2. Análise multivariada	11
3. DESENVOLVIMENTO TEÓRICO.....	16
3.1. Relação entre a conversão e eficiência alimentar quanto ao estimador aritmético	16
3.2. Relação entre a conversão e eficiência alimentar geométrica e suas propriedades	18
3.3. Impropriedades dos índices de quociente para comparar tratamentos.....	23
4. APLICAÇÕES.....	29
4.1. Variáveis caracterizadoras dos índices de desempenho nutricional	29
4.1.1. Índices de quociente.....	29
4.1.1.1. Índices Aritméticos.....	29
4.1.1.2. Índices geométricos.....	30
4.1.2. Índice bioeconômico	30
4.1.3. Índice por ajuste de covariável.....	31
4.1.3.1. Transformação animal ajustada pelo consumo de ração (Y X).....	31
4.1.3.2. Transformação animal ajustada pelo consumo de ração equivalente (Y WX).....	31
4.1.3.3. Consumo de ração ajustado pela transformação animal (X Y)	31
4.1.3.4. Consumo de ração equivalente ajustado pela transformação animal (WX Y).....	31
4.1.4. Índice nutricional multivariado.....	31
4.1.4.1. Índice nutricional multivariado biológico (INMB).....	32
4.1.4.2. Índice nutricional multivariado bioeconômico (INMBE)	32
4.2. Modelo linear geral reparametrizado	32
4.2.1. Análise multivariada	34
4.2.1.1 Estimação dos parâmetros.....	36
4.2.1.2. Soma de quadrados generalizada	36
4.2.1.3. Testes de hipóteses.....	37

4.2.1.3.1. Teste de Wilks	37
4.2.1.3.2 Teste de Pillai.....	38
4.2.1.3.3. Teste de Hotelling-Lawley.....	38
4.2.1.3.4. Teste de Roy e a primeira função discriminante canônica	39
4.2.2. Análise univariada ponderada	39
4.2.3. Análise univariada ordinária.....	40
4.2.4. Análise univariada com covariável	40
4.3. Experimentos simulados e programa computacional das análises	40
4.3.1. Simulação dos experimentos.....	40
4.3.2. Introdução do efeito de tratamentos	43
4.3.3. Programa computacional	44
4.4. Experimentos com dados reais	54
4.4.1. Descrição do experimento e determinações das relações de preço.....	54
4.4.2. Tipos de ponderação para o índice bioeconômico	57
4.4.2.1. Fator de ponderação tipo 1	57
4.4.2.2. Fator de ponderação tipo 2.....	58
4.4.2.3. Fator de ponderação tipo 3	58
4.4.2.4. Fator de ponderação tipo 4	58
4.4.3. Análises realizadas.....	58
4.4.3.1. Análise univariada ordinária.....	58
4.4.3.2. Análise ponderada	59
4.4.3.3. Análise de covariância	59
4.4.3.4. Análise multivariada	59
4.4.4. Programa computacional	59
5. RESULTADOS E DISCUSSÃO	63
5.1. Experimentos com dados simulados	63
5.1.1. Ensaios em branco.....	63
5.1.2. Índices de quociente	64
5.1.3. Índices bioeconômicos ordinário e ponderado.....	66
5.1.4. Índices por ajuste de covariável	66
5.1.5. Testes multivariados.....	68
5.1.6. Comparação dos índices de desempenho	70
5.2. Experimentos com dados reais	71
5.2.1. Análise exploratória dos dados	71
5.2.2. Análise de variância e comparação de médias	72

5.2.2.2. Desempenho bioeconômico	74
6. CONCLUSÕES.....	77
7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	79
8. APÊNDICE.....	83

ALTERNATIVAS PARA COMPARAR TRATAMENTOS ENVOLVENDO O DESEMPENHO NUTRICIONAL ANIMAL

Autor: ANTÔNIO LOURENÇO GUIDONI

Orientador: PROF. DR. CÁSSIO ROBERTO DE MELO GODOI

RESUMO

O presente trabalho objetivou comparar diferentes formas de medir o desempenho nutricional animal, caracterizado pelas variáveis transformação animal (Y) e consumo de ração (X).

Cinco métodos de análise foram estudados:

Método 1

Análise da conversão alimentar ($CA=X/Y$) e da eficiência alimentar ($EA=Y/X$).

Método 2

Análise da transformação logarítmica nas variáveis CA e EA.

Método 3

Análise ordinária e ponderada do índice bioeconômico ($IBE=YWX$), onde W é a relação de preços unitários entre Y e X para cada tratamento envolvido no experimento.

Método 4

Análise de covariância de $Y|X$, $Y|WX$, $X|Y$ e $WX|Y$

Método 5

Análise multivariada de $[Y X]$ e $[Y WX]$, comparando-se o poder dos testes de Wilks, Pillai, Hotelling-Lawley e Roy.

A sensibilidade dos métodos foi medida através do teste F, sobre o efeito de tratamentos simulados, envolvendo 16 tipos de experimentos

simbolizados pelas seguintes sequências: 0 – 0; 0 – 5; 0 – 10; 0 – 20; 5 – 0; 5 – 5; 5 – 10; 5 – 20; 10 – 0; 10 – 5; 10 – 10; 10 – 20; 20 – 0; 20 – 5; 20 – 10; 20 – 20. Nas sequências do tipo (a – b), a e b indicam a diferença máxima, em porcentagem, entre as médias dos tratamentos nas variáveis Y e X, respectivamente. A sequência 0 – 0 refere-se aos ensaios em branco e as demais, aos experimentos que contêm efeito de tratamento. Cada sequência é constituída de 500 ensaios, com cinco tratamentos e oito repetições, obtidos por processo de amostragem aleatória com reposição de uma população de suínos conhecida, com 1242 observações, nas variáveis Y e X, medidas conjuntamente num sistema de produção, com alimentação à vontade.

As principais conclusões deste trabalho foram:

– A conversão alimentar (CA) e eficiência alimentar (EA) não são métodos equivalentes para se comparar tratamentos, pois enquanto a CA subestima o desempenho alimentar, a EA o superestima. A equivalência é conseguida ao se realizar a transformação logarítmica em CA ou EA, indiferentemente.

– As análises de covariância, de $(Y|X$ e $X|Y)$ ou de $(Y|WX$ e $WX|Y)$, nem sempre são equivalentes.

– A análise ponderada é mais sensível para detectar diferenças entre tratamentos do que a análise ordinária. Se a magnitude dos fatores de ponderação variar, mas a relação entre esses fatores for constante, o valor do teste F não se altera; porém, os valores das estatísticas, nos testes de comparações múltiplas de médias, mudam.

– Quando o efeito de tratamento for da mesma ordem de magnitude relativa para as variáveis Y e X, a análise através dos índices de quociente e de covariável é insensível e, como consequência, a hipótese de nulidade tende sempre a não ser rejeitada.

– Sob a hipótese de nulidade, a aproximação multivariada do teste de Roy com a estatística F tende a superestimar o nível mínimo descritivo, em relação a aproximação dos testes de Wilks, Hotelling-Lawley e Pillai.

– Dentre os cinco métodos estudados, a análise multivariada, complementada pela primeira função discriminante, foi o método mais poderoso e sensível para discriminar tratamentos sobre o desempenho nutricional animal.

ALTERNATIVES TO COMPARE NUTRITIONAL TREATMENTS ON ANIMAL PERFORMANCE

Author: ANTÔNIO LOURENÇO GUIDONI

Adviser: PROF. DR. CÁSSIO ROBERTO DE MELLO GODOI

SUMMARY

Different forms of measuring animal performance in nutritional experiments, involving transformation made on the animal (Y) and feed consumption (X) were studied.

Five different methods were compared:

Method 1

Analysis of feed conversion ($CA=X/Y$) and feed efficiency ($EA=Y/X$).

Method 2

Analysis of logarithmic transformation in CA and EA.

Method 3

Weighted and ordinary analyses of the bio-economic index ($IBE=Y-WX$), where W is the price ratio between one unit of Y and one unit of X, for each treatment, in the experiment.

Method 4

Covariance analysis of $Y|X$, $Y|WX$, $X|Y$ and $WX|Y$.

Method 5

Multivariate analysis of $[Y \ X]$ and $[Y \ WX]$, comparing the power of the following tests: Wilks, Pillai, Hotelling-Lawley and Roy.

The sensibility of each method was measured by the F test on simulated treatments, involving 16 types of experiments symbolized by the following

sequences: 0 – 0; 0 – 5; 0 – 10; 0 – 20; 5 – 0; 5 – 5; 5 – 10; 5 – 20; 10 – 0; 10 – 5; 10 – 10; 10 – 20; 20 – 0; 20 – 5; 20 – 10; 20 – 20. In the sequences type (a – b), a and b indicate the largest percentual difference between the means of the treatments for Y and X. The sequence 0–0 refers to a blank experiment, and the others sequences refer to treatment effects.

Each sequence is composed by 500 experiments with five treatments and eight replicates, and was obtained by random sampling with replacement from a swine population fed at libitum, with 1242 observations for Y and X.

The main conclusions were:

- Feed conversion (CA) and feed efficiency (EA) are not equivalent methods to compare experimental treatments. While CA underestimates, EA superestimates animal performance in nutritional trials. The equivalence is obtained when the logarithm transformation is applied to CA or to EA.

- Covariance analysis of (Y|X and X|Y), or of (Y|WX and WX|Y) are not always equivalent.

- Weighted analysis is a more accurate method to detect significant differences than the ordinary analysis. If the magnitude of the values changes but the relation between the weighing factors is constant, the F statistics does not change; changes occur, however, in the statistical values for multiple comparison mean tests.

- When treatment effects have the same relative magnitude for Y and X, the analysis through quotient indices and covariables is not sensitive and, as a result, the null hypothesis will usually not be rejected.

- Under the null hypothesis, the multivariate approximation for the Roy's test with the F statistics, presents a tendency to overestimate the minimum descriptive level in relation to the approximation for the Wilk's, Hotelling-Lawley's and Pillai's tests.

- The multivariate analysis, complemented with the first discriminant function, was the most powerful and sensitive method to compare animal performance in nutrition experiments.

1. INTRODUÇÃO

A alimentação é um dos componentes de maior importância econômica nos sistemas de produção animal, especialmente nos confinamentos com fornecimento de ração à vontade. Esse fato faz com que a pesquisa na área de alimentação e nutrição seja um processo dinâmico, havendo busca contínua, visando descobrir dietas alternativas que sejam ótimas, do ponto de vista nutricional e econômico. Isso implica que os tratamentos envolvidos nos experimentos possam se diferenciar em número e composição de ingredientes e conseqüentemente no custo das dietas experimentais.

Sob esses aspectos, na experimentação ou pesquisa animal, a norma é medir o desempenho nutricional, avaliando as variáveis consumo de ração (X) e a transformação animal (Y). O termo transformação animal é usado num contexto amplo, podendo representar o ganho de peso do animal no período experimental, a produção de ovos, carne, leite, lã etc., isolados ou em conjunto, enfim, combinar diversas variáveis caracterizadoras da produção animal no sistema de produção envolvido, cuja denominação particular depende do tipo de experimento ou da espécie animal envolvida. As variáveis X e Y possuem algumas características que devem ser consideradas ao se adotar um modelo de análise. Essas características consistem nos seguintes pontos:

a) do total da ração fornecida ao animal, parte destina-se à manutenção do organismo, parte é excretada via fezes, urina e gases e o restante é a causa da verdadeira transformação em produção;

b) o uso de ração com número e composição de ingredientes diferentes proporciona, no experimento, um fator de ponderação distinto para cada tratamento;

c) consumo de ração e transformação animal são variáveis aleatórias contínuas, correlacionadas e seguem a distribuição normal de probabilidade.

Embora essas variáveis sejam isoladamente importantes, a interdependência entre elas levou os nutricionistas à definição de uma medida de desempenho nutricional, ou de eficiência de alimento, que é uma combinação não linear entre ambas, denominadas de:

$$\text{Convers\~{a}o Alimentar (CA)} = \frac{X}{Y} \quad (1)$$

ou

$$\text{Efici\~{e}ncia Alimentar (EA)} = \frac{Y}{X} = \frac{1}{\text{CA}} \quad (2)$$

$$\forall (X = x > 0; Y = y > 0).$$

Combinando-se as express\~{o}es 1 e 2 \u00e9 f\u00e1cil mostrar que $CA \cdot EA = 1$; isto \u00e9, elas s\u00e3o rela\u00e7\~{o}es inversas e qualquer uma delas pode ser usada para medir a rela\u00e7\~{a}o de transforma\u00e7\~{a}o do alimento em produ\u00e7\~{a}o. Isso n\u00e3o \u00e9 completamente verdadeiro, pois a equival\~{e}ncia s\u00f3 se verifica para uma observa\u00e7\~{a}o, mas n\u00e3o para as m\u00e9dias aritm\u00e9ticas. Apesar d\u00edssio, veicula-se nas revistas especializadas o uso generalizado tanto da convers\u00e3o

alimentar aritm\u00e9tica ($CA_a = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{x_i}{y_i}$) como da efici\~{e}ncia alimentar aritm\u00e9tica

($EA_a = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{y_i}{x_i}$), constando geralmente apenas uma delas no artigo.

Ao que tudo indica, h\u00e1 unanimidade em se ignorar a contradi\u00e7\~{a}o de que CA_a e EA_a n\u00e3o representam a mesma informa\u00e7\~{a}o do desempenho alimentar. O que tem sido constantemente relatado, \u00e9 a d\u00fabida do uso do quociente em si, seja X/Y ou Y/X , em n\u00e3o atender \u00e0s exig\~{e}ncias postuladas pelos modelos de an\u00e1lise. Isso mostra que h\u00e1 uma tradi\u00e7\~{a}o por parte da comunidade cient\u00edfica, influenciada provavelmente pela sociedade atuante na produ\u00e7\~{a}o animal, em trabalhar com esses \u00edndices indiferentemente.

Pela import\u00e2ncia do assunto na pesquisa animal, esses fatos n\u00e3o devem continuar ignorados e, portanto, este trabalho teve por objetivo apontar as contradi\u00e7\~{o}es e introduzir modifica\u00e7\~{o}es, visando \u00e0 melhoria do m\u00e9todo, corrigindo certas impropriedades na forma de medir o desempenho nutricional. Para tal, algumas demonstra\u00e7\~{o}es foram apresentadas analiticamente e outras foram induzidas atrav\u00e9s de simula\u00e7\~{a}o de experimentos, obtidos por processos de amostragem com reposi\u00e7\~{a}o, provenientes de uma popula\u00e7\~{a}o conhecida e representativa de um sistema de produ\u00e7\~{a}o de su\u00ednos, onde as vari\u00e1veis consumo de ra\u00e7\~{a}o e ganho de peso foram medidas conjuntamente. Adicionalmente foi analisado um experimento de nutri\u00e7\~{a}o com frangos de corte, comparando-se os m\u00e9todos tradicionalmente usados e as alternativas propostas neste trabalho.

2. REVISÃO DE LITERATURA

2.1. Métodos tradicionais para medir o desempenho nutricional

Sendo X a quantidade de alimento fornecida ao animal e Y a correspondente transformação produzida, a medida natural de eficiência relativa é traduzida pelos quocientes $CA = X/Y$ ou $EA = Y/X$ com $X = x > 0$; $Y = y > 0$. Essa definição tem o inconveniente de não se aplicar aos casos eventuais que possam ocorrer em certos tipos de experimentos em que $x = 0$ ou $y \leq 0$.

Na literatura há apenas exemplos de casos particulares, condenando o uso de índices resultantes da combinação não linear de variáveis aleatórias, para comparar tratamentos experimentais, destacando-se pioneiramente os trabalhos de CRAMPTON (1934), KORENCHEVSKY (1942) e HENRIQUES e HENRIQUES (1950). No entanto, o que tem sido feito até o momento não resolve satisfatoriamente o problema, pois o desempenho nutricional, medido na forma de um índice, é encarado na literatura estatística como mais um dos casos de quocientes de variáveis aleatórias normais correlacionadas, cuja ênfase esteve sempre voltada ao campo teórico, envolvendo principalmente o estudo da distribuição de probabilidade do quociente (MERRIL, 1928; GEARY, 1930; FIELLER, 1932; CHIARINI, 1983). A questão na pesquisa animal precede este ponto puramente probabilístico.

Ao consultar artigos em revistas especializadas de ciência animal, observa-se o uso generalizado dos índices de CA e EA , mas sempre constando somente um deles na publicação. Verifica-se que artigos oriundos da mesma instituição tendem a permanecer com o mesmo tipo de índice. Essa constatação foi obtida através de um levantamento realizado em revistas representativas da pesquisa animal brasileira e internacional, no período de 1976 a 1993, como: *Journal of Dairy Science*, *Journal of Nutrition*, *Journal of Animal Science*, *Revista da Sociedade Brasileira de Zootecnia* e *Pesquisa Agropecuária Brasileira*.

Em todos os artigos consultados verificou-se que tanto para a CA como para a EA, o modelo de análise adotado foi sempre o linear ordinário normal de Gauss-Markoff, conforme a classificação de GRAYBILL (1976), dado por:

$$Y = X \beta + \varepsilon \quad (3)$$

onde:

$Y_{n \times 1}$ é o vetor de observações inerente às variáveis CA ou EA;

$X_{n \times p}$ é a matriz de delineamento ;

$\beta_{p \times 1}$ é o vetor de parâmetros;

$\varepsilon_{n \times 1}$ é o vetor aleatório não observado, suposto apresentar distribuição normal de média 0 e variância comum a todos os tratamentos, isto é $\varepsilon \sim N(0, I\sigma^2)$.

Quanto à opção pelo uso da conversão alimentar (CA) ou eficiência alimentar (EA), não há qualquer distinção na literatura. Ocorre que $CA \cdot EA = 1$ só é verdadeira para cada unidade experimental, entretanto, para as médias dos tratamentos isto não se verifica. Esse fato acontece porque o estimador de mínimos quadrados ou máxima verossimilhança para o parâmetro μ , na distribuição normal, é a média aritmética (MOOD et alii, 1974), que, sabidamente, não possui a propriedade postulada pelos nutricionistas.

Outro ponto contraditório entre CA_a e EA_a , mas decorrente do problema anterior e, também não mencionado na literatura, é que hipóteses testadas em termos de CA_a ou EA_a não são equivalentes, pelo fato de que o valor da estatística do teste F é diferente.

Apesar da contradição entre a conversão e eficiência, na forma como ambas vêm sendo usadas, postula-se que nas suas interpretações o aspecto econômico da alimentação esteja implicitamente envolvido, o que não é verdadeiro, a não ser que todas as dietas ou tratamentos experimentais tenham o mesmo custo.

A análise da $EA = 1/CA$ mostra que a transformação recíproca da variável CA foi utilizada. Inclusive, numa revisão sobre o uso de transformação de dados, SIQUEIRA (1983) comenta que o estimador pontual para Z é a média aritmética, enquanto que para $1/Z$ esse mesmo estimador é a média harmônica. Como a média harmônica é menor do que a média aritmética, ao se usar a CA o desempenho nutricional é subestimado (quanto maior a CA, pior é o desempenho); contudo, se for usada a EA, ele é superestimado. Um inconveniente da transformação recíproca é não possuir forma explícita que relaciona a média transformada e a média original.

Entretanto, se for usada a média geométrica como estimador

pontual para CA [$CA_g = \left(\prod_{i=1}^n \frac{x_i}{y_i}\right)^{\frac{1}{n}}$] ou para EA [$EA_g = \left(\prod_{i=1}^n \frac{y_i}{x_i}\right)^{\frac{1}{n}}$], verifica-se que esta é a única medida de posição que possui a propriedade de inversão para as médias, fazendo com que $CA_g * EA_g = 1$ (TOLEDO e OVALLE, 1985).

Por outro lado, a distribuição de probabilidade do quociente de variáveis aleatórias normais não é normal, conforme demonstrado em MERRIL (1928), GEARY (1930), FIELLER (1932) e CHIARINI (1983), e ainda pode não ter uma distribuição simétrica. Além disso, quando se trata de um experimento, podem surgir outros inconvenientes como heterogeneidade de variâncias e não aditividade. A questão estatística de atender as exigências de um modelo linear normal, no sentido da postulação de Gauss-Markoff, poderá ser conseguida através do estudo da família de transformações de variáveis de BOX e COX (1964), definida por:

$$Z^{(\lambda)} = \begin{cases} \frac{z^\lambda - 1}{\lambda} & \text{se } \lambda \neq 0 \\ \text{Log}(z) & \text{se } \lambda = 0, \forall z > 0 \end{cases} \quad (4)$$

Ao se realizar a transformação logarítmica, é possível demonstrar a equivalência entre hipóteses testadas através dos índices X/Y ou Y/X, indiferentemente. Secundariamente, poderá haver ganhos adicionais que não são conseguidos de forma alguma, pelo critério tradicionalmente usado; além de que, a interpretação dos resultados dos índices geométricos obtidos, ao se realizar a transformação inversa para as médias originais, é feita de forma tradicional.

Aliado ao fato do quociente em si, CURTISS (1943) demonstrou que a condição para que $Z = \log(T)$ possa vir a ter uma distribuição normal, é que T não tenha distribuição de probabilidade normal. Ele comenta que geralmente a transformação logarítmica estabiliza as variâncias. Outro aspecto favorável na escolha da transformação logarítmica, para este caso, que visa primordialmente usar o índice para medir a eficiência do alimento de forma imparcial, é reforçado por FINNEY (1941), quando enfatiza que os estimadores média e variância com dados transformados na escala logarítmica, são mais eficientes do que quando se estima sob a pressuposição da distribuição log-normal.

É claro que ao se realizar uma transformação nos dados, todas as inferências devem ser feitas com base na variável transformada e posteriormente retornar-se às médias originais, o que nem sempre é possível. A transformação logarítmica permite

retornar aos índices geométricos médios da escala original, tanto para as estimativas por ponto como por intervalo, cuja demonstração pode ser vista em SIQUEIRA (1983).

Apesar da solução geométrica fornecer o estimador pontual ideal para um índice de quociente, ele não é adequado para comparações, quando as quantidades que compõem o numerador e o denominador de diferentes grupos, sofrem variações da mesma ordem de magnitude (TOLEDO e OVALLE, 1985). Tratando do assunto do ponto de vista nutricional, CRAMPTON (1934) começa por questionar que, na experimentação animal, X/Y pode ser verdadeiro para um grupo de animais referente a um tratamento padrão, mas se por algum motivo existirem outros grupos em que X e Y variem, de sorte que o quociente entre grupos seja constante ou não tão diferentes, então o índice de conversão é superestimado para tratamentos inferiores e subestimado para tratamentos superiores, em relação ao tratamento padrão. Situação semelhante ocorre quando se compara o rendimento de um determinado órgão em relação ao todo do animal, fenômeno que na biologia é comumente chamado de alometria. Sobre esta questão dois bons exemplos esclarecedores são apresentados por KORENCHEVSKY (1942) e HENRIQUES e HENRIQUES (1950). Provavelmente por esse motivo, CRAMPTON (1934) sugeriu, pela primeira vez, que a relação funcional entre a transformação animal (Y) e o consumo de ração (X), pode ser traduzida pela seguinte equação de regressão:

$$Y = a + b * X \quad (5)$$

Esse autor postulou que a equação acima é mais realística porque consegue quantificar a verdadeira relação de causa e efeito. Observe por (5) que o quociente só será verdadeiro se $a = 0$ e, como consequência, no par ordenado $(\bar{Y}; \bar{X})$, o coeficiente b estima a eficiência alimentar média do tratamento experimental. Essa linha de raciocínio teve repercussão e foi generalizada por WEIL (1962), estabelecendo três condições para que um índice possa ser usado para expressar a relação entre duas quantidades: (i) as duas variáveis devem apresentar correlação linear; (ii) a regressão entre ambas deve ter um valor de intercepto zero; (iii) a variância das duas variáveis deve aumentar com o aumento da magnitude das mesmas.

Outro aspecto restritivo do quociente, para medir a eficiência de alimentos, segundo MEYER e GARRET (1969), é que ao se calcular a conversão alimentar, ela indica que todo o alimento fornecido é usado para a transformação e as perdas usadas para a manutenção do animal são desconsideradas. Esses autores sugerem ainda que tanto Y pode ser ajustado para X , como X ser ajustado para Y . Entretanto esta

última proposta contradiz o que é postulado por CRAMPTON (1934).

Do ponto de vista metodológico, pelo menos, há concordância na literatura, no sentido de usar a análise de covariância linear como uma maneira eficiente de se comparar o desempenho nutricional nos experimentos. Inclusive há autores que recomendam ajustes pela covariável, nas potências linear e quadrática, como o fez BERNARDES (1985).

De qualquer forma, a literatura propõe duas alternativas para análise do desempenho nutricional: (i) tratar a resposta como um índice de quociente, cujas médias dos tratamentos são índices aritméticos; (ii) usar uma das variáveis desse índice como resposta e considerar a outra como covariável.

2.2. Métodos alternativos para medir o desempenho nutricional

2.2.1. Índice bioeconômico

Uma característica interessante e peculiar nos experimentos de alimentação e nutrição animal, é que os tratamentos podem se diferenciar em número e composição de ingredientes, ou em porcentagens de um mesmo nutriente; além do que, a composição de uma mesma dieta pode sofrer mudanças nas diferentes fases de produção dos animais.

Os dados da tabela 1 fornecem uma visão geral do que pode ocorrer e referem-se a um dos experimentos contidos no trabalho publicado por BRUM et alii (1990), intitulado "Farinha integral de mandioca em rações para frangos de corte", cujos tratamentos foram:

T1 = 100,00 % de milho;

T2 = 33,33 % de farinha integral de mandioca (FIM);

T3 = 66,66 % de FIM;

T4 = 100,00 % de FIM, em substituição ao milho na ração.

Pela tabela 1, verifica-se que em oito dos 10 ingredientes citados, os valores da composição mudam nas quatro dietas, além de haver alteração de uma fase para outra. Essa variabilidade acentuada na caracterização das dietas experimentais, faz com que os tratamentos raramente tenham o mesmo custo, o qual passa a ter um significado importante e, portanto, de algum modo, deve ser incorporado na análise de tais tipos de experimentos, o que raramente acontece. Quando as análises são realizadas levando-se em consideração o custo das dietas experimentais, elas têm sido feitas de

maneira questionável por se fazer o uso da função perda ou receita de forma incompleta.

Tabela 1 - Composição de quatro dietas experimentais (T1 a T4), utilizadas nas fases inicial (1 a 28 dias) e crescimento (29 a 42 dias), para frangos de corte.

Ingred. (%)	Sigla	Fase inicial				Fase crescimento				
		T1	T2	T3	T4	Sigla	T1	T2	T3	T4
Milho	(f1I)	62,36	36,45	9,44	0,00	(f1C)	66,66	37,79	8,94	0,00
F. de Soja	(f2I)	32,89	36,81	40,94	42,39	(f2C)	28,54	32,96	37,37	38,74
FIM	(f3I)	0,00	20,78	41,57	48,82	(f3C)	0,00	22,22	44,44	51,31
Ó. de soja	(f4I)	0,00	1,74	3,90	4,66	(f4C)	0,76	3,07	5,37	6,09
Calcário	(f5I)	1,53	1,37	1,22	1,17	(f5C)	1,43	1,27	1,12	1,07
F. bicálcico	(f6I)	1,96	2,00	2,06	2,08	(f6C)	1,80	1,86	1,91	1,93
M.M.V.	(f7I)	0,45	0,45	0,45	0,45	(f7C)	0,45	0,45	0,45	0,45
Sal	(f8I)	0,27	0,27	0,27	0,27	(f8C)	0,27	0,27	0,27	0,27
DI-met.	(f9I)	0,12	0,13	0,15	0,16	(f9C)	0,09	0,11	0,13	0,14
Caulim	(f10I)	0,42	0,00	0,00	0,00	(f10C)	0,00	0,00	0,00	0,00

Fonte: BRUM et alii (1990)

De acordo com MARTINEZ GARZA (1972), a função receita aplicada a um experimento é definida por:

$$l_{ij} = (PV)_i * y_{ij} - (PR)_i * x_{ij} \quad (6)$$

$\forall i = 1, \dots, t$ (tratamentos); $\forall j = 1, \dots, r_i$ (repetições)

onde:

l_{ij} é o lucro líquido da parcela ij , inerente ao componente de produção "alimentação";
 $(PV)_i$ é o preço de venda de uma unidade da transformação animal (Y) resultante da aplicação do tratamento i ;

$(PR)_i$ é o custo de uma unidade de ração (X) referente ao tratamento i ;

y_{ij} e x_{ij} são, respectivamente, os valores observados de Y e X na parcela ij .

Como essa função é uma combinação linear de variáveis aleatórias admitidas como normais, logo, ela também é uma variável aleatória normal (GRAYBILL, 1976). Entretanto, mesmo que Y e X sejam homocedásticas, a função perda passa a ter variâncias distintas para os tratamentos. Assim, a análise dessa variável requer o uso de modelos lineares generalizados ou ponderados, conforme abordagem comumente feita em textos de econometria, podendo-se citar GOLDBERGER (1964),

THEIL (1971), WONNACOTT e WONNACOTT (1976) e HOFMANN e VIEIRA (1987).

Embora não seja muito comum o uso dos métodos generalizados ou ponderados na análise de experimentos de efeitos fixos, como os experimentos de nutrição e alimentação animal, há indicações recomendando o uso da função perda por processos ordinários de análise. No entanto, parte da informação sobre a variabilidade da função não é aproveitada, como no caso apresentado por MARTINEZ GARZA (1972), que expressa a equação 6 em termos das médias dos tratamentos, tal que:

$$l_i = (PV) * \bar{y}_i - (PR)_i * \bar{x}_i \quad (7)$$

O referido autor indica que contrastes entre médias de tratamentos podem ser testados, aproveitando-se apenas as informações de análises univariadas para X e Y, desconsiderando-se a correlação entre o consumo de ração e a transformação animal. Entretanto, em experimentos que reproduzem sistemas confinados de alimentação à vontade, com suínos e aves, as evidências experimentais têm mostrado que raramente a correlação entre Y e X é menor do que 0,5.

Também é comum computar uma função envolvendo apenas o custo médio de cada tratamento, o que equivale a usar o termo $(PR)_i * \bar{x}_i$ da equação 7, onde a comparação de tratamentos é feita de forma puramente descritiva e desconsidera-se qualquer critério probabilístico, que meça o erro de amostragem que os experimentos possuem. Uma ilustração desse tipo de conduta pode ser vista no artigo de FIALHO et alii (1985). Esses autores compararam rações de suínos formuladas com diferentes valores na composição das dietas e concluíram que uma diferença de custo de 6,6% de uma dieta em relação a outra, era suficiente para indicá-la, sem levar em consideração qualquer outro critério.

Com relação aos métodos ponderados e ordinários na análise de dados, a diferença entre eles é muito sutil, uma vez que o estimador de β no modelo $Y=X\beta+\varepsilon$ é o mesmo, quer com ponderação ou não. Isto é, $\hat{\beta} = (X'X)^{-1} X'Y$ tem o mesmo valor numérico que $\hat{\beta}_p = (X'V^{-1}X)^{-1} X'V^{-1}Y$ (GRAYBILL, 1976). Esse autor demonstra que tal relação é verdadeira sempre que $VX = XF$, com F não singular, para qualquer escolha de V não singular.

HOFMANN e VIEIRA (1987), capítulo 6, fazem uma interpretação que esclarece a sutileza entre os dois modelos quando há heterocedasticidade. Ou seja, se duas estimativas são iguais e elas possuem variâncias distintas, ao compará-las deverá ser

atribuído um peso maior àquela que tem menor variância.

A tabela 2 fornece informações que permite comparar os dois métodos no modelo linear de posto completo, $Y = X\beta + \varepsilon$.

Tabela 2 - Comparação entre os métodos ordinários e ponderados univariados, para o modelo linear de posto completo, com um fator.

Método Ordinário	Método Ponderado*
$E(\varepsilon) = \emptyset$	$E(\varepsilon) = \emptyset$
$\text{Cov}(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0 \quad \forall i \neq j$	$\text{Cov}(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0 \quad \forall i \neq j$
$V(Y) = V(\varepsilon) = I \sigma^2$	$V(Y) = V(\varepsilon) = V \sigma^2$
$\varepsilon \sim N(\emptyset, I \sigma^2)$	$\varepsilon \sim N(\emptyset, V \sigma^2)$
$\hat{\beta} = (X'X)^{-1} X'Y$	$\hat{\beta}_p = (X'V^{-1}X)^{-1} X'V^{-1}Y$
$\hat{\mu}_i = \frac{1}{r_i} \sum_{j=1}^{r_i} y_{ij}$	$\hat{\mu}_i = \frac{1}{r_i} \sum_{j=1}^{r_i} y_{ij}$
$E(\hat{\beta}) = \beta$	$E(\hat{\beta}) = \beta$
$V(\hat{\beta}) = (X'X)^{-1} \sigma^2$	$V(\hat{\beta}) = (X'V^{-1}X)^{-1} \sigma^2$
$\text{SQR} = Y'[I - X(X'X)^{-1}X']Y$	$\text{SQR} = Y'[V^{-1} - V^{-1}X(X'V^{-1}X)^{-1}X'V^{-1}]Y$
$\text{SQH} = (C\hat{\beta})'[C(X'X)^{-1}C']^{-1}(C\hat{\beta})$	$\text{SQH} = (C\hat{\beta})'[C(X'V^{-1}X)^{-1}C']^{-1}(C\hat{\beta})$

* Síntese compilada dos livros GRAYBILL (1976) e HOFMANN e VIEIRA(1987).

Se a matriz V é conhecida, pode-se demonstrar, sob a hipótese de nulidade, que para os dois procedimentos a razão $\frac{\text{SQH}}{n_1} \div \frac{\text{SQR}}{n-p}$, tem distribuição de probabilidade $F(n_1, n-p)$, onde:

SQH é a soma de quadrados da hipótese de interesse;

SQR é a soma de quadrados do resíduo;

n_1 é o posto da matriz C ;

p é o posto da matriz X e n é o número de observações.

Se a matriz V não é conhecida, as propriedades dos estimadores só se verificam assintoticamente. Desse forma, todos os testes realizados têm valores aproximados e devem ser olhados com cautela, principalmente em pequenas amostras. Um estudo completo sobre as propriedades dos estimadores nos modelos ponderados, pode ser visto em THEIL (1971), capítulo 6. Esse autor apresenta as demonstrações para uma

estrutura de erro em que a matriz V é positiva definida, mas não é matriz diagonal, de modo que os modelos ponderados são casos particulares dos modelos generalizados.

Independente da matriz V assumir ou não a forma diagonal, raramente é conhecido o seu valor, a não ser em certos casos especiais, como no melhoramento genético animal, em que foi introduzido o conceito da matriz de parentesco (FREITAS, 1991). Por isso, como regra geral, ela precisa ser estimada. Quanto aos critérios para estimação de V , os argumentos apresentados na literatura são os mais variados e todos eles possuem certos graus de defeitos ou dificuldades. Entretanto, SINGER (1977), ao fazer uma revisão sobre diferentes critérios para a estimação de V , mostra que qualquer V estimado de modo a amenizar a pressuposição do modelo usado, produzirá testes mais poderosos.

Apesar de ser criticado por diversos autores, um procedimento muito usado é o de calcular V dos próprios dados e prosseguir nas análises com esse valor. Essa também é a sugestão dada em HOFMANN e VIEIRA (1987), que recomendam submeter os dados previamente ao teste de Bartlett para verificar a homogeneidade de variâncias. Caso essa hipótese seja rejeitada, então os elementos da diagonal de V serão constituídos pelas estimativas das respectivas variâncias de grupos ou tratamentos.

2.2.2. Análise multivariada

Outro procedimento recomendado na análise de experimentos que envolvem variáveis aleatórias contínuas, medidas na mesma unidade experimental e mutuamente correlacionadas, é o de pressupor a multinormalidade e então realizar uma análise multivariada. Nas pesquisas de nutrição e alimentação animal este procedimento, como regra geral, ainda não teve adoção. Ao que tudo indica, nada impede partir da premissa de que o desempenho nutricional possa ser entendido como uma variável aleatória bidimensional e que sob a pressuposição de normalidade essa variável $Z = [Y \ X]'$ segue a distribuição de probabilidade binormal, dada por:

$$f_Z(z) = (2\pi)^{-1} |\Sigma|^{-\frac{1}{2}} \exp\left[-\frac{1}{2}(z - \mu)' \Sigma^{-1}(z - \mu)\right] \quad (8)$$

$-\infty < y_i < \infty$; $-\infty < x_i < \infty$; $|\Sigma| > 0$ tal que $|\Sigma|$ representa o determinante de Σ .

Onde :

$$\mu = \begin{bmatrix} E(Y) \\ E(X) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_Y \\ \mu_X \end{bmatrix} \quad (9)$$

e

$$\Sigma = \begin{bmatrix} V(Y) & \text{Cov}(Y, X) \\ \text{Cov}(X, Y) & V(X) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma_Y^2 & \rho\sigma_Y\sigma_X \\ \rho\sigma_X\rho_Y & \sigma_X^2 \end{bmatrix} \quad (10)$$

As propriedades da distribuição binormal estão demonstradas em MOOD et alii (1974), podendo-se destacar as seguintes, para fins de aplicações :

(1) As distribuições marginais de Y e X são normais univariadas; isto é:

$$Y \sim N(\mu_Y, \sigma_Y^2) \text{ e } X \sim N(\mu_X, \sigma_X^2)$$

(2) As distribuições condicionais de $Y|X$ e $X|Y$ também são normais univariadas, tais que:

$$E(Y|X) = \mu_Y + \rho \frac{\sigma_Y}{\sigma_X} (x - \mu_X) \quad (11)$$

$$V(Y|X) = \sigma_Y^2 (1 - \rho^2) \quad (12)$$

onde :

μ_Y e μ_X são as médias da transformação animal e do consumo de ração, respectivamente;
 σ_Y e σ_X são os desvios-padrão de Y e X, respectivamente;
 ρ é o coeficiente de correlação entre Y e X.

Essa propriedade indica que a variância condicional de $Y|X$ depende apenas da variância de Y e do coeficiente de correlação entre Y e X, enquanto que as médias da transformação animal devem ser ajustadas pelas diferenças ocorridas nas médias do consumo de ração. Sob a pressuposição de homocedasticidade, as equações 11 e 12 justificam o uso da análise de covariância, mesmo que existam diferenças no consumo de ração devido ao efeito de tratamento.

(3) Se a e b são constantes quaisquer, a função

$$Z_1 = a Y + b X \quad (13)$$

é tal que:

$$E(Z_1) = a\mu_Y + b\mu_X$$

e

$$V(Z_1) = a^2V(Y) + b^2V(X) + 2abCov(Y, X) = a^2\sigma_Y^2 + b^2\sigma_X^2 + 2ab\rho\sigma_Y\sigma_X,$$

indicando que qualquer combinação linear da transformação animal e do consumo de ração resulta numa variável aleatória normal univariada, que depende apenas da média e da variância de $Z = [Y \ X]'$.

Comparando-se as expressões 7 e 13, verifica-se imediatamente que o lucro líquido é um caso particular de uma combinação linear de Y e X. Nesse caso, essa variável pode ser analisada no enfoque multivariado sem nenhuma dificuldade.

Pelas propriedades apresentadas sobre a transformação animal e o consumo de ração, assumidas como uma variável binormal ($Z = [Y \ X]'$), parece razoável começar a análise dos experimentos através de um modelo de análise de variância bivariada. Aliás, sob muitos aspectos, os modelos multivariados são extensões naturais dos casos univariados, conforme considera SEBER (1977), ao definir a distribuição multinormal.

Um ponto relevante da análise multivariada, é o aproveitamento da informação conjunta das variáveis envolvidas. Quando elas são correlacionadas, o fato de não se rejeitar a hipótese de nulidade, nas análises univariadas, não quer dizer que ela deve ser aceita, pois na análise multivariada essa hipótese poderá ser rejeitada. Um exemplo desse tipo de resultado é apresentado por WINER (1971). Apesar desse autor não ter levado em consideração o nível de significância conjunto, o resultado encontrado é perfeitamente explicável, pois decorre da propriedade da distribuição binormal, onde ela mostra que as distribuições marginais não aproveitam a informação da correlação entre as variáveis envolvidas.

É claro que as dificuldades matemáticas, estatísticas e computacionais dos modelos lineares multivariados, são muito maiores do que nos modelos univariados (MORRISON, 1976; MARDIA et alii, 1979).

A forma do modelo linear multivariado é a mesma do modelo linear univariado, $Y = X\beta + \varepsilon$. A diferença reside no número de colunas das matrizes Y, β e ε , que passam de uma para p colunas.

Sob a pressuposição de normalidade e homocedasticidade, num modelo multivariado $\varepsilon \sim N_p(\emptyset, \Sigma \otimes I_n)$ e num modelo univariado $\varepsilon \sim N_1(\emptyset, \sigma^2 I_n)$. Tal

que: $E(\varepsilon) = \emptyset$, onde:
 $n \times p$

\emptyset é uma matriz de zeros de dimensões $n \times p$, e

$V(\varepsilon) = \Sigma \otimes I_n = \text{diag} [\Sigma \cdots \Sigma]_{pn \times pn}$, onde:

Σ é a matriz de covariâncias para cada observação, de dimensões $p \times p$;

\otimes indica o produto de Kronecker; I_n é a matriz identidade de dimensões $n \times n$.

Para o caso de $p=2$, tem-se:

$$\Sigma = \begin{bmatrix} V(Y) & \text{Cov}(Y, X) \\ \text{Cov}(X, Y) & V(X) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma_Y^2 & \rho\sigma_Y\sigma_X \\ \rho\sigma_X\sigma_Y & \sigma_X^2 \end{bmatrix}$$

e

$$V(\varepsilon) = \begin{bmatrix} \Sigma & \emptyset & \emptyset & \cdots & \emptyset \\ \emptyset & \Sigma & \emptyset & \cdots & \emptyset \\ \vdots & \vdots & \vdots & & \vdots \\ \emptyset & \emptyset & \emptyset & \cdots & \Sigma \end{bmatrix}_{2n \times 2n}$$

Se $(X'X)$ possui inversa, então $\hat{\beta} = (X'X)^{-1}X'Y$ (14)

Se $(X'X)$ possui apenas inversa generalizada, então $\hat{\beta} = (X'X)^-X'Y$ (15)

Nos modelos multivariados os termos soma de quadrados e variância são substituídos por soma de quadrados generalizada $(SQ)^G$ e variância generalizada $(V)^G$, onde: $(SQ)^G$ é uma matriz de dimensões $p \times p$, tal que na diagonal constam as somas de quadrados de cada variável e fora dela, constam as somas dos produtos (dois a dois) das variáveis envolvidas; $(V)^G$ é o determinante da matriz de covariâncias.

As fórmulas para o cálculo da soma de quadrados generalizadas são as mesmas apresentadas na primeira coluna da tabela 2.

Com relação aos testes de hipóteses, não existe um único e a equivalência entre os mesmos só ocorre assintoticamente. A literatura tem dado destaque aos testes de: Wilks, Hotelling-Lawley, Pillai e Roy, os quais têm uma relação aproximada com o teste F, com exceção quando $p=1$, situação em que o valor de F é o mesmo para esses testes.

Uma análise complementar interessante, da análise de variância multivariada, é o uso da primeira função discriminante canônica de Fisher. Para testar a

hipótese sobre efeito de tratamentos, essa função é tal que, fornece o maior valor possível para o teste F, entre todas as combinações lineares que se façam das variáveis envolvidas (HARRIS, 1975). A relação da função discriminante canônica com a análise multivariada é feita através do teste de Roy.

3. DESENVOLVIMENTO TEÓRICO

3.1. Relação entre conversão e eficiência alimentar quanto ao estimador aritmético

Seja uma amostra aleatória $X=x_i; Y=y_i \forall i=1, \dots, n; x_i > y_i > 0$. Por definição de média aritmética tem-se :

$$CA_a = \frac{1}{n} \left[\frac{x_1}{y_1} + \frac{x_2}{y_2} + \dots + \frac{x_n}{y_n} \right] = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{x_i}{y_i} > 0 \quad (16)$$

$$EA_a = \frac{1}{n} \left[\frac{y_1}{x_1} + \frac{y_2}{x_2} + \dots + \frac{y_n}{x_n} \right] = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{y_i}{x_i} > 0 \quad (17)$$

Em termos de média harmônica

$$CA_h = \frac{n}{\frac{y_1}{x_1} + \frac{y_2}{x_2} + \dots + \frac{y_n}{x_n}} = \frac{n}{\sum_{i=1}^n \frac{y_i}{x_i}} > 0 \quad (18)$$

$$EA_h = \frac{n}{\frac{x_1}{y_1} + \frac{x_2}{y_2} + \dots + \frac{x_n}{y_n}} = \frac{n}{\sum_{i=1}^n \frac{x_i}{y_i}} > 0 \quad (19)$$

Da equação 16, $\sum_{i=1}^n \frac{x_i}{y_i} = n \cdot CA_a$; substituindo este valor em (19), resulta que:

$$CA_a = \frac{1}{EA_h} \quad (20)$$

O fato da média harmônica ser menor do que a média aritmética, implica que:

$$EA_h < EA_a \Rightarrow \frac{1}{EA_h} > \frac{1}{EA_a}$$

substituindo este resultado em (20), obtém-se

$$CA_a = \frac{1}{EA_h} > \frac{1}{EA_a} \quad (21)$$

As expressões 20 e 21 permitem estabelecer, com probabilidade 1, que:

- (1) A pressuposição $CA_a * EA_a = 1$ é falsa;
- (2) Ao se usar a conversão alimentar, o estimador para X/Y é a média aritmética; se for usada a eficiência alimentar o estimador de X/Y passa a ser a média harmônica;
- (3) A conversão alimentar aritmética subestima o desempenho nutricional, enquanto a eficiência alimentar o superestima.

Os dados da tabela 3 ilustram o que foi demonstrado.

Tabela 3 - Consumo de ração (X), ganho de peso (Y), CA e EA para 2 lotes de animais

Lote	X_i (kg)	Y_i (kg)	CA	EA
1	3	1	3	1/3
2	4	2	2	2/4

Através da média aritmética:

$$CA_a = \frac{1}{2}(3+2) = 2,5; \quad EA_a = \frac{1}{2}\left(\frac{1}{3} + \frac{2}{4}\right) = \frac{1}{2,4}$$

Através da média harmônica:

$$CA_h = \frac{2}{\frac{1}{3} + \frac{1}{2}} = 2,4; \quad EA_h = \frac{2}{3+2} = \frac{1}{2,5}$$

Usando-se convenientemente esses resultados chega-se que:

$$CA_a * EA_a = \frac{2,5}{2,4} \neq 1$$

$$CA_a = \frac{1}{EA_h} = 2,5$$

Um pesquisador que optasse pela conversão alimentar, concluiria que os animais consomem, em média, 2,5 kg de ração para produzir 1 kg de ganho de peso, enquanto que se tivesse escolhido a eficiência alimentar como critério, concluiria que os animais consomem, em média, 2,4 kg de ração para obter o mesmo ganho de peso.

3.2. Relação entre a conversão e eficiência alimentar geométrica e suas propriedades

Por definição de média geométrica :

$$CA_g = \left(\prod_{i=1}^n \frac{x_i}{y_i} \right)^{\frac{1}{n}} > 0 \quad (22)$$

$$EA_g = \left(\prod_{i=1}^n \frac{y_i}{x_i} \right)^{\frac{1}{n}} > 0 \quad (23)$$

multiplicando-se (22) por (23), obtém - se:

$$CA_g * EA_g = 1 \quad (24)$$

Como, nos modelos lineares normais, o estimador pontual pelo método dos mínimos quadrados ou máxima verossimilhança é a média aritmética; é preciso realizar alguma transformação em X/Y ou em Y/X tal que, na volta para a média dos dados originais, se obtenha a média geométrica. Seja então:

$$Z = \log \frac{X}{Y} \quad (25)$$

$$W = \log \frac{Y}{X} \quad (26)$$

Desenvolvendo (25) e comparando-se com (26), obtém-se:

$$Z = \log \frac{X}{Y} = \log X - \log Y = -[\log Y - \log X] = -\log \frac{Y}{X} = -W$$

portanto, $Z = -W$ (27)

Calculando-se a média aritmética de Z , $\forall i = 1, \dots, n$ e usando-se (22):

$$Z_a = \frac{1}{n} \left[\log \frac{x_1}{y_1} + \dots + \log \frac{x_n}{y_n} \right] = \log \left(\prod_{i=1}^n \frac{x_i}{y_i} \right)^{\frac{1}{n}} = \log(CA_g) \quad (28)$$

$$\text{O fato de } Z_a = \log(CA_g) \Rightarrow CA_g = e^{Z_a}, \quad (29)$$

$$\text{da mesma forma } EA_g = e^{W_a} \quad (30)$$

$$\text{Multiplicando-se (29) por (30) e usando-se (24), obtém-se: } Z_a = -W_a \quad (31)$$

Aplicando-se os operadores esperança e variância em (27), tem-se :

$$E(Z) = -E(W) \Rightarrow \mu_z = -\mu_w \quad (32)$$

e

$$V(Z) = V(W) = \sigma^2 \quad (33)$$

Sob a pressuposição de normalidade de W , a sua função de densidade é dada por:

$$f_W(w) = \begin{cases} \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{w-\mu_W}{\sigma}\right)^2}, & \forall w < 0 \\ 0, & \text{cc.} \end{cases}$$

Por (27), o jacobiano da transformação é $\left| \frac{dw}{dz} \right| = 1$. Usando-se este resultado e as expressões 27 e 32, chega-se que $f_W(w) = f_Z(z)$; isto é, W e Z possuem a mesma distribuição de probabilidade, ou seja:

$$Z \sim N(\mu_z, \sigma^2) \quad (34)$$

e

$$W \sim N(-\mu_Z, \sigma^2) \quad (35)$$

Usando a expressão 34, e pressupondo-se homocedasticidade num delineamento experimental, tem-se que :

$$Z_{ij} \sim N(\mu_{Z_i}, \sigma^2), \quad \forall i=1, \dots, t \text{ (tratamentos); } \quad \forall j=1, \dots, r_i \text{ (repetições).}$$

Como,

$$z_{ij} = \log \frac{x_{ij}}{y_{ij}}, \quad \frac{x_{ij}}{y_{ij}} > 0, \quad \text{e } Z_{ij} \sim N(\mu_{Z_i}, \sigma^2) \text{ por hipótese;}$$

de acordo com MOOD et alii (1974), demonstra-se que $\frac{X_{ij}}{Y_{ij}}$ tem distribuição log-normal, tal que :

$$E\left(\frac{X_{ij}}{Y_{ij}}\right) = e^{\mu_{Z_i} + \frac{\sigma^2}{2}} \quad (36)$$

e

$$V\left(\frac{X_{ij}}{Y_{ij}}\right) = e^{\mu_{Z_i} + 2\sigma^2} \quad (37)$$

Num experimento, expressando a hipótese geral sobre o efeito de tratamentos nas diferentes escalas, tem-se:

a) Na escala logarítmica:

$$H_0: \mu_{Z_1} = \mu_{Z_2} = \dots = \mu_{Z_t} \quad (38)$$

b) Na escala original :

$$H_0^*: e^{\mu_{Z_1} + \frac{\sigma^2}{2}} = e^{\mu_{Z_2} + \frac{\sigma^2}{2}} = \dots = e^{\mu_{Z_t} + \frac{\sigma^2}{2}}$$

Tomando como exemplo a primeira igualdade, tem-se:

$$e^{\mu_{Z_1} + \frac{\sigma^2}{2}} = e^{\mu_{Z_2} + \frac{\sigma^2}{2}} \Rightarrow \mu_{Z_1} = \mu_{Z_2}$$

Generalizando para todas as igualdades resulta que:

$$H_0^*: \mu_{Z_1} = \mu_{Z_2} = \dots = \mu_{Z_t} \quad (39)$$

Comparando-se (38) com (39) chega-se à equivalência entre H_0 e H_0^* .

O desenvolvimento desse item permite estabelecer os seguintes

resultados gerais:

(1) A transformação logarítmica nas variáveis CA ou EA permite estimar o desempenho alimentar imparcialmente e testar a mesma hipótese.

(2) As interpretações feitas sobre as médias na escala logarítmica são exatamente as mesmas para as médias geométricas, obtidas pela transformação inversa. Além disso, preserva-se a relação de inversão entre a conversão e a eficiência alimentar, em termos das médias dos tratamentos.

(3) A transformação logarítmica foi realizada para estimar o desempenho de forma imparcial, seja pelo critério CA ou pelo critério EA. Entretanto, secundariamente, certas exigências do modelo linear adotado poderão ser satisfeitas, o que não é possível alcançar ao usar-se X/Y ou Y/X .

Exemplo:

Os dados da tabela 4, permitem ilustrar claramente o que foi desenvolvido nesse item.

Tabela 4 - Efeito de dois níveis de proteína ($P_1=13\%$ e $P_2=16\%$), associados a três quantidades de consumo de ração (R_1 =alta, R_2 =média, R_3 =baixa), sobre o desempenho de suínos em terminação.

Blocos	Tratamentos											
	P_1R_1		P_1R_2		P_1R_3		P_2R_1		P_2R_2		P_2R_3	
	X*	Y*	X**	Y	X	Y	X	Y	X	Y	X	Y
bloco 1	2939	920	2591	908	2476	854	2866	921	2325	803	2285	765
bloco 2	2912	989	2617	881	2401	892	2612	832	2556	862	2379	751
bloco 3	2692	864	2617	932	2352	857	2739	892	2455	793	2390	814
bloco 4	2885	1057	2370	958	2456	916	2746	924	2531	912	2454	790
bloco 5	2621	926	2929	939	2409	879	2759	874	2455	854	2372	813
bloco 6	2779	884	2515	905	2319	846	2809	906	2636	877	2383	773

Fonte: BELLAVER et alii (1987).

* X e Y, representam, respectivamente, o consumo de ração e ganho de peso médio diário por animal, expressos em (g).

** Cada dado representa a média de seis animais por baia (três machos e três fêmeas).

Adotando-se o modelo fatorial completo, para o delineamento casualizado em blocos, os resultados da análise de variância e as respectivas médias estão apresentados na tabela 5 .

Tabela 5 - Teste F, respectivo nível descritivo (α em %) e médias, para as variáveis conversão alimentar (CA), eficiência alimentar (EA), LCA e LEA, referentes a um experimento fatorial, com dois níveis de proteína (P) associados a três quantidades de ração (R), para suínos em terminação.

Causas de Variação	GL	CA		EA		LCA		LEA	
		F	α	F	α	F	α	F	α
Bloco	5	-	-	-	-	-	-	-	-
Proteína	1	15,56	0,06	17,89	0,03	16,87	0,04	16,87	0,04
Ração	2	2,72	8,53	3,33	5,23	3,04	6,55	3,04	6,55
PxR	2	3,44	4,79	3,32	5,24	3,42	4,87	3,42	4,87
Resíduo	25								
CV (%)		5,29		4,96		4,71		-4,71	
R ² (%)		61,15		64,02		62,80		62,80	
Médias dos tratamentos									
Variável	P ₁ R ₁	P ₁ R ₂	P ₁ R ₃	P ₂ R ₁	P ₂ R ₂	P ₂ R ₃			
CA _a	2,97492	2,83402	2,75163	3,09182	2,93534	3,15057			
EA _a	0,33707	0,35464	0,36366	0,32356	0,34109	0,31935			
LCA _a	1,08885	1,03920	1,01187	1,12857	1,07622	1,14442			
LEA _a	-1,08885	-1,03920	-1,01187	-1,12857	-1,07622	-1,14442			
CA _g	2,97086	2,82697	2,75073	3,09123	2,93357	3,14063			
EA _g	0,33660	0,35374	0,36354	0,32350	0,34088	0,31841			
Dif1*	8,17500	14,30100	1,79300	1,19900	3,55200	19,23200			
Dif2**	0	0	0	0	0	0			

$$* = 1000(CA_a - \frac{1}{EA_a}); \quad ** = 1000(CA_g - 1/EA_g)$$

Ao se comparar o nível descritivo para as diferentes fontes de variação, verifica-se que a transformação logarítmica nas variáveis CA ou EA leva aos mesmos resultados, o que confirma a equivalência entre os dois critérios para testar a mesma hipótese, enquanto que o uso das variáveis tradicionalmente usadas, CA ou EA, não permite estabelecer uma relação unificada. Esse exemplo indica que CA e EA não testam a mesma hipótese. Se for fixado $\alpha = 0,05$, a hipótese de ausência de interação entre níveis de proteína e quantidades de ração é rejeitada pelo critério conversão, mas não pelo índice eficiência alimentar, conforme ilustra a figura 1.

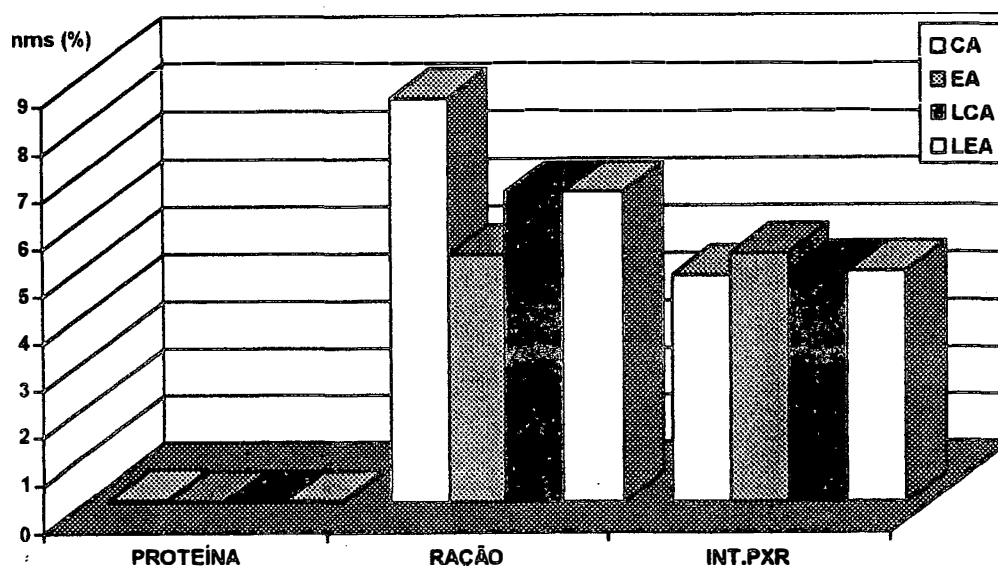


Figura 1 - Nível mínimo de significância (nms) na comparação dos índices de eficiência de alimentos, aritmético e geométrico, para testar hipóteses num experimento fatorial com dois níveis de proteína (P) associados a três quantidades de ração (R).

Com relação ao estimador das médias, a variável Dif1 estima o viés entre a CA e EA, confirmando a demonstração de que a conversão subestima o desempenho, em relação a variável EA. Observe que pela transformação logarítmica esse viés calculado por Dif2 é rigorosamente nulo.

3.3. Impropriedades dos índices de quociente para comparar tratamentos

Apesar dos índices geométricos estimarem a eficiência das dietas de forma imparcial, eles não se aplicam quando $X = x_i = 0$; $Y = y_i \leq 0$, para pelo menos um $i=1, \dots, n$. Essa situação poderá ocorrer na experimentação animal por vários motivos, sendo um deles o próprio efeito de tratamento, quando objetiva-se determinar o limite mínimo de um ou mais fatores, para não causar deficiência no animal.

Considerando-se o caso favorável em que os índices de quociente se aplicam ($X > Y \mid x > y > 0$), a tabela 6 apresenta três tratamentos diferentes em termos do consumo de ração (X) e da transformação animal (Y), mas tal que para qualquer observação a relação X/Y ou Y/X se mantenha constante. As denominações T₁ e T₃ referem-se aos tratamentos inferior e superior respectivamente em relação a T₂,

considerado padrão.

Tabela 6 - Consumo de ração (X) e transformação animal (Y), correspondentes a três dietas experimentais.

		Dietas					
		Inferior (T ₁)		Padrão (T ₂)		Superior (T ₃)	
	X	Y	X	Y	X	Y	
	K ₁₁ x ₁	K ₁₁ y ₁	x ₁	y ₁	K ₃₁ x ₁	K ₃₁ y ₁	
	K ₁₂ x ₂	K ₁₂ y ₂	x ₂	y ₂	K ₃₂ x ₂	K ₃₂ y ₂	
	
	K _{1r} x _r	K _{1r} y _r	x _r	y _r	K _{3r} x _r	K _{3r} y _r	

$$0 < K_{ij} < 1; K_{3i} > 1 \quad \forall j=1,2,\dots,r \text{ (repetições)}$$

Em termos de média geométrica da conversão alimentar, para as dietas, tem-se:

$$CA1_g = \left(\prod_{j=1}^r \frac{K_{1j}x_j}{K_{1j}y_j} \right)^{\frac{1}{r}} = \left(\prod_{j=1}^r \frac{x_j}{y_j} \right)^{\frac{1}{r}} \quad (40)$$

$$CA2_g = \left(\prod_{j=1}^r \frac{x_j}{y_j} \right)^{\frac{1}{r}} \quad (41)$$

$$CA3_g = \left(\prod_{j=1}^r \frac{K_{3j}x_j}{K_{3j}y_j} \right)^{\frac{1}{r}} = \left(\prod_{j=1}^r \frac{x_j}{y_j} \right)^{\frac{1}{r}} \quad (42)$$

Comparando-se (40), (41) e (42), resulta que:

$$CA1_g = CA2_g = CA3_g \quad (43)$$

Seja um outro critério que combina linearmente Y e X, denominado de "Índice nutricional bioeconômico", dado por :

$$IBE_{ij} = y_{ij} - W_i * x_{ij} \quad (44)$$

$\forall i = 1, 2, \dots, t$ (dietas); $j = 1, 2, \dots, r$ (repetições);

$0 < W_i < 1$ e tal que; $W_1 \leq W_2 \leq \dots \leq W_t$;

onde:

W_i é um valor conhecido e determinado dependendo do objetivo do experimento. Entretanto, um caso importante ocorre quando W_i resulta da relação de preços entre uma unidade de ração (X) e uma unidade correspondente da transformação animal (Y), daí a razão de $0 < W_i < 1$.

IBE_{ij} é a transformação líquida produzida no animal, depois de descontar toda alimentação fornecida ao mesmo, expressa economicamente como uma parte da transformação Y.

Aplicando-se a equação 44 aos dados da tabela 6 e determinando-se a média aritmética das dietas, obtêm-se as seguintes expressões :

$$IBE_1 = \frac{1}{r} \sum_{j=1}^r K_{1j} (y_j - W_1 x_j) \quad (45)$$

$$IBE_2 = \frac{1}{r} \sum_{j=1}^r (y_j - W_2 x_j) \quad (46)$$

$$IBE_3 = \frac{1}{r} \sum_{j=1}^r K_{3j} (y_j - W_3 x_j) \quad (47)$$

como $W_1 \leq W_2 \leq W_3$, por hipótese, implica que:

$$y_j - W_1 x_j \leq y_j - W_2 x_j \leq y_j - W_3 x_j \quad (48)$$

para $0 < K_{1j} < 1$ e $K_{3j} > 1$, resultam as seguintes expressões, respectivamente:

$$K_{1j} (y_j - W_1 x_j) < (y_j - W_2 x_j) \quad (49)$$

$$(y_j - W_2 x_j) < K_{3j} (y_j - W_3 x_j) \quad (50)$$

combinando-se (49) e (50), aplicando-se o operador somatório e dividindo-se por $r \geq 1$, tem-se:

$$\frac{1}{r} \sum_{j=1}^r K_{1j} (y_j - W_1 x_j) < \frac{1}{r} \sum_{j=1}^r (y_j - W_2 x_j) < \frac{1}{r} \sum_{j=1}^r K_{3j} (y_j - W_3 x_j);$$

substituindo-se (45), (46), (47) nesta expressão resulta na dupla desigualdade:

$$\text{IBE}_1 < \text{IBE}_2 < \text{IBE}_3$$

Comentário: Embora a demonstração tenha sido feita para três tratamentos, a generalização é imediata, desde que se obedeça as condições dadas.

Com o desenvolvimento desse item pode-se estabelecer que, embora os tratamentos de um experimento sejam diferentes, o desempenho estimado pelos critérios da conversão ou eficiência alimentar poderá ser o mesmo para todos os tratamentos. Isso mostra que apesar da transformação logarítmica medir o desempenho de forma imparcial, seja através de X/Y ou Y/X e adicionalmente até vir a satisfazer certas exigências pressupostas pelo modelo de análise, não é o suficiente, pois os resultados encontrados poderão estar em perfeita discordância com os dados observados. Esse é um caso que confirma os princípios postulados por J. Neyman, sobre a adoção de modelos matemáticos aleatórios para interpretar fenômenos de observação (MEYER, 1978).

Exemplo: Os dados da tabela 7 simulam um experimento de nutrição de suínos de mesma idade. A composição das dietas é a mesma, porém os tratamentos correspondem aos diferentes intervalos de tempo que os animais permanecem se alimentando. Como a dieta é comum para os três tratamentos envolvidos, a relação de preços W é constante. Seja então, $W_1 = W_2 = W_3 = 0,25$ implicando que $\text{IBE} = Y - 0,25 X$.

Tabela 7 - Consumo de ração (X) e transformação animal (Y), para suínos, expressos em g/dia, referentes a três tratamentos, com cinco repetições.

Tratamento 1		Tratamento 2		Tratamento 3	
X	Y	X	Y	X	Y
1800	900	2222	1010	2166	1140
2125	850	2415	1050	2795	1215
2037	970	2289	1090	2832	1180
2013	915	2387	1085	2914	1267
2162	940	2500	1100	2841	1290

Fonte: Dados simulados

Adotando-se o modelo para o delineamento inteiramente casualizado, os resultados da análise de variância e as respectivas médias estão apresentados na tabela 8 e ilustrados nas figuras 2 e 3.

Tabela 8 - Teste F, respectivo nível descritivo (α em %) e médias estimadas para as variáveis Y, X, logaritmo da conversão alimentar (LCA) e índice nutricional bioeconômico ($IBE = Y - 0,25X$), referente a três dietas para suínos.

Fontes de Variação	GL	Variáveis							
		Y		X		LCA		IBE	
		F	α	F	α	F	α	F	α
Tratamentos	2	48,11	0,01	13,86	0,08	0,00	100,00	10,17	0,26
Resíduo	12								
CV (%)		4,58		8,66		9,42		9,80	
R ² (%)		88,91		69,78		0,00		62,90	

Variáveis	médias dos tratamentos		
	Tratamento 1	Tratamento 2	Tratamento 3
Y	915,000	1067,000	1218,400
X	2027,400	2362,000	2709,600
LCA	0,795	0,795	0,795
CAG	2,213	2,213	2,213
IBE	408,150	476,350	541,000

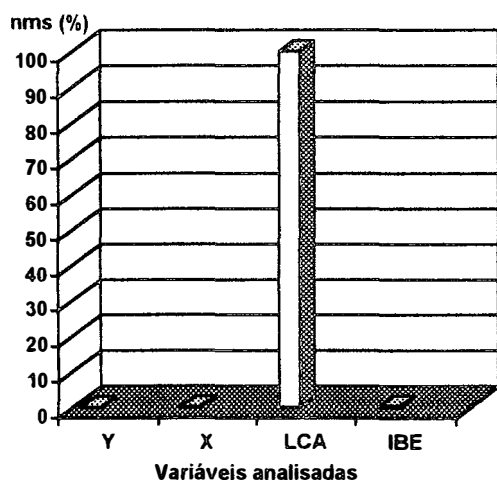


Figura 2 - Nível mínimo de significância do teste F, para as variáveis Y, X, LCA e IBE, na comparação de três tratamentos simulados,

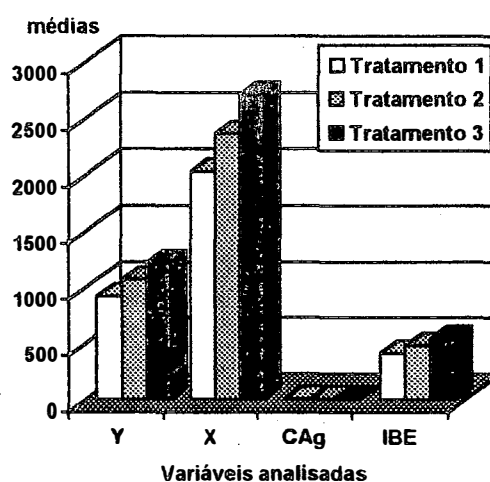


Figura 3 - Comparação das médias de três tratamentos simulados através das variáveis Y, X, CAG e IBE.

A hipótese $H_0: \mu_1 = \mu_2 = \mu_3$ é rejeitada ao n.m.s. $< 0,1\%$, para as variáveis primárias consumo de ração e transformação animal. Pelo índice não linear, conversão alimentar geométrica, a mesma hipótese é aceita com probabilidade 1. Enquanto que pelo índice linear bioeconômico (IBE), há rejeição de H_0 com 99,94 % de confiança, indicando que os índices de quociente, como método de análise num experimento, nem sempre refletem o que os dados sugerem. Apesar de se tratar de dados simulados, essa possibilidade existe e poderá ocorrer perfeitamente em certos tipos de experimentos com dados reais, especialmente em sistemas restritos de alimentação para animais em crescimento, como é o caso de suínos e aves.

Observe que para a variável CAg as médias são iguais e indicam que 2213 gramas de qualquer dos três sistemas de alimentação estimam 1000 gramas de transformação animal. Através do índice nutricional bioeconômico o tratamento 3 é nitidamente mais eficiente do que os outros dois, e com uma superioridade média na transformação líquida animal em 13,57% e 32,55%, respectivamente, em relação aos tratamentos 2 e 3.

4. APLICAÇÕES

4.1. Variáveis caracterizadoras dos índices de desempenho nutricional

Sejam o consumo de ração (X) e a transformação animal (Y), medidos simultaneamente em cada unidade experimental, e tais que $X > Y > 0$. Pode-se classificar as diferentes medidas de desempenho nutricional em quatro tipos, denominadas de:

- Índices de quociente.
- Índice bioeconômico.
- Índices por ajuste de covariável.
- Índice nutricional multivariado.

4.1.1. Índices de quociente

São resultantes da combinação não linear entre Y e X, denominados de índices aritméticos e geométricos.

4.1.1.1. Índices aritméticos

$$\text{Conversão Alimentar } CA = \frac{X}{Y}, \quad CA > 1 \quad (51)$$

$$\text{Eficiência Alimentar } EA = \frac{Y}{X}, \quad 0 < EA < 1 \quad (52)$$

4.1.1.2. Índices geométricos

Resultam da transformação logarítmica nas variáveis CA e EA.

$$LCA = \log (CA); \quad (53)$$

$$LEA = \log (EA); \quad (54)$$

4.1.2. Índice bioeconômico

Decorre de uma combinação linear entre as variáveis Y e X. Para um experimento, define-se o lucro inerente ao componente de produção, alimentação, por:

$$l_{ij} = (PV)_i * y_{ij} - (PR)_i * x_{ij} \quad (55)$$

$$\forall i = 1, 2, \dots, t \text{ (tratamentos) e } \forall j = 1, 2, \dots, r_i \text{ (repetições)}$$

onde:

PV_i é o preço de venda de uma unidade de transformação animal, produzida com aplicação do tratamento i;

PR_i é o preço de custo de uma unidade de ração, referente ao tratamento i.

A variável l_{ij} tem o inconveniente de ser expressa em unidades monetárias. Uma maneira de contornar o problema, consiste em expressar economicamente o consumo de ração, como uma parte equivalente da transformação animal. Isso pode ser obtido dividindo-se os termos da equação 55 por PV_i . Assim, esse consumo de ração equivalente é calculado por:

$$WX=Cre = \frac{PR_i}{PV_i} * x_{ij} \quad (56)$$

onde, resulta que: $Cre_{ij} = W_i * x_{ij}$, $\forall 0 < W_i < 1$. Desse modo, a variável dada pela equação 55 se transforma em:

$$IBE_{ij} = y_{ij} - W_i * x_{ij} \quad (57)$$

onde:

IBE representa a transformação animal líquida, após descontar a parte inerente ao fornecimento de ração para o animal. Nesse fornecimento está implicitamente embutido a parte da ração usada para a manutenção do organismo e as perdas por fezes, urina e gases, além dos desperdícios.

4.1.3. Índices por ajuste de covariável

Seja o modelo para o delineamento inteiramente casualizado, com uma covariável linear, isto é; $y_{ij} = \mu + t_i + b x_{ij} + e_{ij}$. Ajustando-se a transformação animal por diferenças no consumo de ração ou o consumo de ração ajustado por diferenças na transformação animal, foram realizados quatro tipos de ajustes:

4.1.3.1. Transformação animal ajustada pelo consumo de ração (Y | X)

$$y_{ij} = \mu + t_i + b_1 x_{ij} + e_{ij} \quad (58)$$

4.1.3.2. Transformação animal ajustada pelo consumo de ração equivalente (Y|WX)

$$y_{ij} = \mu + t_i + b_2 cre_{ij} + e_{ij} \quad (59)$$

4.1.3.3. Consumo de ração ajustado pela transformação animal (X | Y)

$$x_{ij} = \mu + t_i + b_3 y_{ij} + e_{ij} \quad (60)$$

4.1.3.4. Consumo de ração equivalente ajustado pela transformação animal (WX|Y)

$$Cre_{ij} = \mu + t_i + b_4 y_{ij} + e_{ij} \quad (61)$$

4.1.4. Índice nutricional multivariado

Com exceção dos índices de quociente, os índices bioeconômico e de ajuste por covariável, são resultantes da combinação linear entre as variáveis Y e X tendo, portanto, uma conexão direta com a teoria geral do modelo linear multivariado.

Como um índice é uma medida que capta a informação das diversas variáveis respostas envolvidas, o melhor deles será aquele que maior quantidade de informação conseguir retirar dessas variáveis.

Em experimentos que visam comparar diferentes grupos ou tratamentos, é intuitivo que a decisão deve se basear naquela combinação que produzir o maior valor do teste F, para a fonte de variação tratamento. Tal combinação é definida pela primeira função discriminante canônica de Fisher (MARDIA et alii, 1979), dada por:

$$Z = a Y + b X \quad (62)$$

Foram determinados dois índices multivariados, a saber :

4.1.4.1. **Índice nutricional multivariado biológico (INMB):**

$$\text{INMB} = a Y + b X \quad (63)$$

4.1.4.2. **Índice nutricional multivariado bioeconômico (INMBE):**

$$\text{INMBE} = a Y + bWX \quad (64)$$

onde,

WX é definida pela equação (56) do item 4.1.2.

4.2. **Modelo linear geral reparametrizado**

O modelo

$$Y^* = X^* \beta^* + \varepsilon^* \quad (65)$$

aplicado aos delineamentos experimentais é executado no pacote SAS através do procedimento GLM. Este procedimento usa o conceito de inversa generalizada, aumentando-se, portanto, o requerimento de memória e conseqüentemente o tempo de processamento. Para contornar dificuldades como falta de espaço em disco, tempo excessivo de processamento e encontrar um modelo único de análise, optou-se por trabalhar com modelos de regressão, que são de posto coluna completos, onde o modelo

superparametrizado $Y^* = X^* \beta^* + \varepsilon^*$, é transformado em:

$$Y = X\beta + \varepsilon. \quad (66)$$

A reparametrização é obtida através do uso de variáveis indicadoras, conforme NETER e WASSERMAN (1974), capítulo 9, consistindo no seguinte:

Se há t tratamentos num delineamento inteiramente casualizado, então existe $(t-1)$ variáveis indicadoras, do seguinte tipo:

$$X_k = \begin{cases} 1, & \text{se } t = i \\ 0, & \text{cc.} \end{cases}$$

$$\forall i=1,2,\dots,t \Rightarrow k=1,2,\dots,(t-1).$$

Para $t=5$, existe quatro variáveis indicadoras. Tomando-se por base o tratamento 5, tem-se:

$$X_1 = \begin{cases} 1, & \text{se } t = 1 \\ 0, & \text{cc.} \end{cases} \quad X_2 = \begin{cases} 1, & \text{se } t = 2 \\ 0, & \text{cc.} \end{cases} \quad X_3 = \begin{cases} 1, & \text{se } t = 3 \\ 0, & \text{cc.} \end{cases} \quad X_4 = \begin{cases} 1, & \text{se } t = 4 \\ 0, & \text{cc.} \end{cases}$$

O modelo superparametrizado

$$y_{ij} = \mu + t_i + e_{ij} \quad (67)$$

$$\forall i = 1,2,\dots,5; \forall j = 1,2,\dots,r,$$

expresso em termos do modelo de regressão, é dado por:

$$y_{ij} = \beta_0 + \beta_1 X_{1j} + \beta_2 X_{2j} + \beta_3 X_{3j} + \beta_4 X_{4j} + e_{ij} \quad (68)$$

Em função das variáveis definidas em (4.1) foram realizadas quatro tipos de análises:

- análise multivariada;
- análise univariada ponderada;
- análise univariada ordinária;
- análise univariada com covariável.

4.2.1. Análise multivariada

O desenvolvimento desse item se fundamenta em GODOI (1985).

Seja o modelo reparametrizado

$$Y = X\beta + \varepsilon. \quad (69)$$

Para o delineamento inteiramente casualizado, com $t=5$ tratamentos e $r=8$ repetições, define-se as seguintes matrizes:

(i) **Matriz de variáveis respostas:**

$$Y = \begin{bmatrix} y_{111} & y_{112} \\ y_{121} & y_{122} \\ \vdots & \vdots \\ y_{181} & y_{182} \\ \vdots & \vdots \\ y_{511} & y_{512} \\ y_{521} & y_{522} \\ \vdots & \vdots \\ y_{581} & y_{582} \end{bmatrix} = [Y_1 \quad Y_2] \quad (70)$$

onde:

Y é uma matriz de dimensões 40×2 ;

Y_1 é a coluna correspondente à variável transformação animal;

Y_2 é a coluna correspondente à variável consumo de ração.

(ii) **Matriz de delineamento:**

$$X = a \otimes X_2 \quad (71)$$

onde :

X é uma matriz de dimensões 40×5 ;

a é um vetor 8×1 tal que $a' = [1 \ 1 \ 1 \ 1 \ 1 \ 1 \ 1 \ 1]$;

\otimes indica o produto de Kronecker, e

$$X_2 = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 1 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}$$

(iii) Matriz de erros:

$$\varepsilon = \begin{bmatrix} e_{111} & e_{112} \\ e_{121} & e_{122} \\ \vdots & \vdots \\ e_{181} & e_{182} \\ \vdots & \vdots \\ e_{511} & e_{512} \\ e_{521} & e_{522} \\ \vdots & \vdots \\ e_{581} & e_{582} \end{bmatrix} = [\varepsilon_1 \quad \varepsilon_2] \quad (72)$$

onde:

ε é uma matriz de dimensões 40x2;

ε_1 é a coluna correspondente aos erros referentes à variável transformação animal;

ε_2 é a coluna correspondente aos erros referentes à variável consumo de ração.

(iv) Matriz de parâmetros:

$$\beta = \begin{bmatrix} \beta_{01} & \beta_{02} \\ \beta_{11} & \beta_{12} \\ \beta_{21} & \beta_{22} \\ \beta_{31} & \beta_{32} \\ \beta_{41} & \beta_{42} \end{bmatrix} = [\beta_1 \quad \beta_2] \quad (73)$$

onde:

β é uma matriz de dimensões 5x2;

β_1 é a coluna correspondente aos parâmetros da variável transformação animal;

β_2 é a coluna correspondente aos parâmetros da variável consumo de ração.

4.2.1.1. Estimação dos parâmetros

$$\beta \text{ é estimada por: } \hat{\beta} = (X'X)^{-1}X'Y \quad (74)$$

4.2.1.2. Soma de quadrados generalizada

As somas de quadrados generalizadas para o Resíduo (E) e Tratamentos (H) são calculadas, respectivamente, por:

$$E = Y' [I_{40} - X(X'X)^{-1}X'] Y \quad (75)$$

$$H = (C\hat{\beta})' [C(X'X)^{-1}C']^{-1} (C\hat{\beta}) \quad (76)$$

onde:

E é a matriz da soma de quadrados e produtos para o resíduo,

$$E = \begin{bmatrix} SQ_{\text{res}}(y_1) & SP_{\text{res}}(y_1, y_2) \\ SP_{\text{res}}(y_2, y_1) & SQ_{\text{res}}(y_2) \end{bmatrix} \quad (77)$$

H é a matriz da soma de quadrados e produtos para a hipótese, referente ao efeito de tratamento,

$$H = \begin{bmatrix} SQ_{\text{trat}}(y_1) & SP_{\text{trat}}(y_1, y_2) \\ SP_{\text{trat}}(y_2, y_1) & SQ_{\text{trat}}(y_2) \end{bmatrix} \quad (78)$$

Para calcular a matriz H, é necessário definir a matriz C que testa a hipótese:

$$H_0: [\mu_{11} \quad \mu_{12}] = [\mu_{21} \quad \mu_{22}] = [\mu_{31} \quad \mu_{32}] = [\mu_{41} \quad \mu_{42}] = [\mu_{51} \quad \mu_{52}].$$

Define-se a matriz C, com base na equação 68, por:

$$C = \begin{bmatrix} 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \quad (79)$$

4.2.1.3. Testes de hipóteses:

São definidos os seguintes testes :

- teste de Wilks;
- teste de Pillai;
- teste de Hotelling - Lawley;
- teste de Roy.

Sejam:

E e H definidas por (75) e (76) respectivamente; $p = 2$, o número de variáveis de resposta; $q = 4$, o posto da matriz C; $ne = 35$ o número de graus de liberdade associado a E. Define-se:

$$s = \min(p, q) = 2$$

$$m' = 1/2 [|p-q| - 1] = 0,5$$

$$n' = 1/2 [ne - p - 1] = 16$$

4.2.1.3.1. Teste de Wilks

$$\text{Define-se } \Lambda = \frac{|E|}{|H + E|} \quad (80)$$

Para $p = 2$ e $\forall q$, Λ tem distribuição exata e se relaciona com a distribuição F, tal que rejeita-se H_0 ao nível de significância α se:

$$\frac{1 - \sqrt{\Lambda}}{\sqrt{\Lambda}} \cdot \frac{ne - 1}{q} > F_{\left[\alpha, 2q, 2(ne-1) \right]} \quad (81)$$

4.2.1.3.2. Teste de Pillai

Define-se a estatística

$$V = \text{traço}[H (H + E)^{-1}] \quad (82)$$

V se relaciona com a distribuição F, aproximadamente, por:

$$\frac{2n' + s + 1}{2m' + s + 1} \cdot \frac{V}{s - V} \sim F[n_1, n_2] \quad (83)$$

onde :

$$n_1 = s(2m' + s + 1) \text{ e } n_2 = s(2n' + s + 1).$$

Para $p = 2$; $q = 4$; $s = 2$; $m' = 0,5$; $n' = 16$, tem-se, respectivamente:

$$n_1 = 2(1 + 2 + 1) = 8$$

e

$$n_2 = 2(32 + 2 + 1) = 70$$

4.2.1.3.3. Teste de Hotelling - Lawley

Define-se a estatística

$$U = \text{Traço}(E^{-1}H) \quad (84)$$

U se relaciona com a distribuição F, aproximadamente, por:

$$\frac{2(sn' + 1)}{s^2(2m' + s + 1)} U \sim F[s(2m' + s + 1), 2(sn' + 1)] \quad (85)$$

com

$s(2m'+s+1) = 2(1+2+1) = 8$ e $2(sn'+1) = 2(32+1) = 66$ graus de liberdade.

4.2.1.3.4. Teste de Roy e a primeira função discriminante canônica

Consiste em determinar as raízes características da equação.

$$|E^{-1}H - \lambda I| = 0 \quad (86)$$

Para o caso $p = 2$, (86) fornece duas raízes λ_1 e λ_2 ; fazendo-se $\lambda_{\max} = \text{máximo}(\lambda_1, \lambda_2)$. λ_{\max} se relaciona com a distribuição F, aproximadamente por:

$$\lambda_{\max} \frac{ne}{q} \sim F(q, ne) \quad (87)$$

Para determinar a primeira função discriminante canônica, associada ao maior auto valor, λ_{\max} , determina-se o auto vetor normalizado cujos coeficientes são a e b e que estão associados respectivamente às variáveis, transformação animal (Y_1) e consumo de ração (Y_2), definidas pela equação 70. Assim, a primeira função discriminante canônica é dada por :

$$Z = aY_1 + bY_2 \quad (88)$$

função esta que produz o maior F, dentre todas as combinações lineares que se façam de Y_1 e Y_2 .

4.2.2. Análise univariada ponderada

Dado o modelo $Y = X\beta + \varepsilon$, se $\varepsilon \sim N(\emptyset, V\sigma^2)$ com V diagonal, então o modelo se diz linear normal ponderado. Nesse caso as fórmulas para o cálculo de

$\hat{\beta}$ e soma de quadrados, são dadas pela segunda coluna da tabela 2. A matriz \hat{V} é obtida pelas estimativas das variâncias da variável IBE, dada pela equação 57. Onde $\hat{V} = \hat{V}_1 \otimes I_r$, com,

$$\hat{V}_1 = \text{Diag}[s_1^2 \quad s_2^2 \quad s_3^2 \quad s_4^2 \quad s_5^2] \quad (89)$$

4.2.3. Análise univariada ordinária

As fórmulas são as mesmas do modelo multivariado item 4.2.1., modificando-se apenas o número de colunas de Y , β e ε , que passam de duas para uma.

4.2.4. Análise univariada com covariável

As fórmulas são as mesmas do item 4.2.3, modificando-se apenas a matriz X e o vetor β , tal que:

$$X_c = [X \quad X_1]; \quad \beta'_c = [\beta_0 \quad \beta_1 \quad \beta_2 \quad \beta_3 \quad \beta_4 \quad \beta_5]'$$

onde:

X_1 é a coluna correspondente aos valores da covariável;

β_5 é o coeficiente de regressão correspondente a covariável X_1 .

4.3. Experimentos simulados e programa computacional das análises

4.3.1. Simulação dos experimentos

Os dados usados na simulação constituem uma população bivariada da transformação animal, representada neste caso pelo ganho de peso (Y_1), e consumo de ração (Y_2), com 1242 observações, referentes a suínos machos, da raça Landrace, criados em um sistema de produção com alimentação à vontade. O objetivo desse sistema é o melhoramento genético das características ganho de peso e espessura de toucinho.

Essas informações pertencem ao "banco de dados de melhoramento de suínos" do Centro Nacional de Pesquisa de Suínos e Aves, da Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária, EMBRAPA-CNPSA, Concórdia - SC; sob a responsabilidade do pesquisador, Jerônimo Antônio Fávero.

Ressalta-se que nos dados, não existe efeito de qualquer fonte de

variação, a não ser a variabilidade natural entre os animais. As 1242 observações foram obtidas de lotes de animais introduzidos ao sistema, no tempo, sendo cada lote resultante da combinação de ordem de parto, estação de ano, etc. Os dados são médias de dois animais por baia e constam da tabela 24 do apêndice.

Para remover um possível efeito de lotes foi aplicado às variáveis Y_1 e Y_2 o seguinte modelo:

$$y_{ij} = \mu + l_i + e_{ij} \quad (90)$$

$$\forall i = 1, 2, \dots, I; \forall j = 1, \dots, r_i,$$

onde:

y_{ij} é a resposta da variável aleatória na baia ij ;

μ é a média da resposta no sistema de produção ;

l_i é o efeito do lote i ;

$e_{ij} \sim N(0, \sigma^2)$ por pressuposição.

O resíduo estimado por $\hat{r}_{ij} = y_{ij} - \hat{y}_{ij}$ é usado para reproduzir as variáveis Y_1 e Y_2 , sem o suposto efeito de lotes. Assim, redefine-se essas variáveis por:

$$y_{1k}^{(0)} = \mu_{Y_1} + (\hat{r}_{Y_1})_{ij} \quad (91)$$

e

$$y_{2k}^{(0)} = \mu_{Y_2} + (\hat{r}_{Y_2})_{ij} \quad (92)$$

Os valores $(y_{1k}^{(0)}, y_{2k}^{(0)}) \forall k=1, \dots, 1242$, constituem a população base da qual são gerados os experimentos. A tabela 9 fornece uma caracterização das variáveis aleatórias $Y_{1k}^{(0)}$ e $Y_{2k}^{(0)}$.

Observando-se a tabela 9 verifica-se que a distribuição de Y_1 apresentou uma assimetria negativa, sendo a hipótese de normalidade rejeitada ao nível de 2,1% de probabilidade, enquanto que a distribuição de Y_2 pode ser aceita como normal e de simetria nula. O coeficiente de correlação igual a 0,87 é um indicador do alto grau de dependência dessas variáveis.

A metodologia usada na simulação está indicada em GODOI (1983), e se baseia no princípio de amostragem com reposição.

A descrição da técnica é a seguinte :

Passo 1

Dado o arquivo $(Y_{1k}^{(0)} \text{ e } Y_{2k}^{(0)})$, indexa-se à essas duas colunas uma terceira coluna N , $\forall N = 1, \dots, H$.

Passo 2

Fixa-se o tamanho nh da amostra.

Passo 3

Sob a restrição de que o $\max(N)=H$, usa-se uma tabela de números aleatórios e partindo-se de um ponto qualquer da tabela, escolhe-se os primeiros nh números; tal que, $nh \leq H$. Esses nh números, indexados a N , constituirão a amostra' com reposição $(y_{11}, y_{21}), \dots, (y_{1h}, y_{2h})$.

Passo 4

Como há interesse em escolher h amostras de tamanho nh , repetem-se os passos 2 e 3, h vezes.

Passo 5

Admitindo-se t tratamentos com r repetições, o produto $r.t = nh$. Esses tratamentos fictícios, denominados de ensaios em branco, com seus respectivos números de repetições, constituirão o experimento. Espera-se que ao analisar esse experimento o suposto efeito de tratamento seja nulo. Qualquer diferença encontrada deve ser atribuída ao acaso.

Com a finalidade de reproduzir o que pode ocorrer em experimentos com dados reais, para as variáveis aleatórias transformação animal (Y_1) e consumo de ração (Y_2), fixou-se diferenças de 0, 5, 10 e 20%, entre a maior e a menor média dos tratamentos, tanto para Y_1 como para Y_2 , resultando em 16 tipos de experimentos, com 500 ensaios cada.

Tabela 9 - Estatísticas descritivas para as variáveis transformação animal $(Y_{1k}^{(0)})$ e consumo de ração $(Y_{2k}^{(0)})$, referentes à população base.

Estatística	$Y_1^{(0)}$	$Y_2^{(0)}$
N	1242	1242
Mínimo	42,11kg	122,69kg
Máximo	95,49kg	277,92kg
Média	72,34kg	201,30kg
Erro-padrão	0,22kg	0,63kg
Variância	61,45kg ²	497,59kg ²
Desvio-padrão	7,84kg	22,31kg
Coefficiente de variação	10,84%	11,08%
Assimetria	-0,297	-0,066
Curtose	0,402	0,232
Teste W: Normalidade	P < 0,021	P < 0,623
Moda	60,02kg	177,95kg
Mediana	72,64kg	202,24kg

Correlação $(Y_1, Y_2) = 0,87$

4.3.2. Introdução do efeito de tratamentos

Admitindo-se que o modelo de análise para as variáveis Y_1 e Y_2 , em cada experimento gerado, seja:

$$y_{1ij}^{(0)} = \mu_{Y_1} + t_i + e_{ij} \quad (93)$$

e

$$y_{2ij}^{(0)} = \mu_{Y_2} + t_i + e_{ij} \quad (94)$$

$$\forall i = 1, \dots, 5; \forall j = 1, \dots, 8.$$

Como o efeito de tratamento é igual a zero, por hipótese, isso implica, que:

$$E(y_{1ij}^{(0)}) = \mu_{Y_1} \text{ e } E(y_{2ij}^{(0)}) = \mu_{Y_2}$$

Sob a restrição natural $\sum_{i=1}^5 t_i = 0$, e para as quatro amplitudes máximas dadas para cada variável, centradas em relação ao tratamento 3, pode-se organizar a tabela 10.

Tabela 10 - Introdução de efeito de tratamentos nas variáveis transformação animal (Y_1) e consumo de ração (Y_2), tomando por base os ensaios em branco.

k	Amp. Máx. (A)	$\alpha=A/4$	$y_1^{(k)} = y_1^{(0)} + \alpha(t-3)\mu_{Y_1}$	$y_2^{(k)} = y_2^{(0)} + \alpha(t-3)\mu_{Y_2}$
1	0	0,0000	$y_1^{(1)} = y_1^{(0)}$	$y_2^{(1)} = y_2^{(0)}$
2	5	0,0125	$y_1^{(2)} = y_1^{(0)} + 0,0125(t-3)\mu_{Y_1}$	$y_2^{(2)} = y_2^{(0)} + 0,0125(t-3)\mu_{Y_2}$
3	10	0,0250	$y_1^{(3)} = y_1^{(0)} + 0,0250(t-3)\mu_{Y_1}$	$y_2^{(3)} = y_2^{(0)} + 0,0250(t-3)\mu_{Y_2}$
4	20	0,0500	$y_1^{(4)} = y_1^{(0)} + 0,0500(t-3)\mu_{Y_1}$	$y_2^{(4)} = y_2^{(0)} + 0,0500(t-3)\mu_{Y_2}$

Verifica-se que $V[Y_1^{(k)}] = V[Y_1^{(0)}]$ e $V[Y_2^{(k)}] = V[Y_2^{(0)}] \quad \forall k = 1, 2, 3, 4$.

Combinando-se os quatro valores de $y_1^{(k)}$ com os quatro valores de $y_2^{(k)}$, resulta em 16 tipos de experimentos, conforme a tabela 11 do apêndice.

4.3.3. Programa computacional

Foram usadas para a simulação, as seguintes relações de preços para os cinco tratamentos, respectivamente:

$$W_1 = 0,20; W_2 = 0,21; W_3 = 0,22; W_4 = 0,23 \text{ e } W_5 = 0,24.$$

Fixou-se, ainda, os seguintes valores :

- N = 1242 (tamanho da população base);
- exp = 500 (número de experimentos);
- t = 5 (número de tratamentos);
- rep = 8 (número de repetições).

O programa foi desenvolvido em linguagem SAS, versão 6.04, para

processamento em microcomputadores compatíveis com a linha IBM - PC.

Ressalta-se que por falta de espaço em disco, o programa foi elaborado para ser executado em duas etapas.

1ª etapa

Executa a simulação lendo o arquivo "popula" e realiza todas as análises.

2ª etapa

Gera as tabelas lendo o arquivo das análises executadas na etapa 1 e que deve ser gravado com o nome "multivar".

O programa é apresentado a seguir.

```
LIBNAME gui 'c:\tесе';
OPTIONS NODATE NOSTIMER NOMPRINT NOMTRACE PS=500 LS=64;
/* **** Etapa I **** */
/*Simulação dos Exp. com mesmo numero de repetições*/
/* Para simular experimentos com outro numero de
   tratamentos e basta trocar exp,t e rep */
DATA popula;INFILE 'popula';INPUT n lote gp cr;controle=1;
PROC MEANS NOPRINT;VAR gp cr;OUTPUT OUT=média MEAN=gpm crm;
DATA média;SET média;controle=1;KEEP gpm crm controle;
PROC GLM DATA=popula NOPRINT OUTSTAT=saida;CLASS lote;
MODEL gp cr=lote;OUTPUT OUT=residuo R= gpres crres ;
DATA popula;MERGE residuo média;BY controle;
gp=gpm+gpres;cr=crm+crres;
KEEP n gp cr gpm crm;
DATA simula;
  DO exp=1 to 500;
    DO t=1 to 5;
      DO rep=1 to 8;
        n=1+INT(10000*(UNIFORM(123456565)));
        OUTPUT;
      END;
    END;
  END;
```

```

END;
END;
DATA simula;SET simula;
  IF 1243<=n<=2484 THEN n=n-1242;
  IF 2485<=n<=3726 THEN n=n-2484;
  IF 3727<=n<=4968 THEN n=n-3726;
  IF 4969<=n<=6210 THEN n=n-4968;
  IF 6211<=n<=7452 THEN n=n-6210;
  IF 7453<=n<=8694 THEN n=n-7452;
  IF 8695<=n<=9936 THEN n=n-8694;
  IF 9937<=n<=10000 THEN n=n-9936;
PROC SORT;BY n;
DATA simula;MERGE simula popula;BY n;
IF exp=. THEN DELETE;
IF t=1 then x1=1;ELSE x1=0;IF t=2 then x2=1;ELSE x2=0;
IF t=3 then x3=1;ELSE x3=0;IF t=4 then x4=1;ELSE x4=0;
PROC SORT;BY exp t;
DATA caso11;SET simula;
  caso=11;gp=gp+0.0000*gpm*(t-3);cr=cr+0.0000*crm*(t-3);
DATA caso12;SET simula;
  caso=12;gp=gp+0.0000*gpm*(t-3);cr=cr+0.0125*crm*(t-3);
DATA caso13;SET simula;
  caso=13;gp=gp+0.0000*gpm*(t-3);cr=cr+0.0250*crm*(t-3);
DATA caso14;SET simula;
  caso=14;gp=gp+0.0000*gpm*(t-3);cr=cr+0.0500*crm*(t-3);
DATA caso21;SET simula;
  caso=21;gp=gp+0.0125*gpm*(t-3);cr=cr+0.0000*crm*(t-3);
DATA caso22;SET simula;
  caso=22;gp=gp+0.0125*gpm*(t-3);cr=cr+0.0125*crm*(t-3);
DATA caso23;SET simula;
  caso=23;gp=gp+0.0125*gpm*(t-3);cr=cr+0.0250*crm*(t-3);
DATA caso24;SET simula;
  caso=24;gp=gp+0.0125*gpm*(t-3);cr=cr+0.0500*crm*(t-3);
DATA caso31;SET simula;
  caso=31;gp=gp+0.0250*gpm*(t-3);cr=cr+0.0000*crm*(t-3);
DATA caso32;SET simula;

```

```

caso=32;gp=gp+0.0250*gpm*(t-3);cr=cr+0.0125*crm*(t-3);
DATA caso33;SET simula;
caso=33;gp=gp+0.0250*gpm*(t-3);cr=cr+0.0250*crm*(t-3);
DATA caso34;SET simula;
caso=34;gp=gp+0.0250*gpm*(t-3);cr=cr+0.0500*crm*(t-3);
DATA caso41;SET simula;
caso=41;gp=gp+0.0500*gpm*(t-3);cr=cr+0.0000*crm*(t-3);
DATA caso42;SET simula;
caso=42;gp=gp+0.0500*gpm*(t-3);cr=cr+0.0125*crm*(t-3);
DATA caso43;SET simula;
caso=43;gp=gp+0.0500*gpm*(t-3);cr=cr+0.0250*crm*(t-3);
DATA caso44;SET simula;
caso=44;gp=gp+0.0500*gpm*(t-3);cr=cr+0.0500*crm*(t-3);
DATA gui.dados;SET
caso11 caso12 caso13 caso14 caso21 caso22 caso23 caso24
caso31 caso32 caso33 caso34 caso41 caso42 caso43 caso44;
DATA gui.dados;SET gui.dados;
ca=cr/gp;ea=gp/cr;lca=LOG(ca);lea=LOG(ea);
cre=(.20+.01*(t-1))*cr;
dnpo=gp-cre;
KEEP caso exp t gp cr cre ca ea lca lea dnpo x1 x2 x3 x4;
PROC MEANS DATA=gui.dados NOPRINT;BY caso exp t;VAR dnpo;
OUTPUT OUT=pondera VAR=v1;DATA pondera;SET pondera;
KEEP caso exp t v1;
PROC MEANS DATA=pondera NOPRINT;BY caso exp;VAR v1;
OUTPUT OUT=ponderal MIN=w1;DATA ponderal;SET ponderal;
KEEP caso exp w1;
DATA pondera;MERGE pondera ponderal;BY caso exp;
PROC SORT;BY caso exp t;
DATA gui.dados;MERGE gui.dados pondera;BY caso exp t;DROP v1 w1;
dnppv=1/(v1/w1);
IF caso=11 or caso=21 or caso=31 or caso=41
THEN cre=.22*cr;ELSE cre=(.20+.01*(t-1))*cr;dnpo=gp-cre;
IF caso=11 or caso=21 or caso=31 or caso=41 THEN dnppv=1;
/* Análise dos Experimentos */
PROC REG NOPRINT DATA=gui.dados;BY caso exp;

```



```
MODEL gp =x1 x2 x3 x4;
MTEST x1,x2,x3,x4;
PROC REG NOPRINT DATA=gui.dados;BY caso exp;
MODEL cr=x1 x2 x3 x4;
MTEST x1,x2,x3,x4;
PROC REG NOPRINT DATA=gui.dados;BY caso exp;
MODEL ca=x1 x2 x3 x4;
MTEST x1,x2,x3,x4;
PROC REG NOPRINT DATA=gui.dados;BY caso exp;
MODEL ea=x1 x2 x3 x4;
MTEST x1,x2,x3,x4;
PROC REG NOPRINT DATA=gui.dados;BY caso exp;
MODEL lca=x1 x2 x3 x4;
MTEST x1,x2,x3,x4;
PROC REG NOPRINT DATA=gui.dados;BY caso exp;
MODEL lea=x1 x2 x3 x4;
MTEST x1,x2,x3,x4;
PROC REG NOPRINT DATA=gui.dados;BY caso exp;
MODEL dnpo=x1 x2 x3 x4;
MTEST x1,x2,x3,x4;
PROC REG NOPRINT DATA=gui.dados;WEIGHT dnppv;BY caso exp;
MODEL dnpo=x1 x2 x3 x4;
MTEST x1,x2,x3,x4;
PROC REG NOPRINT DATA=gui.dados;BY caso exp;
MODEL gp=x1 x2 x3 x4 cr;
MTEST x1,x2,x3,x4;
PROC REG NOPRINT DATA=gui.dados;BY caso exp;
MODEL gp=x1 x2 x3 x4 cre;
MTEST x1,x2,x3,x4;
PROC REG NOPRINT DATA=gui.dados;BY caso exp;
MODEL cr=x1 x2 x3 x4 gp;
MTEST x1,x2,x3,x4;
PROC REG NOPRINT DATA=gui.dados;BY caso exp;
MODEL cre=x1 x2 x3 x4 gp;
MTEST x1,x2,x3,x4;
PROC REG NOPRINT DATA=gui.dados;BY caso exp;
```

```

MODEL gp cr=x1 x2 x3 x4;
MTEST x1,x2,x3,x4;
PROC REG NOPRINT DATA=gui.dados;BY caso exp;
MODEL gp cre=x1 x2 x3 x4;
MTEST x1,x2,x3,x4;
/* ao terminar gravar este arquivo com o nome
  Multivar*/
/*Preparacao das tabelas da distribuicao do F*/
/*
DATA simulaca;INFILE 'multivar';
INPUT
v1 $ 1-22 v2 $ 23-31 v3 $ 32-40 v4 $ 41-48
v5 $ 49-57 v6 $ 58-64;
If v4='.' then delete;
IF v4='4' THEN v=0;
IF v4='8' THEN v=0;IF v^=0 THEN DELETE;
KEEP v3 v6;
DATA b;
DO situacao=1 to 14;
  DO caso=1 TO 16;
    DO exp=1 to 500;
      DO varia=1 to 4;
        OUTPUT;
      END;
    END;
  END;
END;
DATA gui.simulaca;MERGE simulaca b;Fv=v3+0;Prob=v6+0;
IF caso<5 THEN caso1=caso+10;
IF 4<caso<=8 THEN caso1=(caso-4)+20;
IF 8<caso<=12 THEN caso1=(caso-8) +30;
IF caso>12 THEN caso1=(caso-12) +40;
caso=caso1;
IF situacao<13 AND varia^=4 then delete;
KEEP situacao caso exp varia prob Fv;
DATA simulaca;SET gui.simulaca;

```

```

IF situacao<13 then varia=situacao;
IF situacao=13 then varia=varia+12;
IF situacao=14 then varia=varia+16;
data gui.simula;set gui.simulaca;
PROC SORT DATA=gui.simula;BY caso varia;
data gui.simula;set gui.simula;keep caso varia prob Fv;
PROC MEANS NOPRINT;BY caso varia;VAR Fv Prob;
OUTPUT OUT=SAIDA MEAN=Fv Prob STDERR=Fv_ep Prob_ep;
DATA SAIDA;SET SAIDA;
KEEP caso varia Fv Fv_ep Prob Prob_ep;
Fv=INT(100*Fv)*.01;Fv_ep=INT(100*Fv_ep)*.01;
Prob=INT(10000*Prob)*.01;Prob_ep=INT(10000*Prob_ep)*.01;
PROC FORMAT;
VALUE variam
2='Consumo de racao'
3='Conversao alimentar'
4='Eficiencia alimentar'
5='Logaritmo da conversao'
6='Logaritmo da eficiencia'
7='Desempenho economico'
8='Desempenho econ. pond.'
9='Gpeso aj. pelo consumo'
10='Gaj. pelo cons.econ.'
11='Consumo aj.pelo Gpeso'
12='C. econ.aj.pelo Gpeso'
13='Teste de Wilks'
14='Teste de Pillai'
15='T. de Lawley-Hotelling'
16='Teste de Roy'
17='Teste de Wilks econ.'
18='Teste de Pillai econ.'
19='T.de Lawley-Hoteling econ.'
20='Teste de Roy econ.';
PROC PRINT NOOBS;BY caso;VAR varia Fv Fv_ep Prob Prob_ep;
FORMAT varia variam.;
TITLE1 'Média e erro padrao para o tese F e respectiva';

```

```

TITLE2 'Probabilidade referente aos 500 experimentos';
TITLE3 'nos diferentes casos';
DATA simulaca;SET gui.simula;
IF Prob<=.01 THEN classe=1;
IF .01<Prob<=.02 THEN classe=2;
IF .02<Prob<=.03 THEN classe=3;
IF .03<Prob<=.04 THEN classe=4;
IF .04<Prob<=.05 THEN classe=5;
IF .05<Prob<=.10 THEN classe=6;
IF .1<Prob<=.15 THEN classe=7;
IF .15<Prob<=.2 THEN classe=8;
IF .2<Prob<=.3 THEN classe=9;
IF Prob>.3 THEN classe=10;
PROC SORT;BY caso varia classe;
DATA classe1;SET simulaca;
IF classe>1 THEN DELETE;classe=1;
PROC MEANS DATA=classe1 NOPRINT;BY caso varia classe;
VAR Fv;OUTPUT OUT=classe1 N=nc;
DATA classe1;SET classe1;facum=100*nc/500;
DATA classe2;SET simulaca;
IF classe>2 THEN DELETE;classe=2;
PROC MEANS DATA=classe2 NOPRINT;BY caso varia classe;
VAR Fv;OUTPUT OUT=classe2 N=nc;
DATA classe2;SET classe2;facum=100*nc/500;
DATA classe3;SET simulaca;
IF classe>3 THEN DELETE;classe=3;
PROC MEANS DATA=classe3 NOPRINT;BY caso varia classe;
VAR Fv;OUTPUT OUT=classe3 N=nc;
DATA classe3;SET classe3;facum=100*nc/500;
DATA classe4;SET simulaca;
IF classe>4 THEN DELETE;classe=4;
PROC MEANS DATA=classe4 NOPRINT;BY caso varia classe;
VAR Fv;OUTPUT OUT=classe4 N=nc;
DATA classe4;SET classe4;facum=100*nc/500;
DATA classe5;SET simulaca;
IF classe>5 THEN DELETE;classe=5;

```

```

PROC MEANS DATA=classe5 NOPRINT;BY caso varia classe;
VAR Fv;OUTPUT OUT=classe5 N=nc;
DATA classe5;SET classe5;facum=100*nc/500;
DATA classe6;SET simulaca;
IF classe>6 THEN DELETE;classe=6;
PROC MEANS DATA=classe6 NOPRINT;BY caso varia classe;
VAR Fv;OUTPUT OUT=classe6 N=nc;
DATA classe6;SET classe6;facum=100*nc/500;
DATA classe7;SET simulaca;
IF classe>7 THEN DELETE;classe=7;
PROC MEANS DATA=classe7 NOPRINT;BY caso varia classe;
VAR Fv;OUTPUT OUT=classe7 N=nc;
DATA classe7;SET classe7;facum=100*nc/500;
DATA classe8;SET simulaca;
IF classe>8 THEN DELETE;classe=8;
PROC MEANS DATA=classe8 NOPRINT;BY caso varia classe;
VAR Fv;OUTPUT OUT=classe8 N=nc;
DATA classe8;SET classe8;facum=100*nc/500;
DATA classe9;SET simulaca;
IF classe>9 THEN DELETE;classe=9;
PROC MEANS DATA=classe9 NOPRINT;BY caso varia classe;
VAR Fv;OUTPUT OUT=classe9 N=nc;
DATA classe9;SET classe9;facum=100*nc/500;
DATA classe10;SET simulaca;
IF classe>10 THEN DELETE;classe=10;
PROC MEANS DATA=classe10 NOPRINT;BY caso varia classe;
VAR Fv;OUTPUT OUT=classe10 N=nc;
DATA classe10;SET classe10;facum=100*nc/500;
DATA acumula;SET classe1 classe2 classe3 classe4 classe5
classe6 classe7 classe8 classe9 classe10;
KEEP caso varia classe facum;
PROC SORT DATA=acumula;BY caso varia classe;
PROC SORT DATA=simulaca;BY caso varia classe;
PROC MEANS NOPRINT;BY caso varia classe;VAR Fv Prob;
OUTPUT OUT=simulaca MEAN= Fv Prob N=n nP;
PROC SORT DATA=simulaca;BY caso varia classe;

```

```

DATA simulaca;MERGE simulaca acumula;BY caso varia classe;
DATA simulaca;SET simulaca;freq=100*n/1;
Fv=INT(100*Fv)*.01;
Prob=INT(10000*Prob)*.01;
IF Fv=. THEN DELETE;
KEEP caso varia classe Fv Prob n freq facum;
PROC SORT;BY caso varia;
PROC FORMAT;
VALUE classem
  1='0 <=Prob< =1%'
  2='1% <Prob< =2%'
  3='2% <Prob< =3%'
  4='3% <Prob< =4%'
  5='4% <Prob< =5%'
  6='5% <Prob< =10%'
  7='10%<Prob< =15%'
  8='15%<Prob< =20%'
  9='20%<Prob< =30%'
  10='30%<Prob<=100%';
PROC FORMAT;
VALUE variam
  1='Ganho de peso'
  2='Consumo de racao'
  3='Conversao alimentar'
  4='Eficiencia alimentar'
  5='Logaritmo da conversao'
  6='Logaritmo da eficiencia'
  7='Desempenho economico'
  8='Desempenho econ. pond.'
  9='Gpeso aj. pelo consumo'
  10='Gaj. pelo cons.econ.'
  11='Consumo aj.pelo Gpeso'
  12='C.econ. aj.pelo Gpeso'
  13='Teste de Wilks'
  14='Teste de Pillai'
  15='T. de Lawley-Hotelling'

```

```

16='Teste de Roy'
17='Teste de Wilks econ.'
18='Teste de Pillai econ.'
19='T.de Lawley-Hoteling econ.'
20='Teste de Roy econ.';
PROC SORT;BY caso varia classe;
PROC PRINT NOOBS;BY caso varia;
VAR classe Fv Prob n freq facum;
FORMAT classe classem. varia variam.;
TITLE1 'Distribuicao de frequencias do valor medio do';
TITLE2 'teste F e respectiva probabilidade, em cada';
TITLE3,'caso e variavel, para os 500 experimentos';
RUN;

```

4.4. Experimento com dados reais

4.4.1. Descrição do experimento e determinação das relações de preços

O objetivo desse experimento foi avaliar a substituição de milho por farinha integral de mandioca (FIM), nas fases inicial e crescimento, para frangos de corte criados no período de 1 a 42 dias. Para tal foram ministradas duas sequências de cada ração, variando apenas suas composições química e bromatológica, durante os períodos 1 a 28 e 29 a 42 dias, respectivamente. Os animais foram pesados nos dias: 1, 28 e 42 dias de idade. A ração era oferecida à vontade e a quantidade fornecida era pesada, sendo que ao final das fases pesavam-se as sobras. Os tratamentos foram: T1 = 100% de milho; T2 = 33,33% de FIM; T3 = 66,66% de FIM e T4 = 100% de FIM, dispostos num delineamento inteiramente casualizado com quatro repetições, sendo as unidades experimentais representadas por gaiolas com 46 aves (23 machos e 23 fêmeas). Uma caracterização completa das dietas está apresentada na tabela 1, item 2.2.1.

A tabela 12, fornece os preços de cada ingrediente, bem como o preço de venda do frango vivo.

Tabela 12 - Preço de custo por quilograma de ingrediente das rações e preço de venda por kg de frango vivo.

Produto	Sigla por fase	Preço (US\$/kg)
Milho	P1I = P1C	0,1340
Farelo de soja	P2I = P2C	0,2160
FIM	P3I = P3C	0,1210
Óleo de soja	P4I = P4C	0,3860
Calcário	P5I = P5C	0,0250
Fosfato bicálcico	P6I = P6C	0,2210
MMV inicial	P7I	2,5000
MMV crescimento	P7C	2,3100
Sal	P8I = P8C	0,0440
DL-Metionina	P9I = P9C	2,9600
Caulim	P10I = P10C	0,0096
Frango vivo	PY	0,7670

Fonte: Valor médio, coletado pelo CNPSA-EMBRAPA, na região de Concórdia-SC, em novembro de 1993.

Para realizar a análise bioeconômica é necessário determinar o preço das rações em cada fase. Sejam então:

PX128_i o preço da ração i, no período de 1 a 28 dias;

PX2942_i o preço da ração i, no período 29 a 42 dias; $\forall i = 1, 2, 3, 4$.

Combinando-se os valores das tabelas I e 12, tem-se:

$$PX128_i = \left(\sum_{j=1}^{10} f_{jI} P_{jI} \right)_i \quad (95)$$

$$PX2942_i = \left(\sum_{j=1}^{10} f_{jC} P_{jC} \right)_i \quad (96)$$

$\forall j=1, \dots, 10$

onde:

(fjI; PjI) e (fjC; PjC) correspondem à composição químico-bromatológica e ao preço de cada ingrediente, nas fases inicial e crescimento, respectivamente.

Como P_Y é constante para todos os tratamentos, pode-se determinar a relação de preços entre um 1 kg de ração e 1 kg de frango, nas fases inicial e crescimento, respectivamente, tal que:

$$W_{I_i} = \frac{PX_{128_i}}{P_Y} \quad (97)$$

$$W_{C_i} = \frac{PX_{2942_i}}{P_Y} \quad (98)$$

Pode-se determinar também o valor médio da relação de preços no período total, que é a média ponderada das relações entre os períodos, isto é:

$$W_{M_i} = \frac{28W_{I_i} + 14W_{C_i}}{42} \quad (99)$$

A tabela 14 fornece as relações de preços usadas nesse experimento.

O consumo de ração expresso economicamente (Cre), como uma parte do ganho de peso (Y), é obtido combinando-se os valores das tabelas 13 e 14, com aplicação da fórmula 56, item 4.1.2. Para os períodos experimentais referidos, tem-se:

$$Cre_{128_{ij}} = W_{I_i} * X_{128_{ij}} \quad (100)$$

$$Cre_{2942_{ij}} = W_{C_i} * X_{2942_{ij}} \quad (101)$$

$$\forall i = 1, 2, 3, 4; \forall j = 1, 2, 3, 4.$$

Aplicando-se, convenientemente, a expressão 57, o índice nutricional bioeconômico no período de 1 a 42 dias é calculado por:

$$IBE_{ij} = (Y_{128_{ij}} - CRE_{128_{ij}}) + (Y_{2942_{ij}} - CRE_{2942_{ij}}) \quad (102)$$

Tabela 13 - Ganho de peso (Y) e consumo de ração(X), em gramas/ave, de frangos de corte, submetidos à quatro dietas, com quatro repetições (Rep), nas fases inicial (1) e crescimento (2).

Fase	Rep	100% Milho		33,33% FIM		66,67% FIM		100% FIM	
		Y	X	Y	X	Y	X	Y	X
1	1	701	1317	689	1306	675	1276	613	1196
1	2	690	1355	715	1323	669	1278	584	1230
1	3	719	1365	725	1335	699	1297	661	1251
1	4	807	1318	687	1330	673	1311	660	1259
2	1	651	1443	658	1470	650	1462	632	1382
2	2	648	1438	659	1440	644	1427	615	1409
2	3	623	1423	588	1474	607	1418	669	1383
2	4	545	1476	667	1567	618	1480	656	1517

Fonte: BRUM et alii (1990).

Tabela 14 - Relações de preços (W) entre uma unidade de ração (X) e uma unidade de ganho de peso (Y), para quatro dietas de frangos de corte, nas fases inicial (I), crescimento (C) e total (M).

Dietas	WI	WC	WM
100% milho	0,22722	0,22349	0,22598
33,33% FIM	0,23493	0,23307	0,23431
66,67% FIM	0,24394	0,24258	0,24349
100% FIM	0,24722	0,24571	0,24672

4.4.2. Tipos de ponderação para o índice bioeconômico.

Para análise da variável IBE foram usados quatro tipos de fatores de ponderação.

4.4.2.1. Fator de ponderação tipo 1

Foi atribuído peso igual a 1 para todas as observações de cada tratamento, o que equivale a análise ordinária.

4.4.2.2. Fator de ponderação tipo 2

Foi atribuído peso igual a $1/s_i^2$ para todas as observações de cada tratamento, onde $s_i^2, \forall i = 1, 2, 3, 4$, é a estimativa da variância de cada tratamento referente a variável IBE, no experimento. Esse é o tipo de ponderação tradicional, que usa os fatores de ponderação, estimados, dos próprios dados.

4.4.2.3. Fator de ponderação tipo 3

Foi atribuído peso igual a $1/[s_i^2 / \min(s_i^2)]$, para todas as observações de cada tratamento, o que implica atribuir peso 1 ao tratamento com menor variância e pesos menores do que 1 para os demais tratamentos com maior variância. Equivale a usar a ponderação tipo 2 dividindo-se todos os termos da matriz \hat{V} pelo menor deles.

4.4.2.4. Fator de ponderação tipo 4

Foi atribuído peso igual a $1/WM_i$ para todas as observações de cada tratamento. Nesse caso, a ponderação é conhecida e obtida da relação de preços médios (kg de ração/kg de ganho de peso), conforme a terceira coluna da tabela 14. Isso equivale a atribuir peso maior à dieta de menor custo.

4.4.3. Análises realizadas

De acordo com as variáveis definidas no item 4.1., foram realizadas no período de 1 a 42 dias as seguintes análises:

4.4.3.1. Análise univariada ordinária

As variáveis Y , X , $CA=X/Y$, $EA=Y/X$, $LCA=\log(CA)$, $LEA=\log(EA)$ foram submetidas à análise de variância univariada.

4.4.3.2. Análise ponderada

O índice nutricional bioeconômico foi analisado, usando-se quatro tipos de fatores de ponderação, definidos em 4.4.2., com complementação do teste de Scheffé para comparações das médias.

4.4.3.3. Análise de covariância

Foi realizada a análise de covariância para $Y|X$ e $X|Y$.

4.4.3.4. Análise multivariada

Foi realizada a análise multivariada para INMB e INMBE, conforme descrição das equações 63 e 64, respectivamente, do item 4.1.4.

4.4.4. Programa computacional

Os dados necessários para realizar as análises e o programa em linguagem SAS, são apresentados a seguir:

```
OPTIONS PS=500 LS=64;
```

```
DATA base1;
```

```
INPUT t milhoi fsojai fimi osojai calci fbicali
```

```
mmvi sali dlmetioi caulini;
```

```
CARDS;
```

```
1 62.36 32.89 0.00 0.00 1.53 1.96 .45 .27 .12 .42
```

```
2 36.45 36.81 20.78 1.74 1.37 2.00 .45 .27 .13 0.00
```

```
3 9.44 40.94 41.57 3.90 1.22 2.06 .45 .27 .15 0.00
```

```
4 0.00 42.39 48.82 4.66 1.17 2.08 .45 .27 .16 0.00
```

```
DATA base2;INPUT t milhoc fsojac fime osojac calcc fbicalc
```

```
mmvc salc dlmetioc caulinc;cards;
```

```
1 66.66 28.54 0.00 0.76 1.43 1.80 .45 .27 .09 0.00
```

```
2 37.79 32.96 22.22 3.07 1.27 1.86 .45 .27 .11 0.00
```

```
3 8.94 37.37 44.44 5.37 1.12 1.91 .45 .27 .13 0.00
```

```
4 0.00 38.74 51.31 6.09 1.07 1.93 .45 .27 .14 0.00
```

DATA a;

NPUT t rep gp128 cr128 gp2942 cr2942;

CARDS;

1 1 701 1317 651 1443

1 2 690 1355 648 1438

1 3 719 1365 623 1423

1 4 807 1318 545 1476

2 1 689 1306 658 1470

2 2 715 1323 659 1440

2 3 725 1335 588 1474

2 4 687,1330 667 1567

3 1 675 1276 650 1462

3 2 669 1278 644 1427

3 3 699 1297 607 1418

3 4 671 1311 618 1480

4 1 613 1196 632 1382

4 2 584 1230 615 1409

4 3 661 1251 669 1383

4 4 660 1259 656 1517

;DATA junta;MERGE a base1 base2;BY t;

pmilho=.134;psoja=.216;pfim=.121;posoja=.386;

pcalc=.025;pfbical=.221;pmmvi=2.50;pmmvc=2.31;

psal=.044;pdlmetio=2.96;pcaulin=0.0096;

px128=(1/100)*(milhoi*pmilho+fsojai*psoja+fimi*pfim+
osojai*posoja+calci*pcalc+fbicali*pfbical+mmvi*pmmvi+
sali*psal+dlmetioi*pdlmetio+caulini*pcaulin);

px2942=(1/100)*(milhoc*pmilho+fsojac*psoja+fimc*pfim+
osojac*posoja+calcc*pcalc+fbicalc*pfbical+mmvc*pmmvc+
salc*psal+dlmetioc*pdlmetio+caulinc*pcaulin);

py=.767;wi=px128/py;wc=px2942/py;

wm=(wi*28+wc*14)/42;

cre=wi*cr128+wc*cr2942;

ibe=(gp128-wi*cr128)+(gp2942-wc*cr2942);

gp142=gp128+gp2942;cr142=cr128+cr2942;ca142=cr142/gp142;

ea142=gp142/cr142;lca142=log(ca142);lea142=log(ea142);

```

inmb=0.0160633173*gp142+0.0128002404*cr142;
inmbe=-0.021154139*gp142+0.0657474272*cre;
PROC MEANS NOPRINT DATA=junta;BY t;
VAR ibe;
OUTPUT OUT=saida VAR=ibev;
PROC MEANS NOPRINT DATA=saida;
VAR ibev;OUTPUT OUT=saida1 MIN=ibevmin;
DATA SAIDA;SET SAIDA;c=1;DATA SAIDA1;SET SAIDA1;c=1;
DATA saida;MERGE saida saida1;BY c;
DATA junta;MERGE junta saida;BY t;
peso1=1;peso2=1/(ibev/ibevmin);peso3=1/ibev;peso4=wm;
PROC GLM;CLASS t;
MODEL gp142 cr142 ca142 ea142 lca142 lea142 ibe inmb inmbe=t/SS3;
MEANS t/SCHEFFE;
PROC GLM;CLASS t;
MODEL gp142=t cr142/SS3;
LSMEANS t/STDERR PDIF;
PROC GLM;CLASS t;
MODEL cr142=t gp142/SS3;
LSMEANS t/STDERR PDIF;
PROC GLM;CLASS t;WEIGHT peso1;
MODEL ibe=t/SS3;
MEANS t/SCHEFFE;
PROC GLM;CLASS t;WEIGHT peso2;
MODEL ibe=t/SS3;
MEANS t/SCHEFFE;
PROC GLM;CLASS t;WEIGHT peso3;
MODEL ibe=t/SS3;
MEANS t/SCHEFFE;
PROC GLM;CLASS t;WEIGHT peso4;
MODEL ibe=t/SS3;
MEANS t/SCHEFFE;
PROC GLM;CLASS t;
MODEL gp142 cr142=t/SS3;
MANOVA H=t/PRINTH PRINTE CANONICAL;
PROC GLM;CLASS t;

```

```
MODEL gp142 cre=t/SS3;
MANOVA H=t/PRINTH PRINTE CANONICAL;
PROC SORT;BY t;
PROC MEANS MEAN VAR;BY t;
VAR gp142 cr142 ca142 ea142 lca142 lea142 cre ibe wi wc wm
peso peso1 peso2 inmb inmbe;
PROC SORT;BY t;
PROC MEANS NOPRINT;BY t;
VAR lca142 lea142;
OUTPUT OUT=média MEAN=lca142 lea142;
DATA média;SET média;ca142g=EXP(lca142);ea142g=EXP(lea142);
PROC PRINT;VAR t ca142g ea142g;
RUN;
```

5. RESULTADOS E DISCUSSÃO

5.1. Experimentos com dados simulados

Todos os resultados das análises estão sintetizados nas tabelas 15 a 18 do apêndice e são expressos em termos do valor do teste F e nível mínimo de significância (nms). Qualquer valor das tabelas é uma estatística resultante de 500 experimentos. Dados dispostos numa mesma coluna se destinam, basicamente, a comparar métodos de análise, enquanto que dados numa mesma linha, permitem verificar a sensibilidade da técnica em relação aos tipos de experimentos simulados.

Na coluna (0-0) encontram-se os ensaios em branco, indicando que não há efeito de tratamentos. Na seqüência (20 - 20) foi introduzido um efeito de tratamento, com uma diferença máxima entre as médias de 20%, tanto para a transformação animal (Y_1), como para o consumo de ração (Y_2). Os demais casos ou seqüências são intermediários entre esses extremos.

A tabela 15 faz comparações baseadas nos valores médios do teste F e respectivas probabilidades médias, em relação aos 500 experimentos simulados em cada caso.

Nas tabelas 16, 17 e 18, é fixado o nível de significância em: 1%, 5% e 10%, respectivamente, e para cada combinação de variável e tipo de experimento é determinada a porcentagem de diferenças significativas detectadas nos 500 experimentos.

5.1.1. Ensaios em branco

Na tabela 15, coluna (0-0), o valor médio do teste F muito próximo de 1, confirma, com alta probabilidade, que, nos dados do sistema de produção de suínos, do qual se baseou esta simulação, não há qualquer fonte de variação que não seja a variabilidade natural entre animais.

Com relação aos métodos de análise, dado que a hipótese de

nulidade (H_0) é verdadeira, há indicações de que eles são concordantes, pois o nível descritivo médio está em torno de 50%. A exceção é feita ao teste multivariado de Roy, onde o nível descritivo é igual a 27,35%, assim, a aproximação que o pacote SAS (versão

6.04) usa com o teste F, $F_{(q,ne)} = \lambda_{\max} \cdot \frac{ne}{q}$, tende a fornecer resultados demasiadamente significativos, indicando uma superestimação do teste F e, conseqüentemente, do nível mínimo de significância, conforme ilustra a figura 4.

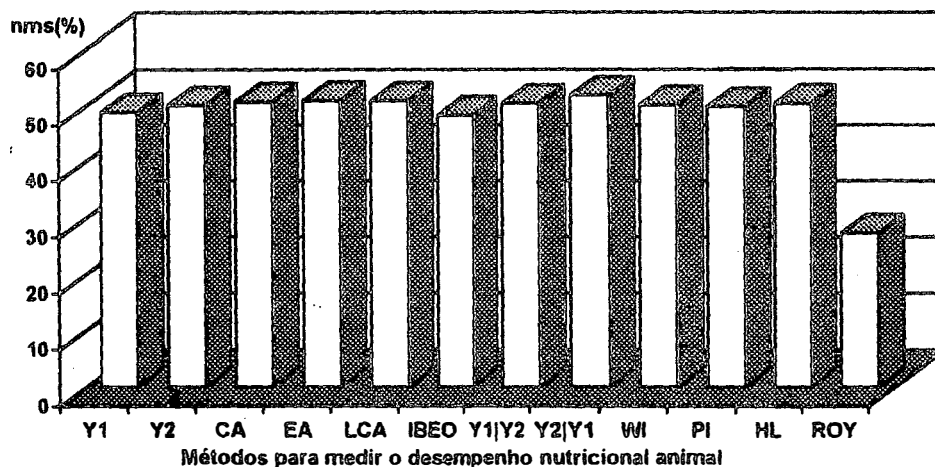


Figura 4 - Nível mínimo de significância (nms) do teste F, para comparar diferentes métodos de análise do desempenho nutricional, relativo aos ensaios em branco, nas variáveis Y_1 e Y_2 .

5.1.2. Índices de quociente

Os valores do teste F e respectivos níveis de significância, não são iguais, para os índices aritméticos conversão (CA) e eficiência alimentar (EA), conforme mostram a terceira e quarta linhas da tabela 15, o que é suficiente para estabelecer que a hipótese testada por eles não é a mesma e poderá interferir seriamente na tomada de decisão, quando os níveis descritivos dessas variáveis estiverem próximos do risco normalmente assumido, como é o caso do exemplo com dados reais apresentado na tabela 5 e figura 1.

Com relação à transformação logarítmica, nas variáveis CA e EA, os valores obtidos são rigorosamente os mesmos (quinta e sexta linhas da tabelas 15), mostrando a imparcialidade e equivalência dos estimadores geométricos, para a conversão e eficiência alimentar. Os dados mostram uma tendência geral que o valor do teste F,

referente a transformação logarítmica nas variáveis CA ou EA, é a média entre os valores obtidos ao analisar as variáveis CA_a e EA_a . Esse resultado está associado à propriedade $\bar{X}_h \leq \bar{X}_g \leq \bar{X}_a$ (TOLEDO e OVALLE, 1985) e é decorrente da relação entre CA e EA, em termos da média aritmética e harmônica, conforme demonstração apresentada em 3.1.

Observando-se a tabela 15 e fixando-se as amplitudes máximas iguais, tanto para Y_1 como para Y_2 , verifica-se que os índices de quociente são insensíveis para rejeitar a hipótese de nulidade. Os tipos de experimentos (0-0), (5-5), (10-10) e (20-20), na figura 5, ilustram esse fato.

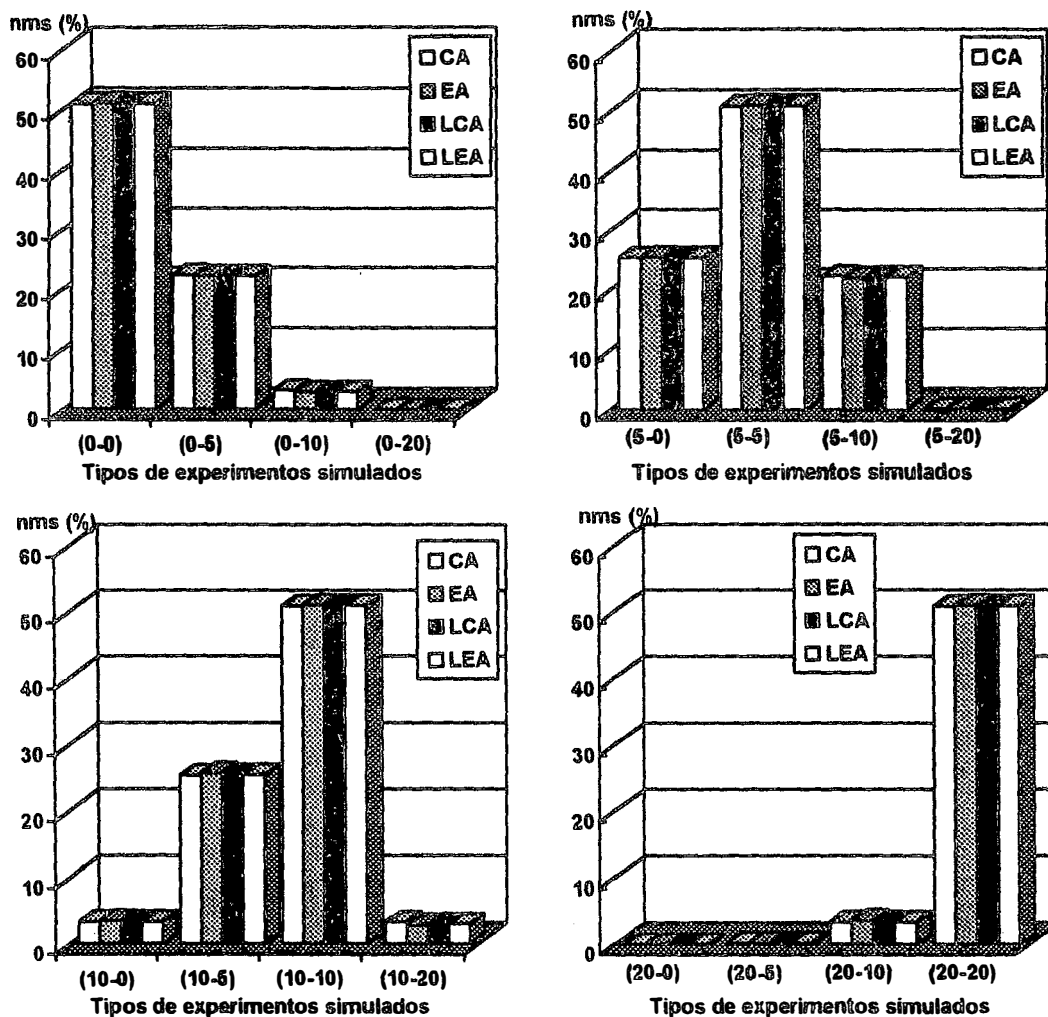


Figura 5. Nível mínimo de significância (nms) do teste F, na comparação dos índices de quociente, referentes aos 16 tipos de experimentos simulados, resultantes das combinações de amplitudes máximas nas médias de:

$$[(Y_1 = 0, 5, 10, 20\%) * (Y_2 = 0, 5, 10, 20\%)]$$

5.1.3. Índices bioeconômicos ordinário e ponderado

Os índices bioeconômicos ordinário (IBEO) e ponderado (IBEP) possuem a mesma estimativa. A diferença entre eles surge na realização dos testes de hipóteses. Verifica-se que em todos os tipos de experimentos a análise ponderada mostrou-se mais eficiente, em detectar diferenças significativas, conforme mostram a oitava e nona linhas das tabelas 15 a 18 e a figura 6. Nos experimentos simulados (0-0), (5-0), (10-0) e (20-0) o nível de significância é igual para os dois métodos de análise, pelo fato de que nesses casos a variável consumo de ração refere-se aos ensaios em branco.

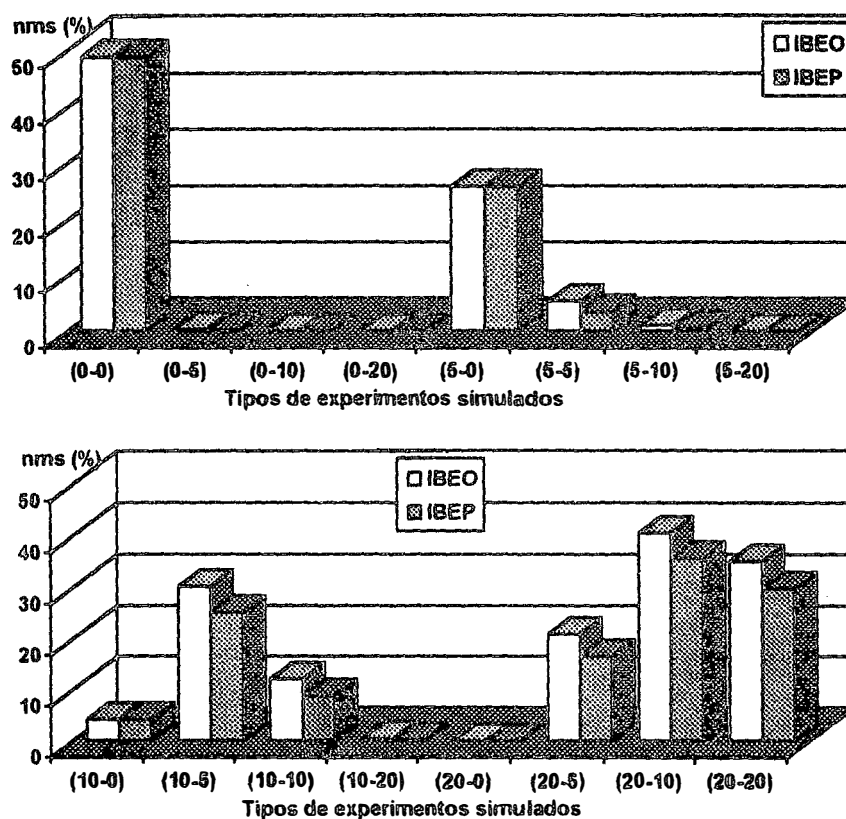


Figura 6. Nível mínimo de significância (nms) do teste F, na comparação dos índices bioeconômicos ordinário (IBEO) e ponderado (IBEP), referentes aos 16 tipos de experimentos simulados, resultantes das combinações de amplitudes máximas nas médias de: $[(Y_1 = 0, 5, 10, 20\%) * (Y_2 = 0, 5, 10 \text{ e } 20\%)]$

5.1.4. Índices por ajuste de covariável

A análise de covariância $Y_1 | Y_2$ e $Y_2 | Y_1$ consta nas linhas nove e dez das tabelas 15 a 18. Verifica-se que os dois tipos de ajuste, em geral, não produzem o

mesmo resultado, a não ser quando a amplitude máxima entre as médias para as duas variáveis é da mesma ordem de magnitude, conforme ilustram as sequências (0-0), (5-5), (10-10) e (20-20) na figura 7. Esses resultados contrariam o que foi proposto por CRAMPTON (1934) e MEYER e GARRET (1969). Pelos resultados obtidos, há indicação de que a análise de covariância, como uma medida de eficiência alimentar, na comparação de dietas com animais confinados, é um método eficiente de análise, desde que as diferenças entre tratamentos, tanto na transformação animal como no consumo de ração, não sejam da mesma ordem de magnitude (figura 7).

As linhas 11 e 12, da tabela 15, referem-se à mesma análise, porém a variável Y_2 está multiplicada pelas relações de preços. As considerações feitas quanto ao ajuste $Y_1|W_2$ e $WY_2|Y_1$, são as mesmas estabelecidas para $Y_1|Y_2$ e $Y_2|Y_1$ neste item.

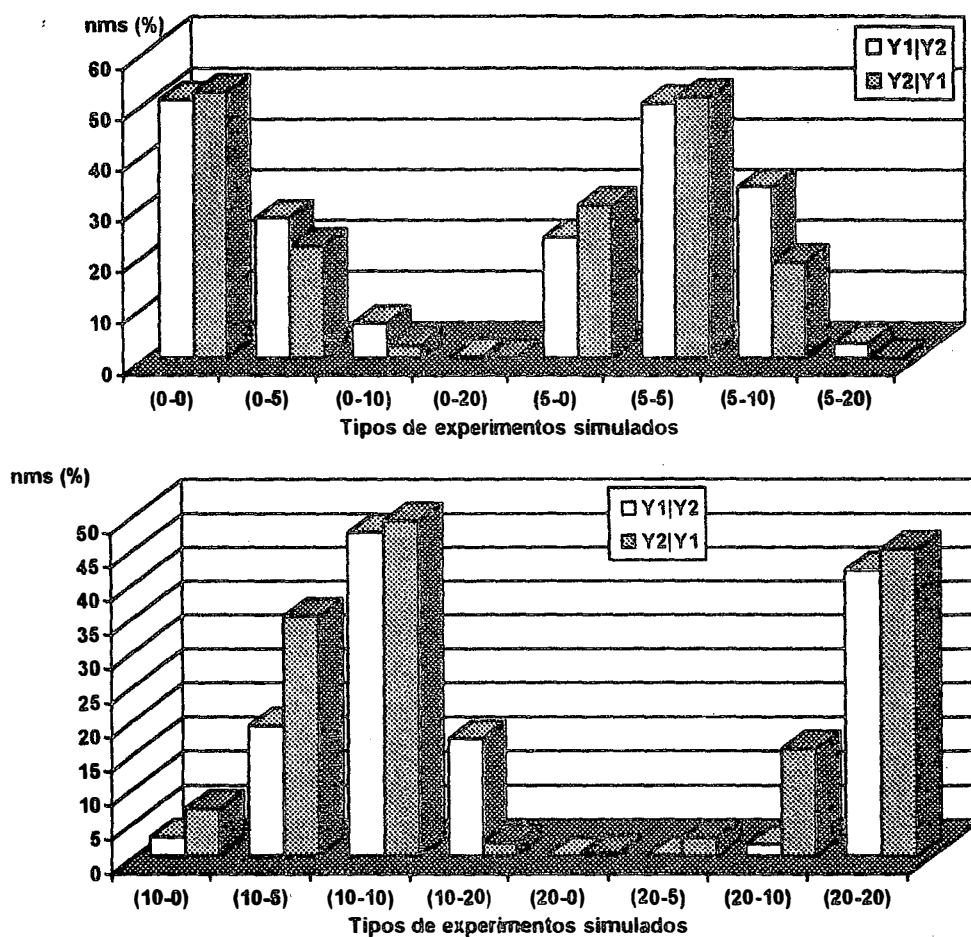


Figura 7. Nível mínimo de significância (nms) do teste F, na comparação dos índices por ajuste de covariável $Y_1|Y_2$ e $Y_2|Y_1$, referentes aos 16 tipos de experimentos simulados, resultantes das combinações de amplitudes máximas nas médias de :
 $[(Y_1 = 0, 5, 10, 20\%) * (Y_2 = 0, 5, 10 \text{ e } 20\%)]$

5.1.5. Testes multivariados

Foram realizados dois tipos de análises bivariadas, $Z_1 = [Y_1, Y_2]'$ e $Z_2 = [Y_1, WY_2]'$. As análises para as variáveis Z_1 e Z_2 mostram que o poder dos testes Wilks (WI), Pillai (PI) e Hotelling-Lawley (HL) é similar (tabela 15), entretanto, o teste de Pillai tende a subestimar ligeiramente o nível mínimo de significância. O teste de Roy, por sua vez, superestima o nível mínimo de significância, quando comparado com os três testes anteriormente citados, conforme ilustra a figura 8.

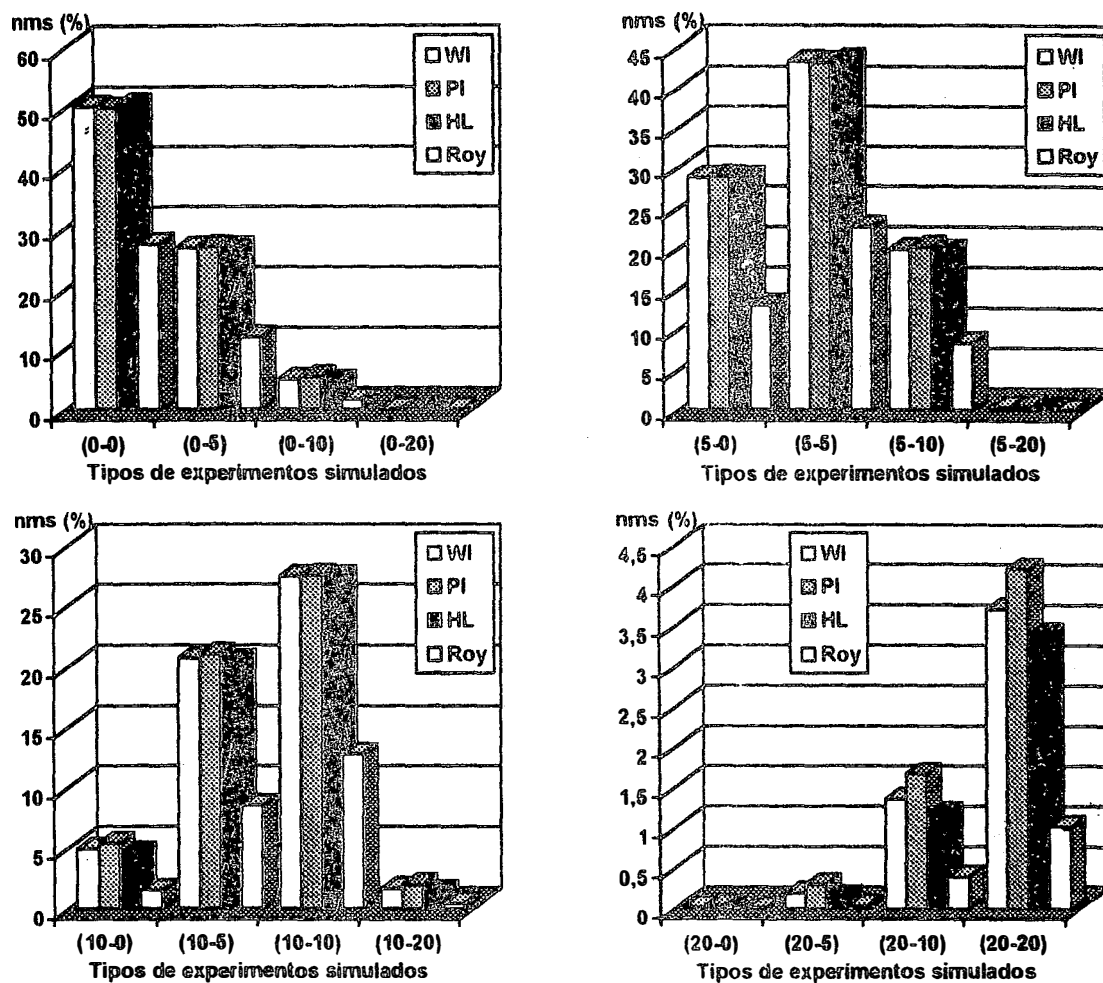


Figura 8. Nível mínimo de significância (nms) do teste F, na comparação dos testes multivariados Wilks (WI), Pillai (PI), Hotelling-Lawley (HL) e Roy, referentes aos 16 tipos de experimentos simulados, resultantes das combinações de amplitudes máximas nas médias de:

$$[(Y_1 = 0, 5, 10, 20\%) * (Y_2 = 0, 5, 10 \text{ e } 20\%)]$$

Verifica-se que nos tipos de experimentos (5-5), (10-10) e (20-20), onde a amplitude máxima entre as médias dos tratamentos é da mesma ordem de magnitude, tanto para Y_1 como para Y_2 , a análise multivariada da variável bioeconômica Z_2 é mais sensível para detectar diferenças entre tratamentos, do que a análise realizada sobre a variável Z_1 . Esse resultado mostra que se as dietas experimentais possuem custos diferenciados, a tomada de decisão com base apenas nas variáveis biológicas, poderá incorrer em erros. A figura 9 mostra claramente esse resultado, onde são comparadas as linhas 16 e 20 da tabela 15, através do teste de Roy.

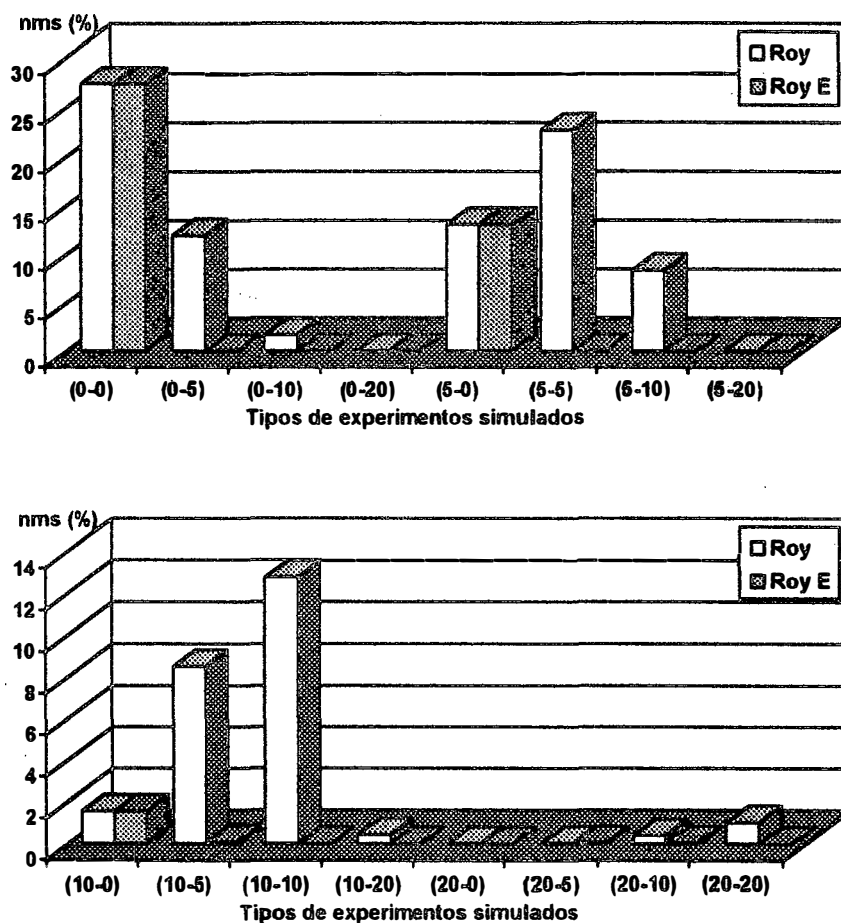


Figura 9. Nível mínimo de significância (nms) da aproximação do teste F, na comparação das análises bivariadas $Z_1 = [Y_1 Y_2]'$ (Roy) e $Z_2 = [Y_1 W Y_2]'$ (Roy E), referentes aos 16 tipos de experimentos simulados, resultantes das combinações de amplitudes máximas nas médias de:

$$[(Y_1 = 0, 5, 10, 20\%) * (Y_2 = 0, 5, 10 \text{ e } 20 \%)]$$

5.1.6. Comparação dos índices de desempenho

Pela tabela 15 verifica-se que todos os critérios tendem a subestimar o nível descritivo, quando as diferenças entre tratamentos, em termos de Y_1 e Y_2 são da mesma ordem de magnitude. Entretanto, a análise multivariada consegue minimizar essa tendenciosidade. A figura 10 ilustra o experimento simulado tipo (10-10), onde foram fixados os níveis de significância em 1, 5 e 10% de probabilidade.

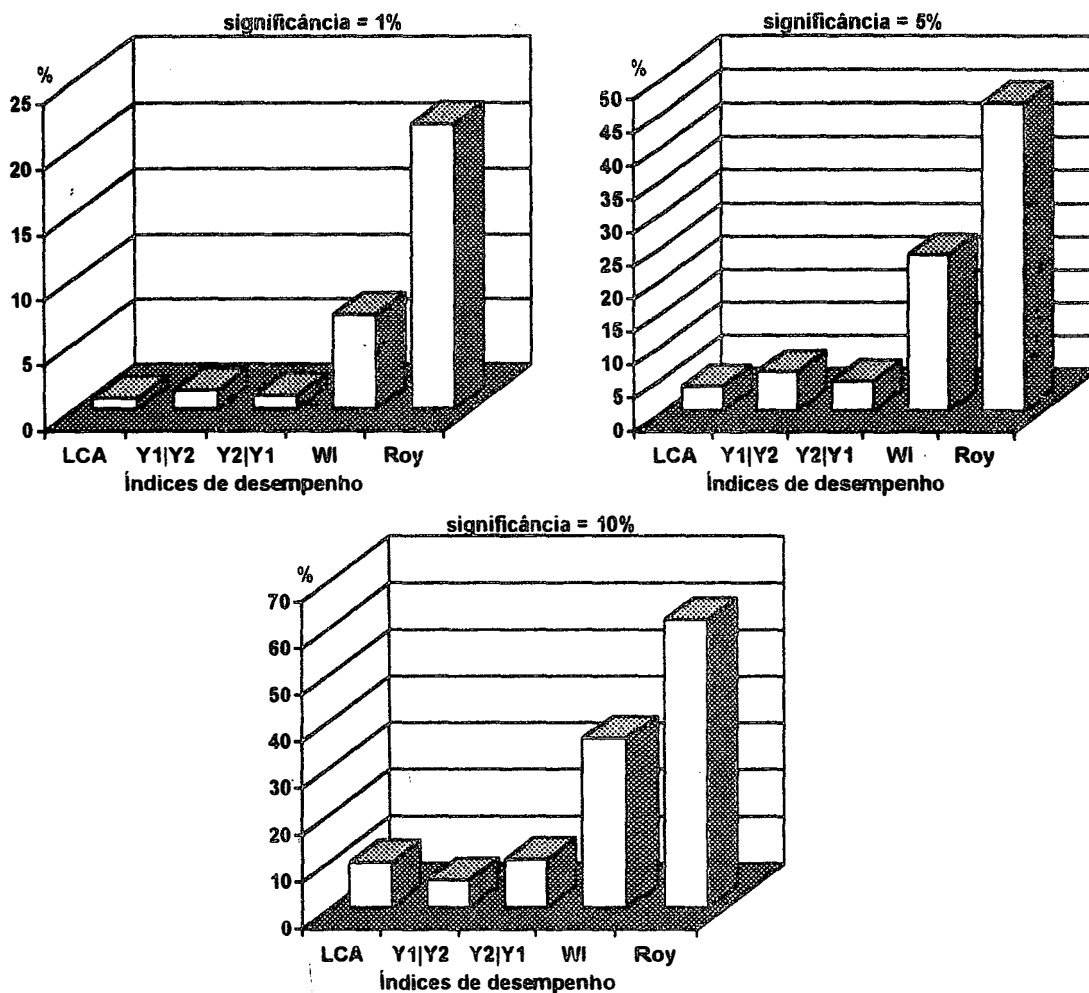


Figura 10. Porcentagem de experimentos (%) que provaram diferenças aos níveis de 1, 5 e 10% de probabilidade, para o índice de quociente (LCA), ajuste por covariável ($Y_1|Y_2$ e $Y_2|Y_1$) e análise multivariada, testes de Wilks (WI) e Roy, referente ao tipo de experimento simulado (10-10).

Verifica-se que os critérios LCA, $Y_1|Y_2$ e $Y_2|Y_1$ rejeitaram a hipótese de nulidade em, no máximo, 1,4, 5,8 e 10,2%, respectivamente, para esses níveis.

enquanto que pelo teste de Wilks, as porcentagens de diferenças detectadas foram de 7,2, 23,6 e 36 % para os respectivos níveis mencionados. Pelo teste de Roy esses valores foram ainda maiores, sendo de 21,8, 46,4 e 61,6 %. Discrepâncias maiores entre os métodos ocorreram no caso (20-20), ao nível de significância de 5%. Para o índice LCA e ajustes por covariável, a porcentagem máxima de experimentos que provaram diferenças foi de 9,8%, enquanto que pelos teste de Wilks e Roy esse valor passou para 80,8 e 94,8%, respectivamente.

Comparando-se a análise bioeconômica ponderada com a análise multivariada, também prevalece o teste de Roy, indistintamente para qualquer dos 16 casos estudados.

5.2 - Experimento com dados reais

5.2.1 - Análise exploratória dos dados

As variáveis primárias, ganho de peso (Y_1) e consumo de ração (Y_2), apresentam uma heterogeneidade de variâncias, conforme mostra a tabela 19.

Tabela 19 - Estimativas de variâncias, relação entre a maior e a menor delas (Máx/Mín) e nível mínimo de significância do teste de Bartlett ($P > \chi^2$), de quatro dietas experimentais, referentes as variáveis ganho de peso (Y) e consumo de ração (X), bem como os índices de desempenho nutricional.

Variável	Estimativas de variâncias das dietas				Máx/Mín	P > χ^2 (%)
	100% Milho	33,33% FIM	66,67% FIM	100% FIM		
Y	50,67000	644,67000	226,25000	3785,67000	74,71	1,11
X	257,58000	3642,92000	1474,92000	7084,92000	27,51	11,36
CA	0,00039	0,00399	0,00240	0,00836	21,31	17,58
EA	0,00002	0,00021	0,00012	0,00044	20,37	17,96
LCA	0,00009	0,00092	0,00054	0,00192	20,80	17,82
Y X	47,84000	608,71000	213,63000	3574,51000	74,72	1,10
X Y	243,21000	3439,70000	1392,65000	6689,74000	27,50	11,36
IBE	90,70000	940,61000	495,96000	3007,49000	33,16	8,02
INMB	0,03170	0,67740	0,14580	3,14510	99,21	0,83
INMBE	0,11700	1,28130	0,73170	1,86990	15,98	21,19

Observa-se que nesse experimento, tal heterogeneidade é devido, principalmente, à aplicação dos tratamentos. O fato da dieta com 100% de FIM, ter uma estimativa da variância demasiadamente maior, no mínimo 15 vezes para qualquer das variáveis da tabela 19, do que a estimativa da variância com 100% de Milho, pode ser explicado, possivelmente, porque as aves usadas nesse experimento provêm de linhagem selecionada sob alimentação à base de milho, onde a estabilidade do material genético também levou em consideração o fator alimentação, enquanto que muito pouco se conhece sobre a variabilidade genética de aves alimentadas com ração à base de FIM.

Apesar do experimento não ter sido delineado adequadamente (apenas quatro repetições e criação conjunta de machos e fêmeas), mesmo assim, para as variáveis primárias, a análise ponderada já seria adequada.

5.2.2 - Análise de variância e comparação de médias

5.2.2.1 - Desempenho biológico

Os resultados das análises encontram-se nas tabelas 20 e 21 do apêndice, linhas 1 a 9. Observa-se que nas variáveis primárias caracterizadoras do desempenho (Y_1 e Y_2) há uma forte evidência de que as diferenças entre dietas não sejam por acaso, pois $\alpha < 3\%$. Todavia, pelos índices de quociente e ajuste por covariável, a hipótese de nulidade é rejeitada mas ao nível $\alpha > 19\%$, enquanto que pela análise multivariada INMB (teste de Roy) a mesma hipótese é rejeitada ao nível $\alpha = 0,31\%$.

Esses resultados com dados observados vêm comprovar a insensibilidade dos índices de quociente e por ajuste de covariável quando há mudanças proporcionais na magnitude das variáveis que os compõem. e confirmam o que foi demonstrado analiticamente ou por simulações. A figura 11 ilustra os resultados obtidos nas análises de variância.

As médias (tabela 21) mostram as diferenças entre os tratamentos. Enquanto os índices de quociente e por ajuste de covariável indicam a substituição do milho por farinha integral de mandioca, a análise multivariada indica que a substituição é possível, mas até 66,67% de FIM. A figura 12 ilustra a comparação das médias das dietas, pelos diferentes métodos de análise do desempenho nutricional biológico.

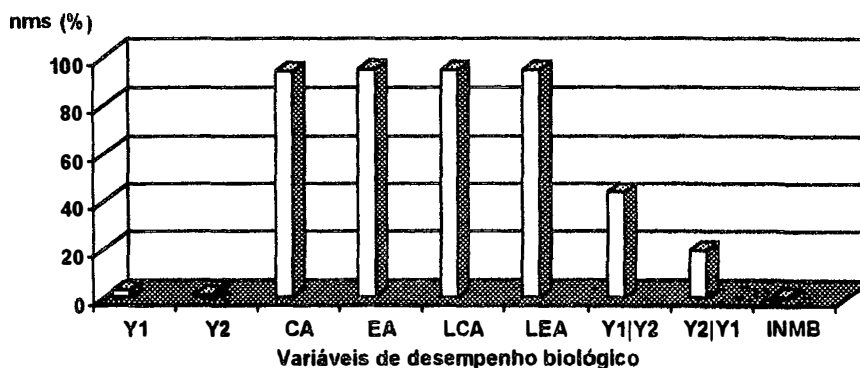


Figura 11 - Nível mínimo de significância (nms), do teste F, para comparar diferentes métodos de análise, do desempenho nutricional biológico de quatro dietas experimentais, que visam substituir o milho por farinha integral de mandioca, na alimentação de frangos de corte, criados no período de 1 a 42 dias de idade.

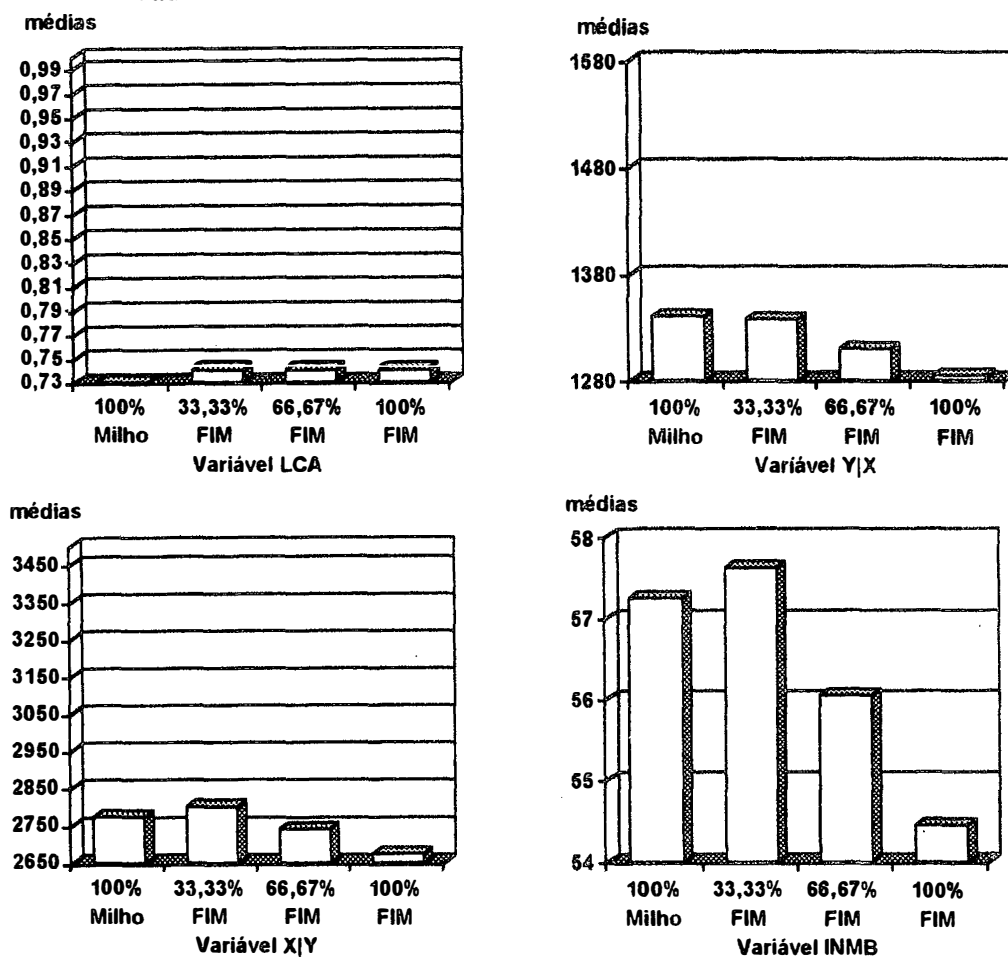


Figura 12 - Comparação de quatro dietas experimentais, que visam substituir o milho por farinha integral de mandioca (FIM), na alimentação de frangos de corte, através da avaliação dos índices de desempenho biológico.

5.2.2.2 Desempenho bioeconômico

A tabela 22 mostra os fatores de ponderação para os diferentes tipos de análise do índice IBE.

Tabela 22 - Fatores de ponderação para quatro dietas experimentais, referente aos diferentes tipos de ponderação para análise do índice bioeconômico (IBE).

Tipos de Ponderação	Fatores de ponderação para as dietas experimentais			
	100% Milho	33,33% FIM	66,67% FIM	100% FIM
1	1	1	1	1
2	0,0110251	0,0010631	0,0020163	0,0003325
3	1	0,0964284	0,1828803	0,0301587
4	4,4251899	4,2678229	4,1070038	4,0532385

A ponderação tipo 1 representa a análise ordinária do índice bioeconômico, enquanto o tipo 4 representa a informação obtida das relações de preços entre uma unidade de transformação animal e uma unidade de ração. Esse tipo de ponderação é importante sob dois aspectos: teórico e prático. Do ponto de vista teórico, porque satisfaz as propriedades dos estimadores, pois postula-se que é desejável ponderar por fatores que não sejam obtidos dos próprios dados experimentais. Do ponto de vista prático, porque o fator de ponderação leva em consideração o custo dos tratamentos experimentais e a dieta de menor custo passa a ter um peso maior, o que é muito importante para a tomada de decisão. Apesar da importância da ponderação tipo 4, nesse experimento em particular, ela foi mascarada pela heterogeneidade de variâncias existente nas variáveis que compõem o índice, e o valor do teste F nos dois casos foram similares, 7,30 e 7,08 para os tipos 1 e 4, respectivamente, (tabela 20 do apêndice, linhas 10 e 13).

A ponderação tipo 2, que é a tradicionalmente usada, é obtida estimando-se as variâncias da variável IBE em cada tratamento. Essa análise mostrou uma nítida diferença em relação a análise ordinária cujos valores do teste F foram iguais a 17,01 e 7,03 (tabela 20 do apêndice, linhas 10 e 11). A ponderação tipo 3 é uma modificação da tipo 2, onde todas as variâncias estão divididas pela menor delas, dentre os tratamentos. O fato do teste F ter sido o mesmo nos tipos 2 e 3 resulta da sua propriedade sobre a insensibilidade na padronização dos dados com relação as operações básicas, soma e produto. A figura 13 ilustra os valores do teste F obtido nos diferentes tipos de análise ponderada para o índice IBE.

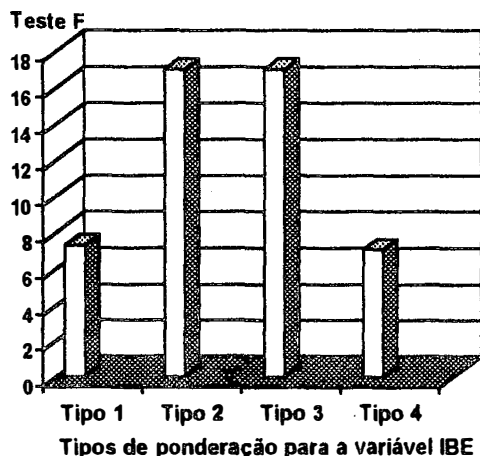


Figura 13 - Valores do teste F, obtidos ao analisar a variável IBE, para os tipos de ponderação.

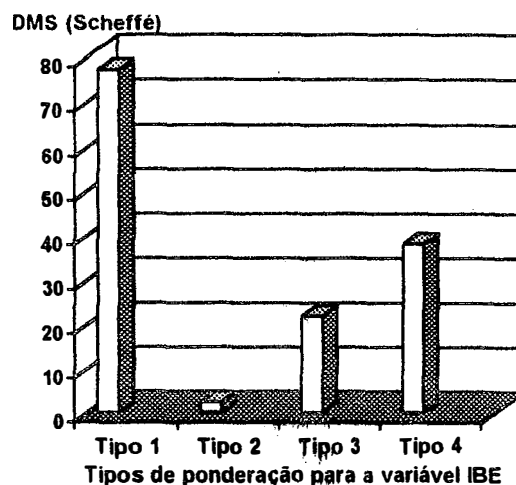


Figura 14 - Diferença mínima do teste de Scheffé ao nível de 5%

A tabela 21 do apêndice, mostra que o valor para as médias estimadas nos quatro tipos de ponderação é o mesmo. Embora as ponderações tipos 2 e 3 tenham o mesmo valor para a estatística F, a diferença mínima significativa pelo teste de Scheffé são diferentes e assumem os valores 2,2881 e 21,7910, respectivamente, tabela 23 e figura 14.

Tabela 23 - Diferença mínima significativa pelo teste Scheffé, ao nível de 5% de probabilidade, para os diferentes tipos de ponderação do índice bioeconômico (IBE).

Tipo de ponderação	QM _{resíduo}	F _{tabelado}	DMS (5%)
IBEp1	1133,69	3,49029	77,0410
IBEp2	1,00	3,49029	2,2881
IBEp3	90,70	3,49029	21,7910
IBEp4	275,91	3,49029	38,0070

Esse é um problema comum aos testes de comparações múltiplas, pois todos eles foram construídos sob a pressuposição básica do modelo linear normal ordinário de Gauss-Markoff. Isso mostra que embora as estimativas das médias sejam as mesmas para qualquer ponderação, dependendo do tipo usado ela poderá discriminar diferenças entre médias mesmo que elas não sejam reais. Ao que tudo indica parece razoável admitir que não se dispõe ainda de uma metodologia específica para

comparações múltiplas de médias nos modelos ponderados. Como nas aplicações exige-se, tradicionalmente, uma decisão do pesquisador através do método científico, sugere-se até usar os métodos de comparações múltiplas ordinários na análise ponderada, mas desde que devidamente protegidos pela significância dos teste F, conforme recomendam SNEDECOR e COCHRAN (1967).

6. CONCLUSÕES

6.1. A pressuposição normalmente assumida que a conversão alimentar (CA) e a eficiência alimentar (EA) são métodos equivalentes para comparar tratamentos num experimento é falsa. Enquanto a CA subestima o desempenho alimentar, a EA superestima. A equivalência só é possível com a transformação logarítmica em qualquer dessas variáveis; nesse caso, a média geométrica é o estimador pontual para o índice em cada tratamento.

6.2. Os índices resultantes da combinação linear da transformação animal (Y) e consumo de ração (X), podem ser aplicados irrestritamente a qualquer experimento, seja para $X \geq 0$ ou Y negativo, nulo e positivo.

6.3. As análises de covariância de $Y|X$ e $X|Y$ nem sempre se equivalem.

6.4. Quando o efeito de tratamentos for da mesma ordem de magnitude relativa para as variáveis Y e X, a análise através dos índices de quociente e covariável é insensível e como consequência, a hipótese de nulidade tende sempre a não ser rejeitada.

6.5 As estimativas para as médias dos tratamentos num experimento são as mesmas, quer se use a análise ordinária ou ponderada. A análise ponderada é mais eficiente que a análise ordinária, qualquer que seja o fator de ponderação ≤ 1 , entretanto, o poder máximo do teste F é atingido quando esse fator for o inverso da variância de cada tratamento

6.6. Mantendo-se constante a relação entre os fatores de ponderação para os tratamentos, mas variando a magnitude desses fatores, o valor numérico do teste F é o mesmo, no entanto, o valor da estatística nos testes de comparações múltiplas de médias muda e se torna mínimo quando a magnitude do fator de ponderação for o inverso da variância de cada tratamento.

6.7. Sob a hipótese de nulidade, a aproximação multivariada do teste de Roy com a estatística F, tende a superestimar o nível mínimo descritivo em relação a aproximação dos testes de Wilks, Hotelling-Lawley e Pillai.

6.8. A análise multivariada do ganho de peso (Y) e do consumo de ração (X), complementada pela primeira função discriminante canônica, se caracterizou como o método de análise mais poderoso e sensível na discriminação de tratamentos sobre o desempenho nutricional animal.

7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- BELLAVER, C.; BARBOSA, H.P.; PARTRIDGE, I.G.; GUIDONI, A.L.; BLUME, H. Quantidade de ração e níveis de proteína sobre o desempenho de suínos em terminação. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, **22**(1): 99- 104, 1987.
- BERNARDES, I. A. Análises de experimentos de alimentação de suínos em crescimento e acabamento. Piracicaba, 1985. 90p. (Mestrado - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"/USP)
- BOX, G.E.P. e COX, D.R. An analysis of transformations. **Journal of Royal Statistics Society**, Londres, **26**: 211-52, 1964.
- BRUM, P.A.R.; GUIDONI, A.L.; ALBINO, L.F.T.; CÉSAR, J.S. Farinha integral de mandioca em rações para frangos de corte. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, **25**(10): 1367-73, 1990.
- CHIARINI, C. A distribuição de probabilidade do quociente de variáveis aleatórias normais: determinação, propriedades, tabela e algumas aplicações. Piracicaba, 1983. 42p. (Doutorado -Escola Superior Agricultura "Luiz de Queiroz"/USP)
- CRAMPTON, E.W. Analysis of the comparative feeding trial by the variance and covariance methods. **The Journal of Nutrition**, Maryland, **7**:305-19, 1934.
- CURTISS, J.H. On transformations used in the analysis of variance. **The Annals of Mathematical Statistics**, Baltimore, **14**: 707-22, 1943.

- FIALHO, E.T.; ALBINO, L.F.T.; ARAUJO, L.D. de.; THIRÉ, M.C. Comparação de rações para suínos formuladas com diferentes valores de composição química e energia digestível. **Revista da Sociedade Brasileira de Zootecnia**, Viçosa, 14(4): 501-9, 1985.
- FIELLER, E.C. The distribution of the index in a normal bivariate population. **Biometrika**, Londres, 24: 428-40, 1932.
- FINNEY, D.Y. On the distribution of a variate whose logarithm is normally distributed. **Journal of the Royal Statistics Society**, Londres, 7: 155- 66, 1941.
- FREITAS, A.R. de. Métodos iterativos para estimação de componentes de variância e parâmetros afins de caracteres múltiplos em bovinos. Piracicaba, 1991.170p. (Doutorado - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"/USP)
- GEARY, R.C. The frequency distribution of the quociente of two normal variates. **Journal of Royal Statistcs Society**, Londres, 93: 442-6, 1930.
- GODOI, C.R. de M. Modelo linear com autocorrelação nos resíduos para a análise de produção leiteira em experimentos com dupla reversão. Piracicaba, 1983.110p. (Livre-docência - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"/USP)
- GODOI, C.R. de M. **Análise estatística multidimensional**. Piracicaba, USP/ ESALQ, 1985. 187p.
- GOLDBERGER, A.S. **Econometric theory**. New York, John Wiley & Sons, 1964. 399p.
- GRAYBILL, F.A. **Theory and aplication of linear model**. North Scituate, Mass., Duxbury Press, 1976. 704p.
- HARRIS, R.J. **A primer of multivariate statistics**. New York, Academic Press, 1975.313p.
- HENRIQUES, S.B. e HENRIQUES, B. Correção do peso da glândula adrenal de ratos pela análise de covariância com o peso corporal. In: **SEMINÁRIO DE ESTATÍSTICA**, 4, São Paulo, 1950.p.69 - 75.

- HOFMANN, R. e VIEIRA, S. **Análise de regressão: uma introdução à econometria**. 2.ed. São Paulo, Hucitec, 1987. 372p. (Obras didáticas. Coleção economia e planejamento)
- KORENCHEVSKY, V. Natural relative hipoplasia of organs and the process of ageing. **Journal of Pathology and Bacteriology**, Londres, 54: 13-24, 1942.
- MARDIA, K.V.; KENT, J.T.; BIBBY, J.M. **Multivariate analysis**. Londres, Academic Press, 1979. 518p.
- MARTINEZ GARZA, A. **Aspectos económicos del diseño y análisis de experimentos**. Chapingo, México, Escuela Nacional de Agricultura, Colégio de Postgrado, 1972.104p.
- MERRIL, A.S. Frequency distribution of an index when both the components follow the normal law. **Biometrika**, Londres, 20: 53-63, 1928.
- MEYER, J.H. e GARRET, W.N. Efficiency of feed utilization. In: **TECHNIQUES AND PROCEDURE IN ANIMAL SCIENCE RESEARCH**, 1969, Albany, N.Y **Proceedings**. Albany, C/O Q. Corporation, 1969.
- MEYER, P.L. **Probabilidade: aplicações à estatística**. Trad. R. de C. B. LOURENÇO FILHO Rio de Janeiro, Livros Técnicos e Científicos, 1978. 391p.
- MOOD, A.M; GRAYBILL, F.A; BOES, D.C. **Introduction to the theory of statistics**. 3.ed. New York, McGraw Hill, 1974. 564p.
- MORRISON, D.F. **Multivariate statistical methods**. 2.ed. Tokyo, McGraw Hill, 1976. 397p.
- NETER, J. e WASSERMAN, W. **Applied linear statistical models**. Homewodd, Illinois, Richard D. Irwin, 1974. 842p.
- SEBER, G.A.F. **Linear regression analysis** New York, John Wiley & Sons, 1977. 465p.

- SINGER, J.M. *Análise de curvas de crescimento*. São Paulo, 1977. 111p. (Mestrado - Instituto de Matemática e Estatística/USP)
- SIQUEIRA, A.L. *Uso de transformação em análise de variância e análise de regressão*. São Paulo, 1983. 154p. (Mestrado - Instituto de Matemática e Estatística/USP)
- SNEDECOR, G.W. e COCHRAN, W.G. **Statistical methods**. 6. ed. Ames, The Iowa State University Press, 1967. 593p.
- THEIL, H. **Principles of econometrics**. New York, John Wiley & Sons, 1971. 736p.
- TOLEDO, T. e OVALLE, I.I. **Estatística básica**. 2. ed. São Paulo, Atlas, 1985. 459p.
- WEIL, W.B. Adjustment for size a possible misuse of ratios. **American Journal Clinical Nutrition**, Maryland, 11: 249-60, 1962.
- WINER, B.J. **Statistical principles in experimental design**. 2.ed. New York, McGraw Hill, 1971. 907p.
- WONNACOTT, R.J. e WONNACOTT, T.H. **Econometria**. Trad. M. C. SILVA. Rio de Janeiro, Livros Técnicos e Científicos, 1976. 464p.

APÉNDICE

Tabela 11 - Tipos de experimentos simulados em função da combinação de quatro amplitudes máximas em Y_1 e quatro em Y_2 para as médias dos tratamentos, resultando em 16 tipos.

Experimentos	y_1^*	y_2^*	A. Máx. em Y_1	A. Máx. em Y_2
11	$y_1^{(1)}$	$y_2^{(1)}$	0	0
12	$y_1^{(1)}$	$y_2^{(2)}$	0	5
13	$y_1^{(1)}$	$y_2^{(3)}$	0	10
14	$y_1^{(1)}$	$y_2^{(4)}$	0	20
21	$y_1^{(2)}$	$y_2^{(1)}$	5	0
22	$y_1^{(2)}$	$y_2^{(2)}$	5	5
23	$y_1^{(2)}$	$y_2^{(3)}$	5	10
24	$y_1^{(2)}$	$y_2^{(4)}$	5	20
31	$y_1^{(3)}$	$y_2^{(1)}$	10	0
32	$y_1^{(3)}$	$y_2^{(2)}$	10	5
33	$y_1^{(3)}$	$y_2^{(3)}$	10	10
34	$y_1^{(3)}$	$y_2^{(4)}$	10	20
41	$y_1^{(4)}$	$y_2^{(1)}$	20	0
42	$y_1^{(4)}$	$y_2^{(2)}$	20	5
43	$y_1^{(4)}$	$y_2^{(3)}$	20	10
44	$y_1^{(4)}$	$y_2^{(4)}$	20	20

* Valores retirados da tabela 10.

Tabela 15 - Valor Médio do teste F e respectivo nível mínimo descritivo (%) referentes a 500 experimentos nos 16 casos de diferenças máximas entre médias de tratamentos de 0 , 5 , 10 e 20%, combinadas entre as variáveis ganho de peso (Y_1) e consumo de ração (Y_2).

Métodos	Tipos de experimentos simulados			
	0-0	0-5	0-10	0-20
Y_1	1,08(49,02)	1,08(49,02)	1,08(49,02)	1,08(49,02)
Y_2	1,04(50,31)	1,33(41,66)	2,17(23,35)	5,46(2,12)
CA	1,02(50,91)	2,24(22,32)	5,63(3,18)	18,70(0,01)
EA	1,02(51,13)	2,25(22,16)	5,68(2,91)	18,76(0,01)
LCA	1,02(51,04)	2,25(22,19)	5,68(2,98)	18,89(0,01)
LEA	1,02(51,04)	2,25(22,19)	5,68(2,98)	18,89(0,01)
IBEO	1,08(48,88)	9,05(0,30)	12,81(0,03)	22,50(0,01)
IBEP	1,08(48,88)	11,55(0,14)	16,41(0,02)	28,96(0,01)
$Y_1 Y_2$	1,04(50,63)	2,01(27,24)	4,46(6,76)	11,34(0,24)
$Y_2 Y_2$	1,00(52,08)	2,28(21,70)	5,86(2,48)	19,94(0,01)
$Y_1 WY_2$	1,04(50,63)	13,29(0,10)	16,39(0,03)	21,30(0,01)
$WY_2 Y_1$	1,00(52,08)	25,91(0,01)	37,69(0,01)	68,07(0,01)
Wilks	1,01(50,32)	1,61(26,73)	3,13(4,90)	7,78(0,05)
Pillai	1,01(50,06)	1,58(26,91)	2,84(5,37)	5,51(0,09)
H-L	1,01(50,68)	1,64(26,70)	3,43(4,62)	10,43(0,04)
Roy	1,73(27,35)	2,90(11,89)	6,52(1,64)	21,31(0,01)
Wilks E	1,01(50,32)	9,39(0,01)	12,20(0,01)	18,11(0,01)
Pillai E	1,01(50,06)	6,15(0,02)	7,01(0,01)	8,18(0,01)
H-L E	1,01(50,68)	13,39(0,01)	19,25(0,01)	34,35(0,01)
Roy E	1,73(27,35)	27,59(0,01)	40,00(0,01)	72,03(0,01)

(continua)

Tabela 15 - Valor Médio do teste F e respectivo nível mínimo descritivo (%) referentes a 500 experimentos nos 16 casos de diferenças máximas entre médias de tratamentos de 0 , 5 , 10 e 20%, combinadas entre as variáveis ganho de peso (Y_1) e consumo de ração (Y_2).

Métodos	Tipos de experimentos simulados			
	5-0	5-5	5-10	5-20
Y_1	1,35(40,77)	1,35(40,77)	1,35(40,77)	1,35(40,77)
Y_2	1,04(50,31)	1,33(41,66)	2,17(23,35)	5,46(2,12)
CA	2,01(25,37)	1,02(50,88)	2,24(22,38)	11,18(0,23)
EA	2,02(25,57)	1,02(51,09)	2,26(22,08)	11,24(0,18)
LCA	2,02(25,41)	1,02(51,01)	2,25(22,18)	11,28(0,19)
LEA	2,02(25,41)	1,02(51,01)	2,25(22,18)	11,28(0,19)
IBEO	1,98(25,84)	4,47(5,40)	7,05(1,02)	14,38(0,02)
IBEP	1,98(25,84)	5,64(3,51)	8,98(0,54)	18,47(0,01)
$Y_1 Y_2$	2,13(23,36)	1,05(49,91)	1,69(33,51)	6,28(2,81)
$Y_2 Y_2$	1,80(29,86)	1,03(51,15)	2,51(18,63)	12,19(0,11)
$Y_1 WY_2$	2,13(23,36)	7,94(1,17)	10,73(0,31)	15,60(0,05)
$WY_2 Y_1$	1,80(29,86)	16,87(0,02)	26,36(0,01)	51,99(0,01)
Wilks	1,52(28,78)	1,15(43,31)	1,85(19,89)	5,60(0,36)
Pillai	1,49(28,90)	1,14(43,15)	1,80(20,22)	4,46(0,49)
H-L	1,55(28,80)	1,16(43,58)	1,91(19,73)	6,85(0,30)
Roy	2,71(13,01)	1,99(22,63)	3,41(8,30)	13,73(0,07)
Wilks E	1,52(28,78)	7,10(0,08)	9,75(0,01)	15,49(0,01)
Pillai E	1,49(28,90)	5,22(0,13)	6,29(0,02)	7,75(0,01)
H-L E	1,55(28,80)	9,24(0,06)	14,08(0,01)	27,15(0,01)
Roy E	2,71(13,01)	18,78(0,01)	29,03(0,01)	56,76(0,01)

(continua)

Tabela 15 - Valor Médio do teste F e respectivo nível mínimo descritivo (%) referentes a 500 experimentos nos 16 casos de diferenças máximas entre médias de tratamentos de 0 , 5 , 10 e 20%, combinadas entre as variáveis ganho de peso (Y_1) e consumo de ração (Y_2).

Métodos	Tipos de experimentos simulados			
	10-0	10-5	10-10	10-20
Y_1	2,20(22,58)	2,20(22,58)	2,20(22,58)	2,20(22,58)
Y_2	1,04(50,31)	1,33(41,66)	2,17(23,35)	5,46(2,12)
CA	5,18(3,40)	2,01(25,31)	1,03(50,86)	5,65(3,32)
EA	5,23(3,51)	2,02(25,68)	1,02(51,06)	5,71(2,90)
LCA	5,22(3,39)	2,02(25,44)	1,02(50,98)	5,70(3,04)
LEA	5,22(3,39)	2,02(25,44)	1,02(50,98)	5,70(3,04)
IBEO	4,81(4,14)	1,82(30,26)	3,21(12,10)	8,18(0,49)
IBEP	4,81(4,14)	2,22(25,27)	4,03(8,81)	10,46(0,24)
$Y_1 Y_2$	5,65(2,72)	2,45(18,98)	1,12(47,61)	2,92(17,12)
$Y_2 Y_2$	4,15(6,94)	1,58(35,13)	1,08(49,31)	6,34(1,84)
$Y_1 WY_2$	5,65(2,72)	4,13(8,96)	6,37(2,78)	10,85(0,32)
$WY_2 Y_1$	4,15(6,94)	9,59(0,34)	16,55(0,02)	36,64(0,01)
Wilks	3,03(4,91)	1,82(20,69)	1,57(27,43)	3,96(1,65)
Pillai	2,76(5,39)	1,76(21,03)	1,53(27,54)	3,44(1,99)
H-L	3,30(4,62)	1,88(20,53)	1,60(27,47)	4,48(1,46)
Roy	6,27(1,53)	3,38(8,52)	2,81(12,79)	8,72(0,43)
Wilks E	3,03(4,91)	5,23(0,42)	7,61(0,04)	13,06(0,01)
Pillai E	2,76(5,39)	4,25(0,58)	5,47(0,07)	7,25(0,01)
H-L E	3,30(4,62)	6,27(0,34)	10,10(0,03)	21,14(0,01)
Roy E	6,27(1,53)	12,49(0,09)	20,60(0,01)	44,02(0,01)

(continua)

Tabela 15 - Valor Médio do teste F e respectivo nível mínimo descritivo (%) referentes a 500 experimentos nos 16 casos de diferenças máximas entre médias de tratamentos de 0 , 5 , 10 e 20%, combinadas entre as variáveis ganho de peso (Y_1) e consumo de ração (Y_2).

Métodos	Tipos de experimentos simulados			
	20-0	20-5	20-10	20-20
Y_1	5,63(1,92)	5,63(1,92)	5,63(1,92)	5,63(1,92)
Y_2	1,04(50,31)	1,33(41,66)	2,17(23,35)	5,46(2,12)
CA	17,72(0,02)	10,46(0,21)	5,19(3,41)	1,03(50,83)
EA	18,06(0,02)	10,61(0,25)	5,23(3,68)	1,03(51,02)
LCA	18,02(0,02)	10,59(0,22)	5,23(3,47)	1,03(50,95)
LEA	18,02(0,02)	10,59(0,22)	5,23(3,47)	1,03(50,95)
IBEO	16,30(0,02)	2,30(20,95)	1,34(40,65)	1,58(35,18)
IBEP	16,30(0,02)	2,85(16,53)	1,60(35,72)	1,92(29,93)
$Y_1 Y_2$	19,99(0,01)	12,35(0,10)	6,55(1,67)	1,33(41,89)
$Y_2 Y_2$	11,03(0,33)	6,17(2,64)	2,91(15,64)	1,22(45,04)
$Y_1 WY_2$	19,99(0,01)	1,09(47,93)	1,57(35,67)	4,19(9,29)
$WY_2 Y_1$	11,03(0,33)	2,00(26,39)	4,55(5,46)	14,42(0,04)
Wilks	7,76(0,02)	5,65(0,19)	4,02(1,36)	3,08(3,71)
Pillai	5,50(0,04)	4,46(0,30)	3,46(1,67)	2,80(4,21)
H-L	10,42(0,01)	6,94(0,15)	4,60(1,19)	3,36(3,41)
Roy	21,31(0,01)	13,95(0,04)	9,03(0,39)	6,41(1,02)
Wilks E	7,76(0,02)	3,53(1,98)	4,86(0,34)	9,08(0,01)
Pillai E	5,50(0,04)	3,14(2,38)	4,04(0,51)	6,08(0,01)
H-L E	10,42(0,01)	3,91(1,74)	5,71(0,26)	12,71(0,01)
Roy E	21,31(0,01)	7,54(0,50)	11,32(0,05)	26,13(0,01)

Tabela 16 - Porcentagem de experimentos que provaram diferenças ao nível $\alpha \leq 0,01$ para o teste F, nos casos de diferenças máximas entre médias de tratamentos de 0, 5, 10 e 20% que, combinadas entre as variáveis ganho de peso (Y_1) e consumo de ração (Y_2), resultaram em 16 casos.

Métodos	Tipos de experimentos simulados							
	0-0	0-5	0-10	0-20	5-0	5-5	5-10	5-20
Y_1	1,4	1,4	1,4	1,4	2,2	2,2	2,2	2,2
Y_2	1,0	2,6	12,6	67,8	1,0	2,6	12,6	67,8
CA	0,8	11,8	69,0	99,8	7,2	0,8	11,8	95,4
EA	0,8	12,0	69,8	100,0	8,4	0,8	12,2	96,6
LCA	0,8	11,6	69,8	100,0	8,2	0,8	12,0	95,8
LEA	0,8	11,6	69,8	100,0	8,2	0,8	12,0	95,8
IBEO	0,6	92,8	99,6	100,0	8,6	52,2	81,4	99,8
IBEP	0,6	96,2	100,0	100,0	8,6	64,4	90,0	100,0
$Y_1 Y_2$	0,4	10,2	51,0	95,4	9,0	1,4	6,2	69,4
$Y_2 Y_2$	0,8	14,2	69,0	99,8	6,2	0,8	17,6	97,6
$Y_1 WY_2$	0,4	98,8	99,4	99,8	9,0	81,4	92,4	99,2
$WY_2 Y_1$	0,8	100,0	100,0	100,0	6,2	99,4	100,0	100,0
Wilks	0,8	8,4	55,8	99,4	6,6	1,2	15,2	95,4
Pillai	0,4	7,0	47,6	98,8	5,2	1,0	12,8	92,8
H-L	1,4	11,2	59,8	99,4	7,2	1,6	17,0	97,0
Roy	3,4	21,4	78,0	99,8	17,4	7,0	32,0	98,8
Wilks E	0,8	99,8	100,0	100,0	6,6	98,8	99,8	100,0
Pillai E	0,4	99,6	100,0	100,0	5,2	97,6	99,8	100,0
H-L E	1,4	99,8	100,0	100,0	7,2	98,8	100,0	100,0
Roy E	3,4	100,0	100,0	100,0	17,4	99,6	100,0	100,0

(continua)

Tabela 16 - Porcentagem de experimentos que provaram diferenças ao nível $\alpha \leq 0,01$ para o teste F, nos casos de diferenças máximas entre médias de tratamentos de 0, 5, 10 e 20% que, combinadas entre as variáveis ganho de peso (Y_1) e consumo de ração (Y_2), resultaram em 16 casos.

MÉTODOS	Tipos de experimentos simulados							
	10-0	10-5	10-10	10-20	20-0	20-5	20-10	20-20
Y_1	12,8	12,8	12,8	12,8	70,4	70,4	70,4	70,4
Y_2	1,0	2,6	12,6	67,8	1,0	2,6	12,6	67,8
CA	63,4	7,4	0,8	69,0	99,8	95,8	63,6	0,8
EA	63,4	8,0	0,8	68,8	99,8	94,6	62,6	0,6
LCA	63,4	8,4	0,8	69,6	99,8	95,8	63,6	0,8
LEA	63,4	8,4	0,8	69,6	99,8	95,8	63,6	0,8
IBEO	57,4	7,2	28,6	88,8	99,6	13,4	2,6	4,4
IBEP	57,4	13,4	41,2	94,2	99,6	23,6	4,8	9,4
$Y_1 Y_2$	68,2	13,2	1,4	25,2	99,8	98,4	78,4	3,0
$Y_2 Y_2$	47,2	4,6	1,0	73,8	94,6	72,2	25,2	1,8
$Y_1 WY_2$	68,2	45,8	70,2	92,6	99,8	0,8	4,0	45,0
$WY_2 Y_1$	47,2	93,6	99,4	100,0	94,6	9,2	53,0	98,8
Wilks	54,2	12,6	7,2	78,6	99,8	95,4	80,8	56,6
Pillai	47,4	10,6	5,2	72,0	99,4	93,8	70,6	49,2
H-L	58,0	14,8	8,2	81,6	99,8	97,2	83,6	60,4
Roy	77,2	30,2	21,8	93,2	100,0	99,4	94,8	80,2
Wilks E	54,2	93,2	98,8	100,0	99,8	68,8	92,0	100,0
Pillai E	47,4	90,4	98,6	100,0	99,4	61,0	88,4	100,0
H-L E	58,0	96,0	99,2	100,0	99,8	72,8	94,8	100,0
Roy E	77,2	98,4	100,0	100,0	100,0	90,6	98,8	100,0

Tabela 17 - Porcentagem de experimentos que provaram diferenças ao nível $\alpha \leq 0.05$ para o teste F, nos casos de diferenças máximas entre médias de tratamentos de 0, 5, 10 e 20% que, combinadas entre as variáveis ganho de peso (Y_1) e consumo de ração (Y_2), resultaram em 16 casos.

Métodos	Tipos de experimentos simulados							
	0-0	0-5	0-10	0-20	5-0	5-5	5-10	5-20
Y_1	5,0	5,0	5,0	5,0	12,0	12,0	12,0	12,0
Y_2	4,2	9,6	31,6	88,4	4,2	9,6	31,0	88,4
CA	4,0	31,8	85,6	100,0	23,4	3,6	32,2	98,8
EA	3,0	31,2	86,6	100,0	25,2	3,0	31,4	99,6
LCA	3,6	31,8	85,4	100,0	24,6	3,4	32,2	99,4
LEA	3,6	31,8	85,4	100,0	24,6	3,4	32,2	99,4
IBEO	5,6	98,8	100,0	100,0	26,2	74,2	94,0	100,0
IBEP	5,6	99,6	100,0	100,0	26,2	81,6	96,8	100,0
$Y_1 Y_2$	4,2	26,2	71,6	99,0	26,8	4,4	17,6	85,8
$Y_2 Y_2$	3,8	31,6	88,0	100,0	19,2	4,2	38,0	99,4
$Y_1 WY_2$	4,2	99,6	99,8	100,0	26,8	93,2	98,8	99,8
$WY_2 Y_1$	3,8	100,0	100,0	100,0	19,2	100,0	100,0	100,0
Wilks	4,2	24,2	78,4	99,8	19,8	6,6	32,8	98,0
Pillai	4,0	23,0	75,6	99,8	18,4	6,6	31,4	98,0
H-L	4,2	24,6	79,8	99,8	21,4	7,8	35,2	98,4
Roy	16,6	48,2	93,2	100,0	44,8	25,0	61,6	99,6
Wilks E	4,2	100,0	100,0	100,0	19,8	99,6	100,0	100,0
Pillai E	4,0	100,0	100,0	100,0	18,4	99,4	100,0	100,0
H-L E	4,2	100,0	100,0	100,0	21,4	99,8	100,0	100,0
Roy E	16,6	100,0	100,0	100,0	44,8	100,0	100,0	100,0

(continua)

Tabela 17 - Porcentagem de experimentos que provaram diferenças ao nível $\alpha \leq 0.05$ para o teste F, nos casos de diferenças máximas entre médias de tratamentos de 0, 5, 10 e 20% que, combinadas entre as variáveis ganho de peso (Y_1) e consumo de ração (Y_2), resultaram em 16 casos.

Métodos	Tipos de experimentos simulados							
	10-0	10-5	10-10	10-20	20-0	20-5	20-10	20-20
Y_1	32,0	32,0	32,0	32,0	89,2	89,2	89,2	89,2
Y_2	4,2	9,6	31,0	88,4	4,2	9,6	31,0	88,4
CA	83,0	23,2	3,6	85,6	100,0	99,0	83,2	4,2
EA	84,0	25,0	3,2	87,0	100,0	99,2	83,8	4,8
LCA	83,6	24,2	3,6	86,2	100,0	99,0	83,4	4,4
LEA	83,6	24,2	3,6	86,2	100,0	99,0	83,4	4,4
IBEO	80,0	21,6	54,4	98,2	100,0	34,6	9,8	15,4
IBEP	80,0	30,4	64,4	99,0	100,0	44,8	16,8	23,6
$Y_1 Y_2$	87,2	35,8	5,8	47,0	100,0	99,4	93,0	9,8
$Y_2 Y_2$	71,0	15,4	4,4	90,2	98,8	87,4	48,0	5,8
$Y_1 WY_2$	87,2	65,8	85,6	99,0	100,0	5,0	17,4	66,2
$WY_2 Y_1$	71,0	98,8	100,0	100,0	98,8	25,8	76,4	100,0
Wilks	76,4	34,6	23,6	91,8	100,0	99,2	93,8	79,0
Pillai	72,6	32,6	21,6	89,6	100,0	99,0	92,4	75,4
H-L	79,0	36,0	25,4	94,4	100,0	99,4	94,0	80,2
Roy	92,0	58,8	46,4	98,2	100,0	100,0	98,8	94,8
Wilks E	76,4	98,4	99,8	100,0	100,0	88,8	98,6	100,0
Pillai E	72,6	98,0	99,8	100,0	100,0	86,8	98,0	100,0
H-L E	79,0	98,4	100,0	100,0	100,0	91,2	98,8	100,0
Roy E	92,0	99,6	100,0	100,0	100,0	98,4	100,0	100,0

Tabela 18 - Porcentagem de experimentos que provaram diferenças ao nível $\alpha \leq 0,10$ para o teste F, nos casos de diferenças máximas entre médias de tratamentos de 0, 5, 10 e 20% que, combinadas entre as variáveis ganho de peso (Y_1) e consumo de ração (Y_2), resultaram em 16 casos.

Métodos	Tipos de experimentos simulados							
	0-0	0-5	0-10	0-20	5-0	5-5	5-10	5-20
Y_1	9,8	9,8	9,8	9,8	20,0	20,0	20,0	20,0
Y_2	9,2	19,6	41,8	93,8	9,2	19,6	41,8	93,8
CA	9,6	45,4	91,4	100,0	37,8	10,0	45,8	99,6
EA	9,0	46,0	92,0	100,0	37,2	9,0	46,4	99,6
LCA	9,4	45,8	91,6	100,0	37,8	9,4	45,8	99,6
LEA	9,4	45,8	91,6	100,0	37,8	9,4	45,8	99,6
IBEO	10,2	99,8	100,0	100,0	38,2	83,2	98,2	100,0
IBEP	10,2	100,0	100,0	100,0	38,2	89,0	99,2	100,0
$Y_1 Y_2$	10,8	39,4	80,6	99,2	41,4	9,0	29,8	91,8
$Y_2 Y_2$	8,4	44,4	93,8	100,0	32,0	8,4	51,2	99,8
$Y_1 WY_2$	10,8	99,8	100,0	100,0	41,4	98,0	99,2	100,0
$WY_2 Y_1$	8,4	100,0	100,0	100,0	32,0	100,0	100,0	100,0
Wilks	7,2	36,8	86,2	99,8	31,4	13,4	47,4	99,2
Pillai	6,8	36,2	84,8	99,8	30,6	13,4	47,0	98,8
H-L	7,8	37,2	87,6	99,8	31,0	13,6	48,0	99,4
Roy	29,2	63,6	95,4	100,0	60,4	40,8	76,0	99,8
Wilks E	7,2	100,0	100,0	100,0	31,4	99,8	100,0	100,0
Pillai E	6,8	100,0	100,0	100,0	30,6	99,8	100,0	100,0
H-L E	7,8	100,0	100,0	100,0	31,0	99,8	100,0	100,0
Roy E	29,2	100,0	100,0	100,0	60,4	100,0	100,0	100,0

(continua)

Tabela 18 - Porcentagem de experimentos que provaram diferenças ao nível $\alpha \leq 0,10$ para o teste F, nos casos de diferenças máximas entre médias de tratamentos de 0, 5, 10 e 20% que, combinadas entre as variáveis ganho de peso (Y_1) e consumo de ração (Y_2), resultaram em 16 casos.

Métodos	Tipos de experimentos simulados							
	10-0	10-5	10-10	10-20	20-0	20-5	20-10	20-20
Y_1	43,2	43,2	43,2	43,2	95,6	95,6	95,6	95,6
Y_2	9,2	19,6	41,8	93,8	9,2	19,6	41,8	93,8
CA	89,6	38,0	9,8	91,0	100,0	99,8	90,0	9,8
EA	90,0	37,6	9,8	91,6	100,0	99,6	89,2	9,8
LCA	90,0	37,8	9,6	92,0	100,0	99,6	89,8	10,4
LEA	90,0	37,8	9,6	92,0	100,0	99,6	89,8	10,4
IBEO	88,4	32,3	67,4	99,4	100,0	46,0	17,0	25,8
IBEP	88,4	41,2	75,0	99,8	100,0	54,6	26,2	33,8
$Y_1 Y_2$	92,0	50,6	5,8	58,8	100,0	99,8	95,8	17,6
$Y_2 Y_2$	80,8	24,6	10,2	95,6	99,2	92,2	59,4	15,6
$Y_1 WY_2$	92,0	75,2	90,6	99,4	100,0	10,4	24,4	74,4
$WY_2 Y_1$	80,8	99,2	100,0	100,0	99,2	37,2	83,2	100,0
Wilks	86,0	47,2	36,0	95,8	100,0	99,6	97,0	89,4
Pillai	84,8	45,8	35,0	95,4	100,0	99,6	96,6	87,8
H-L	87,6	48,8	35,8	96,4	100,0	99,6	97,4	90,8
Roy	95,2	72,8	61,6	99,0	100,0	100,0	99,2	98,2
Wilks E	86,0	98,6	100,0	100,0	100,0	95,6	99,6	100,0
Pillai E	84,8	98,6	100,0	100,0	100,0	94,4	99,2	100,0
H-L E	87,6	99,0	100,0	100,0	100,0	96,0	99,8	100,0
Roy E	95,2	100,0	100,0	100,0	100,0	99,2	100,0	100,0

Tabela 20 - Análise de variância das variáveis de desempenho biológico e bioeconômico, para frangos de corte, referente a quatro dietas experimentais, arranjadas num delineamento inteiramente ao acaso com quatro repetições por tratamento.

Variáveis	QM _{dietas}	QM _{resíduo}	F	nms(%)
Y	5052,734261	1176,811314	4,29	2,82
X	18291,334164	3115,082162	5,87	1,05
CA	0,000501	0,003786	0,13	93,89
EA	0,000024	0,000199	0,12	94,77
LCA	0,000108	0,000867	0,13	94,35
LEA	0,000108	0,000867	0,13	94,35
Y X	1187,643129	1218,194137	0,98	43,74
X Y	5980,973211	3208,726430	1,86	19,41
INMB	8,193529	1,000000	8,19	0,31
IBE ₁	8272,502432	1133,693427	7,30	0,48
IBE ₂	17,012184	1,000000	17,01	0,01
IBE ₃	1543,078424	90,701135	17,01	0,01
IBE ₄	1953,952511	275,912234	7,08	0,54
INMBE	10,043114	1,000000	10,04	0,14

Tabela 21 - Médias estimadas das variáveis de desempenho biológico e bioeconômico, para frangos de corte, referente a quatro dietas experimentais, arranjadas num delineamento inteiramente ao acaso com quatro repetições por tratamento.

Variável	Médias estimadas para as dietas experimentais			
	100% Milho	33,33% FIM	66,67% FIM	100% FIM
Y	1346,00	1347,00	1308,00	1273,00
X	2784,00	2811,00	2737,00	2657,00
CA	2,07	2,09	2,09	2,09
EA	0,48	0,48	0,48	0,48
LCA	0,73	0,74	0,74	0,74
LEA	-0,73	-0,74	-0,74	-0,74
Y Xj	1341,00	1338,00	1310,00	1285,00
X Y	2773,00	2800,00	2741,00	2674,00
INMB	57,25	57,62	56,05	54,45
IBEp1	719,00	689,00	642,00	618,00
IBEp2	719,00	689,00	642,00	618,00
IBEp3	719,00	689,00	642,00	618,00
IBEp4	719,00	689,00	642,00	618,00
INMBE	12,75	14,75	16,09	16,12

Tabela 24 - População de 1242 observações de suínos da raça landrace com avaliação simultânea, na baia, das variáveis ganho de peso (Y_1) e consumo de ração (Y_2) em kg, obtidas no tempo, com a entrada de diferentes lotes (L) para o sistema.

N	L	Y_1	Y_2	N	L	Y_1	Y_2	N	L	Y_1	Y_2
1	1	68,7	196,9	47	1	61,3	177,3	93	1	60,1	168,2
2	1	71,3	193,5	48	1	68,4	183,9	94	1	76,7	203,4
3	1	77,5	213,8	49	1	71,1	199,3	95	1	85,8	226,9
4	1	75,8	209,0	50	1	78,3	220,2	96	1	88,8	238,4
5	1	75,0	208,8	51	1	81,8	227,9	97	1	80,0	229,3
6	1	73,7	211,2	52	1	80,8	235,5	98	1	81,2	220,4
7	1	71,9	209,8	53	1	71,2	208,7	99	1	71,0	214,7
8	1	79,4	231,4	54	1	71,6	205,8	100	1	65,9	186,9
9	1	66,1	177,2	55	1	68,2	200,2	101	1	62,0	173,7
10	1	71,4	191,8	56	1	71,7	194,4	102	1	50,5	157,2
11	1	74,7	193,6	57	1	71,7	163,1	103	1	79,4	223,7
12	1	72,0	202,2	58	1	63,6	175,8	104	1	86,1	245,7
13	1	70,6	194,3	59	1	67,2	185,2	105	1	62,1	169,7
14	1	80,5	223,6	60	1	75,4	222,9	106	1	80,4	213,4
15	1	68,2	181,4	61	1	71,6	205,3	107	1	64,5	200,2
16	1	72,8	200,5	62	1	67,2	200,3	108	1	59,4	170,7
17	1	71,1	205,6	63	1	76,3	198,3	109	1	62,5	162,0
18	1	77,4	211,5	64	1	70,9	203,1	110	1	92,9	279,7
19	1	75,5	201,4	65	1	71,2	208,8	111	1	78,8	215,2
20	1	72,5	219,8	66	1	73,2	198,2	112	1	75,7	192,7
21	1	63,8	171,0	67	1	77,0	209,5	113	1	67,6	198,8
22	1	72,2	198,1	68	1	70,8	195,6	114	1	80,4	208,7
23	1	70,7	194,2	69	1	70,8	194,1	115	1	66,8	185,0
24	1	80,2	225,3	70	1	66,4	183,5	116	1	76,9	214,5
25	1	74,3	216,6	71	1	72,0	194,3	117	1	73,3	196,1
26	1	72,6	202,3	72	1	75,2	196,7	118	1	73,6	214,7
27	1	70,6	197,6	73	1	70,7	206,5	119	1	76,2	220,8
28	1	71,0	184,6	74	1	72,9	196,4	120	1	80,4	225,7
29	1	65,4	185,4	75	1	71,9	205,2	121	1	59,7	178,5
30	1	67,6	198,3	76	1	77,9	210,1	122	1	83,5	223,6
31	1	73,6	213,6	77	1	69,6	183,4	123	1	69,0	186,0
32	1	72,5	207,7	78	1	64,1	172,9	124	1	77,4	227,1
33	1	77,0	213,3	79	1	77,4	237,9	125	2	60,9	174,4
34	1	67,6	186,6	80	1	72,6	204,9	126	2	71,7	201,0
35	1	80,0	228,9	81	1	65,7	184,6	127	2	71,2	229,4
36	1	72,6	200,2	82	1	71,5	199,3	128	2	74,2	219,8
37	1	71,8	199,9	83	1	65,0	171,7	129	2	83,1	224,8
38	1	77,0	216,7	84	1	76,2	210,0	130	2	86,0	212,4
39	1	73,7	199,6	85	1	64,6	176,0	131	2	67,6	171,1
40	1	71,7	198,9	86	1	81,9	236,7	132	2	61,7	176,2
41	1	81,5	236,7	87	1	73,0	206,7	133	2	69,8	176,2
42	1	66,7	175,1	88	1	67,8	195,7	134	2	78,2	203,7
43	1	73,2	209,6	89	1	73,7	217,3	135	2	59,0	164,9
44	1	78,3	229,7	90	1	67,7	180,5	136	2	61,7	163,7
45	1	76,3	205,8	91	1	76,1	214,7	137	2	77,8	200,6
46	1	68,0	186,1	92	1	83,9	253,4	138	2	79,3	209,2

(continua)

Tabela 24 - População de 1242 observações de suínos da raça landrace com avaliação simultânea, na baia, das variáveis ganho de peso (Y_1) e consumo de ração (Y_2) em kg, obtidas no tempo, com a entrada de diferentes lotes (L) para o sistema.

N	L	Y_1	Y_2	N	L	Y_1	Y_2	N	L	Y_1	Y_2
139	2	68,4	196,0	185	2	69,0	187,8	231	2	73,9	214,4
140	2	52,7	168,7	186	2	85,9	238,3	232	2	85,4	224,9
141	2	81,7	228,9	187	2	57,2	160,3	233	2	58,6	175,4
142	2	77,1	212,2	188	2	69,3	192,1	234	2	69,9	181,2
143	2	54,9	160,0	189	2	76,6	217,2	235	2	90,0	247,2
144	2	91,6	242,3	190	2	87,7	228,3	236	2	76,6	214,0
145	2	70,3	175,3	191	2	67,4	225,5	237	2	69,6	191,9
146	2	84,8	209,2	192	2	73,1	190,8	238	2	76,1	221,2
147	2	70,8	208,6	193	2	62,3	169,5	239	2	74,9	224,9
148	2	86,1	252,7	194	2	82,7	213,9	240	2	81,8	219,6
149	2	73,9	205,9	195	2	80,9	220,9	241	2	73,0	208,4
150	2	85,2	247,0	196	2	55,0	169,2	242	2	79,0	206,3
151	2	73,5	210,4	197	2	61,1	169,9	243	2	68,2	196,9
152	2	74,3	212,2	198	2	71,6	215,8	244	2	79,1	197,2
153	2	65,4	186,6	199	2	59,9	170,8	245	2	59,5	190,5
154	2	53,4	168,7	200	2	78,0	216,5	246	2	69,6	190,2
155	2	61,9	169,8	201	2	60,4	167,3	247	2	74,5	197,7
156	2	79,9	214,7	202	2	73,5	204,8	248	2	68,9	184,8
157	2	61,1	179,2	203	2	86,4	232,3	249	3	70,1	195,5
158	2	82,7	221,3	204	2	70,2	197,4	250	3	64,2	177,4
159	2	57,6	159,7	205	2	77,7	229,0	251	3	70,4	200,8
160	2	77,1	218,5	206	2	78,6	201,6	252	3	65,4	168,1
161	2	63,0	170,7	207	2	59,5	163,9	253	3	80,9	211,8
162	2	81,8	234,2	208	2	69,3	185,7	254	3	78,5	211,9
163	2	78,3	221,0	209	2	76,6	215,5	255	3	84,7	245,0
164	2	73,2	196,3	210	2	61,9	166,6	256	3	81,3	213,9
165	2	74,3	206,3	211	2	69,8	174,3	257	3	72,6	201,0
166	2	72,3	202,6	212	2	64,3	172,8	258	3	69,6	196,5
167	2	71,7	185,0	213	2	55,8	146,0	259	3	78,4	218,5
168	2	69,6	194,5	214	2	61,9	172,7	260	3	61,4	185,9
169	2	73,4	201,7	215	2	77,9	223,3	261	3	62,7	179,9
170	2	71,2	196,5	216	2	51,5	142,6	262	3	69,7	191,5
171	2	70,6	202,9	217	2	66,3	197,0	263	3	68,0	195,8
172	2	76,2	206,1	218	2	89,0	234,7	264	3	80,3	224,8
173	2	73,1	215,9	219	2	65,8	180,9	265	3	73,9	209,4
174	2	56,3	176,8	220	2	62,7	230,0	266	3	78,7	207,8
175	2	66,7	184,3	221	2	79,2	219,4	267	3	71,7	182,3
176	2	83,2	220,5	222	2	74,4	203,3	268	3	71,8	202,3
177	2	65,1	194,2	223	2	79,7	212,8	269	3	64,5	184,2
178	2	74,6	200,8	224	2	72,7	208,7	270	3	67,9	183,7
179	2	72,3	183,9	225	2	81,6	219,4	271	3	73,1	205,3
180	2	84,5	245,3	226	2	66,5	176,0	272	3	64,8	184,7
181	2	70,8	206,6	227	2	61,1	201,4	273	3	68,1	185,6
182	2	69,4	204,1	228	2	65,1	181,7	274	3	65,0	186,8
183	2	56,5	151,7	229	2	86,4	239,4	275	3	75,2	226,2
184	2	81,8	232,5	230	2	74,6	203,7	276	3	81,4	227,8

(continua)

Tabela 24 - População de 1242 observações de suínos da raça landrace com avaliação simultânea, na baía, das variáveis ganho de peso (Y_1) e consumo de ração (Y_2) em kg, obtidas no tempo, com a entrada de diferentes lotes (L) para o sistema.

N	L	Y_1	Y_2	N	L	Y_1	Y_2	N	L	Y_1	Y_2
277	3	58,3	165,4	323	3	59,9	149,7	369	3	63,3	169,7
278	3	70,2	196,8	324	3	56,4	156,5	370	3	71,6	198,6
279	3	77,8	214,8	325	3	68,3	185,3	371	3	77,7	225,9
280	3	67,9	203,8	326	3	72,1	204,4	372	3	73,8	222,6
281	3	75,3	217,3	327	3	70,0	176,1	373	4	82,7	232,9
282	3	59,7	176,4	328	3	72,7	211,4	374	4	75,8	202,5
283	3	70,0	194,8	329	3	73,8	206,0	375	4	84,7	243,8
284	3	79,1	201,9	330	3	74,9	274,8	376	4	68,5	206,1
285	3	68,2	202,4	331	3	68,1	169,9	377	4	67,9	185,8
286	3	84,3	214,8	332	3	82,0	199,1	378	4	75,1	191,3
287	3	95,2	243,7	333	3	81,2	220,2	379	4	77,7	205,4
288	3	76,4	195,8	334	3	62,9	158,0	380	4	64,0	135,7
289	3	77,6	214,8	335	3	64,9	172,7	381	4	76,2	264,0
290	3	67,6	183,9	336	3	81,0	231,8	382	4	70,2	188,9
291	3	65,7	178,8	337	3	69,5	196,8	383	4	72,5	203,6
292	3	82,3	231,0	338	3	72,5	192,9	384	4	65,3	185,4
293	3	78,1	224,3	339	3	74,2	212,9	385	4	78,7	223,8
294	3	75,7	211,3	340	3	53,7	156,7	386	4	64,6	177,1
295	3	82,0	224,8	341	3	66,9	183,8	387	4	76,7	223,8
296	3	81,9	222,6	342	3	70,8	197,0	388	4	78,3	209,8
297	3	62,8	163,6	343	3	72,2	204,0	389	4	72,5	199,9
298	3	77,3	214,0	344	3	84,0	231,0	390	4	80,8	233,3
299	3	73,0	185,9	345	3	64,7	178,7	391	4	79,8	224,8
300	3	65,0	178,6	346	3	73,2	196,1	392	4	71,2	195,8
301	3	79,6	223,6	347	3	68,8	191,8	393	4	75,6	210,1
302	3	71,6	199,0	348	3	66,9	181,3	394	4	79,6	232,8
303	3	69,3	193,3	349	3	77,5	212,1	395	4	73,2	216,1
304	3	74,3	225,8	350	3	74,1	208,9	396	4	75,8	204,4
305	3	68,4	189,6	351	3	69,0	185,8	397	4	70,6	195,9
306	3	70,9	185,0	352	3	81,0	227,6	398	4	71,5	193,8
307	3	75,9	207,4	353	3	64,5	181,9	399	4	60,0	162,0
308	3	73,6	190,7	354	3	78,5	227,6	400	4	76,1	211,3
309	3	69,6	199,0	355	3	63,5	175,0	401	4	73,7	201,3
310	3	77,0	214,4	356	3	71,8	198,2	402	4	75,6	223,2
311	3	76,3	201,7	357	3	67,0	177,1	403	4	77,8	213,3
312	3	73,7	218,6	358	3	74,4	195,7	404	4	70,6	195,4
313	3	76,7	223,7	359	3	76,5	221,1	405	4	86,3	255,6
314	3	70,0	193,6	360	3	76,3	217,6	406	4	51,4	148,3
315	3	64,3	167,3	361	3	70,1	201,6	407	4	81,5	223,1
316	3	73,0	216,7	362	3	73,7	194,9	408	4	84,8	234,1
317	3	73,3	207,3	363	3	63,0	175,8	409	4	72,9	206,5
318	3	76,9	234,4	364	3	73,5	217,1	410	4	68,7	179,1
319	3	71,7	207,5	365	3	64,3	169,7	411	4	78,4	217,5
320	3	67,9	183,2	366	3	71,7	198,5	412	4	77,9	211,9
321	3	72,9	201,5	367	3	69,6	207,5	413	4	42,9	149,3
322	3	73,9	194,5	368	3	74,7	212,9	414	4	72,9	199,3

(continua)

Tabela 24 - População de 1242 observações de suínos da raça landrace com avaliação simultânea, na baia, das variáveis ganho de peso (Y_1) e consumo de ração (Y_2) em kg, obtidas no tempo, com a entrada de diferentes lotes (L) para o sistema.

N	L	Y_1	Y_2	N	L	Y_1	Y_2	N	L	Y_1	Y_2
415	4	73,9	212,1	461	4	67,8	177,8	507	5	81,6	221,8
416	4	69,3	199,5	462	4	64,3	190,2	508	5	68,4	216,8
417	4	73,5	245,0	463	4	65,9	190,6	509	5	75,0	240,1
418	4	60,8	176,4	464	4	64,3	187,1	510	5	74,5	201,3
419	4	79,5	217,9	465	4	66,1	190,6	511	5	78,9	212,5
420	4	67,3	189,6	466	4	89,6	236,5	512	5	67,8	179,3
421	4	83,4	233,8	467	4	72,9	201,6	513	5	69,5	187,3
422	4	80,2	188,8	468	4	78,4	226,1	514	5	72,2	187,8
423	4	88,4	226,1	469	4	71,4	195,1	515	5	67,0	195,2
424	4	80,6	223,1	470	4	54,3	199,3	516	5	80,4	206,2
425	4	83,9	218,1	471	4	77,2	212,1	517	5	64,8	175,9
426	4	64,7	193,0	472	4	85,6	220,6	518	5	65,6	182,2
427	4	69,6	191,8	473	4	68,3	200,0	519	5	62,9	177,3
428	4	70,7	209,2	474	4	71,0	208,6	520	5	87,5	233,9
429	4	80,7	220,5	475	4	75,5	204,4	521	5	80,4	229,5
430	4	82,5	220,6	476	4	66,8	189,4	522	5	62,6	170,1
431	4	67,4	189,7	477	4	79,1	211,8	523	5	79,3	209,1
432	4	82,3	224,9	478	4	82,7	217,6	524	5	68,4	196,5
433	4	59,0	162,4	479	4	83,3	224,8	525	5	77,0	237,9
434	4	64,1	186,1	480	4	91,1	253,6	526	5	80,1	216,0
435	4	78,9	220,4	481	4	74,6	191,3	527	5	68,1	188,8
436	4	63,6	185,9	482	4	62,6	124,8	528	5	42,4	132,0
437	4	57,9	156,1	483	4	90,0	241,1	529	5	68,1	188,1
438	4	67,1	180,1	484	4	85,2	221,7	530	5	68,6	178,3
439	4	64,7	167,0	485	4	71,4	193,1	531	5	68,2	200,3
440	4	68,4	180,1	486	4	67,0	202,6	532	5	77,6	180,3
441	4	73,1	193,5	487	4	79,6	211,0	533	5	76,5	193,1
442	4	71,6	200,1	488	4	86,3	249,1	534	5	75,2	204,1
443	4	75,9	218,1	489	4	74,1	196,6	535	5	88,9	254,9
444	4	69,1	180,1	490	4	81,6	239,5	536	5	61,1	173,7
445	4	57,8	171,1	491	4	62,4	173,6	537	5	75,7	202,7
446	4	71,5	188,8	492	4	67,8	193,1	538	5	80,2	214,0
447	4	54,0	151,8	493	4	80,4	228,6	539	5	62,8	171,2
448	4	79,0	202,1	494	4	59,4	169,3	540	5	68,6	194,1
449	4	82,0	231,8	495	4	72,6	199,8	541	5	77,6	217,4
450	4	60,8	157,3	496	4	84,4	256,6	542	5	70,8	205,7
451	4	71,6	212,3	497	5	67,3	184,1	543	5	64,9	173,4
452	4	72,3	201,5	498	5	55,3	167,9	544	5	86,0	232,5
453	4	78,9	225,4	499	5	89,9	245,3	545	5	78,0	217,1
454	4	80,1	223,1	500	5	72,3	184,7	546	5	57,7	171,2
455	4	83,8	224,0	501	5	78,4	205,2	547	5	62,7	169,4
456	4	66,4	193,0	502	5	76,8	206,8	548	5	71,3	188,1
457	4	69,7	196,6	503	5	62,3	189,3	549	5	60,4	166,5
458	4	67,9	179,6	504	5	77,0	201,3	550	5	64,2	185,3
459	4	68,0	198,4	505	5	77,1	218,5	551	5	80,1	220,7
460	4	72,1	213,1	506	5	71,5	202,1	552	5	78,8	225,4

(continua)

Tabela 24 - População de 1242 observações de suínos da raça landrace com avaliação imultânea, na baía, das variáveis ganho de peso (Y_1) e consumo de ração (Y_2) em kg, obtidas no tempo, com a entrada de diferentes lotes (L) para o sistema.

N	L	Y_1	Y_2	N	L	Y_1	Y_2	N	L	Y_1	Y_2
553	5	71,8	183,4	599	5	81,6	208,1	645	6	73,5	204,4
554	5	70,7	203,2	600	5	77,7	185,5	646	6	63,3	178,7
555	5	78,3	209,4	601	5	41,7	145,1	647	6	77,0	219,4
556	5	87,1	237,2	602	5	66,4	169,3	648	6	82,7	226,0
557	5	82,3	214,2	603	5	78,6	208,0	649	6	70,2	183,5
558	5	71,4	191,9	604	5	81,0	216,7	650	6	78,6	213,0
559	5	62,9	170,9	605	5	72,3	199,9	651	6	91,1	256,3
560	5	76,3	203,4	606	5	71,6	178,0	652	6	72,2	211,2
561	5	69,9	196,2	607	5	69,3	183,7	653	6	79,8	214,5
562	5	71,9	196,6	608	5	59,9	178,7	654	6	71,5	203,9
563	5	74,5	191,9	609	5	68,6	186,6	655	6	82,5	237,9
564	5	58,6	166,4	610	5	67,6	189,4	656	6	82,2	217,3
565	5	69,4	199,7	611	5	63,7	170,1	657	6	74,9	206,5
566	5	70,7	181,1	612	5	87,7	211,7	658	6	69,8	194,3
567	5	69,2	185,9	613	5	63,8	173,5	659	6	81,0	218,1
568	5	73,8	216,4	614	5	71,9	193,2	660	6	57,8	159,3
569	5	81,3	226,2	615	5	69,9	196,5	661	6	69,6	193,0
570	5	69,0	181,1	616	5	78,3	209,9	662	6	79,8	226,0
571	5	66,9	194,2	617	5	68,9	184,9	663	6	65,8	183,8
572	5	83,1	237,0	618	5	77,4	209,0	664	6	72,4	196,9
573	5	78,4	225,9	619	5	83,4	218,5	665	6	81,3	229,5
574	5	68,2	194,0	620	5	64,3	168,8	666	6	85,2	248,6
575	5	59,4	166,4	621	5	71,3	224,9	667	6	72,4	206,8
576	5	75,9	223,3	622	6	65,7	211,0	668	6	57,5	174,3
577	5	82,9	214,1	623	6	87,5	248,5	669	6	84,8	211,6
578	5	58,3	152,9	624	6	70,5	200,9	670	6	84,4	221,0
579	5	53,8	160,1	625	6	73,8	221,4	671	6	55,7	156,4
580	5	78,8	220,4	626	6	72,5	209,7	672	6	74,7	213,1
581	5	67,3	155,5	627	6	73,9	204,4	673	6	71,1	201,3
582	5	74,3	212,8	628	6	77,2	225,9	674	6	63,8	178,2
583	5	77,6	200,0	629	6	72,0	208,7	675	6	85,8	239,9
584	5	72,0	174,2	630	6	72,4	209,7	676	6	73,1	195,8
585	5	64,8	193,1	631	6	69,2	192,6	677	6	69,5	190,8
586	5	89,2	218,0	632	6	76,9	208,8	678	6	76,6	224,7
587	5	75,6	211,3	633	6	66,7	181,8	679	6	76,2	227,8
588	5	63,7	148,7	634	6	63,9	181,2	680	6	81,3	223,1
589	5	62,7	163,9	635	6	66,9	181,8	681	6	77,8	222,4
590	5	71,7	173,1	636	6	82,7	216,6	682	6	79,6	211,6
591	5	62,8	226,7	637	6	71,3	204,9	683	6	80,4	229,6
592	5	66,4	165,2	638	6	60,9	176,1	684	6	73,2	201,8
593	5	53,3	179,1	639	6	62,2	181,3	685	6	78,4	212,3
594	5	69,6	179,0	640	6	74,7	219,9	686	6	75,7	217,3
595	5	74,7	214,9	641	6	67,9	204,2	687	6	78,6	217,7
596	5	81,7	204,3	642	6	78,2	205,4	688	6	76,3	201,3
597	5	49,5	143,9	643	6	79,1	220,8	689	6	82,9	237,5
598	5	52,5	131,6	644	6	72,7	208,7	690	6	65,8	200,1

(continua)

Tabela 24 - População de 1242 observações de suínos da raça landrace com avaliação simultânea, na baía, das variáveis ganho de peso (Y_1) e consumo de ração (Y_2) em kg, obtidas no tempo, com a entrada de diferentes lotes (L) para o sistema.

N	L	Y_1	Y_2	N	L	Y_1	Y_2	N	L	Y_1	Y_2
691	6	55,4	167,1	737	6	63,8	172,0	783	7	74,5	207,5
692	6	64,6	172,8	738	6	74,7	196,1	784	7	69,8	184,9
693	6	68,5	185,6	739	6	65,5	181,4	785	7	83,3	234,0
694	6	77,7	212,3	740	6	74,3	200,0	786	7	73,0	204,2
695	6	80,7	215,1	741	6	72,9	207,3	787	7	70,9	204,0
696	6	74,3	225,5	742	6	69,8	187,3	788	7	73,1	212,1
697	6	69,3	199,2	743	6	68,6	205,2	789	7	68,9	198,2
698	6	66,7	182,2	744	6	63,0	167,2	790	7	75,3	211,4
699	6	71,5	206,9	745	6	80,5	218,3	791	7	70,5	209,1
700	6	57,5	171,5	746	7	71,4	196,2	792	7	78,1	221,4
701	6	77,9	260,7	747	7	67,1	187,3	793	7	75,5	208,4
702	6	76,0	213,1	748	7	78,7	240,7	794	7	75,8	219,0
703	6	80,7	222,0	749	7	68,9	185,9	795	7	78,3	200,6
704	6	66,8	187,5	750	7	64,1	203,8	796	7	73,4	207,5
705	6	60,8	164,9	751	7	80,4	219,8	797	7	74,5	217,4
706	6	67,8	195,6	752	7	58,9	172,1	798	7	64,4	186,1
707	6	77,2	210,3	753	7	83,7	249,3	799	7	69,1	183,8
708	6	64,9	181,6	754	7	75,3	207,4	800	7	63,1	180,5
709	6	75,3	182,3	755	7	69,1	184,9	801	7	73,2	208,8
710	6	71,6	194,7	756	7	80,9	215,8	802	7	82,1	212,3
711	6	83,2	242,3	757	7	78,9	204,5	803	7	76,7	211,8
712	6	77,8	225,5	758	7	80,2	230,5	804	7	68,9	191,2
713	6	66,3	180,7	759	7	80,0	222,1	805	7	58,2	169,8
714	6	74,5	214,6	760	7	72,5	211,8	806	7	79,0	226,1
715	6	76,5	198,0	761	7	70,9	185,0	807	7	72,4	211,7
716	6	77,2	206,7	762	7	68,6	180,5	808	7	70,7	201,1
717	6	77,1	207,4	763	7	81,9	237,8	809	7	64,7	157,7
718	6	71,6	197,1	764	7	79,4	236,1	810	7	63,7	169,4
719	6	73,2	197,3	765	7	79,4	215,9	811	7	71,1	204,5
720	6	55,9	150,9	766	7	61,1	168,0	812	7	69,5	210,3
721	6	75,5	199,3	767	7	80,4	222,4	813	7	75,6	221,0
722	6	74,9	213,7	768	7	75,8	211,1	814	7	57,5	157,7
723	6	75,0	209,3	769	7	60,6	188,8	815	7	61,9	157,6
724	6	66,8	189,3	770	7	76,2	211,5	816	7	58,6	172,1
725	6	74,5	204,7	771	7	75,8	207,5	817	7	76,1	220,9
726	6	69,1	199,9	772	7	77,8	212,5	818	7	68,2	185,5
727	6	67,2	182,1	773	7	69,8	192,6	819	7	81,1	225,3
728	6	69,6	198,4	774	7	70,0	198,6	820	7	66,4	190,6
729	6	73,2	202,1	775	7	72,6	198,3	821	7	91,6	266,2
730	6	72,2	200,4	776	7	77,5	225,3	822	7	82,3	212,1
731	6	77,5	204,6	777	7	80,6	239,6	823	7	80,3	222,3
732	6	64,1	190,3	778	7	67,5	191,4	824	7	75,1	192,2
733	6	61,2	151,1	779	7	74,1	209,6	825	7	74,1	205,0
734	6	73,0	202,1	780	7	66,4	199,4	826	7	57,8	157,9
735	6	67,7	174,1	781	7	63,0	175,4	827	7	76,6	219,6
736	6	75,7	199,9	782	7	75,6	206,6	828	7	83,0	230,8

(continua)

Tabela 24 - População de 1242 observações de suínos da raça landrace com avaliação simultânea, na baía, das variáveis ganho de peso (Y_1) e consumo de ração (Y_2) em kg, obtidas no tempo, com a entrada de diferentes lotes (L) para o sistema.

N	L	Y_1	Y_2	N	L	Y_1	Y_2	N	L	Y_1	Y_2
829	7	89,6	251,3	875	8	70,0	202,1	921	8	66,4	166,9
830	7	67,5	187,3	876	8	77,6	199,2	922	8	75,4	215,7
831	7	92,1	255,8	877	8	71,6	209,7	923	8	59,8	167,4
832	7	75,8	209,0	878	8	65,4	176,2	924	8	78,2	229,1
833	7	66,8	202,0	879	8	70,9	197,6	925	8	77,3	209,6
834	7	73,6	211,6	880	8	73,8	198,4	926	8	77,2	216,5
835	7	79,9	210,0	881	8	68,6	204,1	927	8	83,4	243,9
836	7	63,3	184,5	882	8	62,8	186,7	928	8	78,4	215,5
837	7	63,5	180,4	883	8	59,4	167,8	929	8	85,9	254,6
838	7	74,9	195,9	884	8	63,8	164,4	930	8	64,3	164,2
839	7	80,3	213,9	885	8	73,5	203,5	931	8	92,6	199,3
840	7	64,3	182,6	886	8	63,9	178,8	932	8	49,0	129,1
841	7	77,4	187,5	887	8	79,5	220,1	933	8	86,1	177,4
842	7	75,1	207,7	888	8	76,0	218,5	934	8	63,0	180,7
843	7	79,9	203,9	889	8	75,3	200,0	935	8	77,4	210,4
844	7	61,4	176,1	890	8	82,5	226,9	936	8	76,4	210,0
845	7	87,1	236,6	891	8	76,7	201,7	937	8	76,6	200,8
846	7	67,7	196,6	892	8	65,7	171,7	938	8	66,6	186,8
847	7	68,5	193,7	893	8	77,8	224,8	939	8	55,3	156,1
848	7	76,7	202,7	894	8	69,6	176,1	940	8	80,3	226,4
849	7	89,7	255,4	895	8	68,0	187,5	941	8	52,9	147,2
850	7	57,7	153,5	896	8	54,7	149,5	942	8	68,9	189,7
851	7	71,7	199,5	897	8	71,3	210,8	943	8	80,3	211,3
852	7	80,6	205,9	898	8	80,9	226,5	944	8	65,4	174,7
853	7	66,4	196,0	899	8	82,2	211,3	945	8	75,2	205,8
854	7	61,9	196,1	900	8	76,1	220,8	946	8	67,7	186,2
855	7	89,3	270,2	901	8	62,5	190,1	947	8	71,8	189,1
856	7	77,5	211,4	902	8	71,8	215,3	948	8	75,9	200,2
857	7	78,5	201,6	903	8	46,4	140,9	949	8	63,2	164,7
858	7	58,5	176,9	904	8	65,0	193,0	950	8	71,7	183,8
859	7	64,3	181,1	905	8	59,9	174,1	951	8	61,2	161,8
860	7	73,8	215,1	906	8	67,4	193,0	952	8	75,8	208,2
861	7	64,3	175,1	907	8	77,7	207,3	953	8	73,4	194,9
862	7	82,9	244,6	908	8	66,4	191,8	954	8	59,7	166,4
863	7	58,8	169,4	909	8	77,6	210,3	955	8	74,4	195,1
864	7	77,7	220,3	910	8	71,5	204,2	956	8	83,9	228,7
865	7	79,6	210,3	911	8	66,9	175,7	957	8	75,0	211,6
866	7	72,6	200,7	912	8	62,3	159,5	958	8	71,9	203,0
867	7	59,4	170,1	913	8	64,9	192,2	959	8	62,6	187,3
868	7	75,2	207,8	914	8	55,6	153,9	960	8	73,4	206,2
869	7	76,9	210,6	915	8	74,4	210,5	961	8	82,1	226,3
870	8	76,7	213,1	916	8	69,9	199,9	962	8	72,7	206,7
871	8	60,4	193,6	917	8	80,6	205,6	963	8	71,7	212,6
872	8	83,7	236,5	918	8	70,4	193,2	964	8	72,9	211,7
873	8	72,3	198,6	919	8	62,6	194,4	965	8	84,6	220,2
874	8	81,2	235,1	920	8	73,4	213,6	966	8	79,2	218,0

(continua)

Tabela 24 - População de 1242 observações de suínos da raça landrace com avaliação simultânea, na baia, das variáveis ganho de peso (Y_1) e consumo de ração (Y_2) em kg, obtidas no tempo, com a entrada de diferentes lotes (L) para o sistema.

N	L	Y_1	Y_2	N	L	Y_1	Y_2	N	L	Y_1	Y_2
967	8	75,5	200,1	1013	9	69,9	203,5	1059	9	72,4	186,7
968	8	67,6	200,9	1014	9	82,8	229,3	1060	9	77,1	216,0
969	8	71,1	205,9	1015	9	61,7	180,7	1061	9	71,7	204,5
970	8	85,2	247,0	1016	9	67,7	197,8	1062	9	73,5	207,5
971	8	74,7	200,3	1017	9	77,1	191,2	1063	9	73,4	203,9
972	8	68,7	197,1	1018	9	81,9	214,9	1064	9	75,9	215,3
973	8	72,3	205,8	1019	9	64,3	196,6	1065	9	64,8	192,5
974	8	69,3	198,7	1020	9	55,6	160,8	1066	9	69,4	204,2
975	8	71,9	199,3	1021	9	81,6	237,2	1067	9	68,9	198,5
976	8	83,9	246,5	1022	9	77,2	228,0	1068	9	76,4	209,0
977	8	74,1	200,3	1023	9	77,3	230,2	1069	9	77,8	207,0
978	8	78,5	220,8	1024	9	76,1	205,6	1070	9	77,3	207,2
979	8	84,2	212,2	1025	9	77,1	213,3	1071	9	75,2	226,7
980	8	54,0	177,4	1026	9	77,8	229,7	1072	9	72,4	207,2
981	8	71,9	210,2	1027	9	85,0	230,7	1073	9	60,4	165,1
982	8	62,4	176,9	1028	9	66,8	175,1	1074	9	66,9	182,9
983	8	81,4	235,0	1029	9	89,4	247,6	1075	9	73,6	214,3
984	8	58,1	170,0	1030	9	69,2	202,9	1076	9	66,3	184,5
985	8	79,7	223,0	1031	9	73,9	197,8	1077	9	77,3	216,5
986	8	74,9	202,3	1032	9	62,0	193,9	1078	9	77,1	223,0
987	8	70,6	188,4	1033	9	71,8	190,1	1079	9	63,7	169,7
988	8	58,3	152,4	1034	9	73,3	210,5	1080	9	70,2	185,2
989	8	76,9	200,6	1035	9	76,1	209,4	1081	9	72,1	199,4
990	8	77,6	227,6	1036	9	67,0	201,4	1082	9	77,5	204,2
991	8	79,6	207,3	1037	9	66,5	179,8	1083	9	73,9	220,8
992	8	73,6	220,8	1038	9	70,8	190,7	1084	9	68,9	191,1
993	8	75,5	218,6	1039	9	80,7	235,8	1085	9	78,3	221,5
994	9	72,8	216,4	1040	9	75,0	195,3	1086	9	70,8	201,7
995	9	67,2	196,3	1041	9	64,6	179,9	1087	9	73,2	212,1
996	9	61,4	182,6	1042	9	74,3	204,0	1088	9	74,3	200,2
997	9	76,1	211,1	1043	9	73,3	208,9	1089	9	58,6	165,3
998	9	74,1	218,6	1044	9	73,6	216,2	1090	9	77,5	210,7
999	9	79,4	221,9	1045	9	74,2	215,6	1091	9	59,0	175,7
1000	9	84,9	251,8	1046	9	73,1	200,8	1092	9	69,8	197,3
1001	9	70,6	204,6	1047	9	72,0	181,0	1093	9	73,9	215,4
1002	9	84,9	228,6	1048	9	72,4	204,9	1094	9	70,0	189,0
1003	9	79,9	214,9	1049	9	64,3	181,0	1095	9	77,7	197,4
1004	9	80,3	223,3	1050	9	77,3	198,7	1096	9	67,4	196,0
1005	9	68,5	200,8	1051	9	78,7	228,0	1097	9	70,7	195,9
1006	9	62,4	176,6	1052	9	77,1	216,1	1098	9	75,6	216,7
1007	9	69,9	187,1	1053	9	70,0	179,0	1099	9	79,1	224,3
1008	9	81,9	238,7	1054	9	73,5	206,5	1100	9	66,7	204,5
1009	9	70,7	195,8	1055	9	70,0	186,2	1101	9	78,5	220,5
1010	9	68,3	201,5	1056	9	73,3	212,3	1102	9	52,6	162,6
1011	9	75,7	208,3	1057	9	75,6	206,8	1103	9	61,3	158,4
1012	9	76,8	217,4	1058	9	64,0	168,1	1104	9	82,3	202,5

(continua)

Tabela 24 - População de 1242 observações de suínos da raça landrace com avaliação simultânea, na baía, das variáveis ganho de peso (Y_1) e consumo de ração (Y_2) em kg, obtidas no tempo, com a entrada de diferentes lotes (L) para o sistema.

N	L	Y_1	Y_2	N	L	Y_1	Y_2	N	L	Y_1	Y_2
1105	9	79,6	231,3	1151	10	73,4	201,3	1197	10	68,0	179,1
1106	9	66,7	178,5	1152	10	80,3	230,6	1198	10	72,6	199,9
1107	9	74,0	194,6	1153	10	53,7	174,9	1199	10	76,0	211,5
1108	9	64,4	185,2	1154	10	45,8	142,5	1200	10	68,6	186,5
1109	9	71,2	214,2	1155	10	71,7	205,8	1201	10	79,1	212,3
1110	9	75,0	197,2	1156	10	74,3	205,0	1202	10	71,7	203,2
1111	9	87,4	236,9	1157	10	74,2	201,5	1203	10	74,1	196,9
1112	9	74,7	218,3	1158	10	75,1	205,9	1204	10	62,9	188,1
1113	9	80,1	233,4	1159	10	59,0	167,9	1205	10	73,0	216,8
1114	9	68,4	198,2	1160	10	77,9	213,1	1206	10	89,8	240,5
1115	9	71,9	210,4	1161	10	63,8	181,9	1207	10	81,2	228,0
1116	9	69,0	191,4	1162	10	74,0	189,5	1208	10	72,6	216,2
1117	9	68,8	187,3	1163	10	67,0	171,4	1209	10	60,9	175,9
1118	10	69,8	200,5	1164	10	70,5	202,0	1210	10	73,2	199,8
1119	10	64,0	206,9	1165	10	71,3	177,7	1211	10	80,4	236,1
1120	10	62,1	170,7	1166	10	57,8	161,7	1212	10	67,5	175,1
1121	10	80,6	224,8	1167	10	62,2	167,2	1213	10	75,5	205,6
1122	10	71,0	194,5	1168	10	79,1	211,6	1214	10	78,0	219,7
1123	10	71,4	183,7	1169	10	50,7	146,4	1215	10	67,1	197,1
1124	10	75,6	211,6	1170	10	82,8	236,6	1216	10	63,8	171,3
1125	10	85,0	231,0	1171	10	75,4	203,2	1217	10	77,2	228,7
1126	10	69,2	177,6	1172	10	67,8	186,6	1218	10	72,8	195,9
1127	10	72,5	210,7	1173	10	74,3	214,7	1219	10	74,9	213,3
1128	10	77,2	213,1	1174	10	68,5	193,0	1220	10	71,4	201,1
1129	10	61,7	201,3	1175	10	73,8	184,2	1221	10	81,9	226,9
1130	10	70,0	200,6	1176	10	84,1	237,8	1222	10	72,9	225,3
1131	10	62,2	165,0	1177	10	79,2	210,1	1223	10	73,2	212,6
1132	10	75,0	205,1	1178	10	81,7	207,4	1224	10	75,7	213,8
1133	10	70,0	196,3	1179	10	74,6	200,4	1225	10	70,0	184,9
1134	10	70,2	197,2	1180	10	56,9	157,9	1226	10	72,5	209,2
1135	10	76,5	208,5	1181	10	64,5	187,4	1227	10	68,5	196,1
1136	10	64,6	182,8	1182	10	66,5	190,9	1228	10	75,0	209,2
1137	10	77,2	213,8	1183	10	71,3	198,4	1229	10	62,6	164,3
1138	10	81,8	236,2	1184	10	84,1	221,4	1230	10	70,0	235,3
1139	10	81,2	239,8	1185	10	78,2	216,1	1231	10	92,4	249,4
1140	10	73,6	213,2	1186	10	75,5	198,8	1232	10	68,8	193,8
1141	10	58,6	168,4	1187	10	71,4	168,9	1233	10	63,5	164,9
1142	10	54,0	151,6	1188	10	75,4	207,9	1234	10	54,0	152,7
1143	10	75,8	214,7	1189	10	83,8	273,9	1235	10	70,2	197,5
1144	10	70,9	201,9	1190	10	86,1	239,0	1236	10	63,8	166,7
1145	10	80,6	221,6	1191	10	85,4	234,7	1237	10	72,7	209,1
1146	10	74,9	205,9	1192	10	77,2	201,5	1238	10	75,0	204,0
1147	10	71,4	177,9	1193	10	81,8	237,4	1239	10	71,5	202,1
1148	10	79,7	218,1	1194	10	72,5	216,4	1240	10	73,5	185,2
1149	10	93,6	219,6	1195	10	75,3	202,7	1241	10	76,4	200,9
1150	10	74,7	205,4	1196	10	85,3	240,6	1242	10	77,0	232,6