

DESBALANCEAMENTO DE SEXO NA PARCELA EM EXPERIMENTOS COM AVES¹

ALFREDO R. DE FREITAS e ANTONIO L. GUIDONI²

RESUMO - Estudou-se a influência do desbalanceamento de sexo na parcela, em frangos de corte, em quatro idades (I) de abate: 44, 48, 52 e 56 dias e cinco tamanhos de parcelas (TP): 10(P10), 20 (P20), 30(P30), 40(P40) e 50(P50) aves. O trabalho foi realizado no Centro Nacional de Pesquisa de Suínos e Aves, em Concórdia, SC, em 1986, com os dados de pesagens (Pi) obtidos por simulação. Cada combinação I e TP constituiu um experimento, sendo o tratamento-controle (TC) atribuído à parcela com 50% machos (M) e 50% fêmeas (F). Os demais tratamentos foram organizados considerando-se todas as combinações de sexo na parcela, mantendo-se o número de aves de um determinado sexo igual ao TC. Os graus de concordância, de enfiamento e de achatamento dos valores de Pi, com a distribuição normal, foram medidos, respectivamente, pela estatística D de Lilliefors, do coeficiente de assimetria (a3) e de curtose (a4). O desbalanceamento de sexo (ds) na parcela altera o nível de significância na comparação de tratamento, sendo o desbalanceamento com relação a machos mais prejudicial que o de fêmeas. Uma diferença de aproximadamente 0,20% na média de qualquer tratamento em relação ao controle, devido ao ds, é suficiente para alterar o nível de significância na vizinhança de $\alpha = 0,05$, em experimentos com dez ou mais aves por parcela.

Termos para indexação: comparação de tratamentos, frangos de corte, peso corporal, simulação.

UNBALANCED SEX IN PLOT IN EXPERIMENTATION WITH CHICKENS

ABSTRACT - The influence of unbalanced sex in the plot of broilers was studied in four ages for slaughtering (A): 44, 48, 52 and 56 days, and five size plots (P): 10 (P10); 20 (P20); 30 (P30); 40 (P40) and 50 (P50) birds. The experiment was carried out in the Centro Nacional de Pesquisa de Suínos e Aves (Swine and Poultry National Research Center) at Concórdia, SC, Brazil, in 1986, with weight data (Wi) obtained by simulation. Each combination A and P resulted an experiment, and the plot containing 50% males (M) and 50% females (F) was considered the control treatment (CT). The other treatments were organized considering all of the sex combinations in the plot, maintaining the number of birds of a determined sex equal to the control treatment (CT). The agreement, the slope and the squash of the Wi data with the normal distribution were calculated respectively by Lilliefors test (D), coefficient of asymmetry (a3) and coefficient of kurtosis (a4). The influence of unbalanced sex (US) alters the level of significancy in the comparison of treatments. The unbalance in relation to males is more severe than in relation to females. A difference of about 0,20% in the average of any treatment compared to the control, due to US, is enough to alterate the significancy level around $\alpha = 0.05$ in experiments with more than ten birds by plot.

index terms: comparison of treatments, broilers, body weight, simulation.

INTRODUÇÃO

Na pesquisa com aves para corte, quando se estudam variáveis de desempenho e de características de carcaça, a maioria dos experimentos são conduzidos, para a simulação das condições naturais, com aves de ambos os sexos. Tradicionalmente, pintos de um dia de idade são distribuídos aleatoriamente nas parcelas, considerando-se o balanceamento de sexo. Entretanto, por motivos de

doenças, mortes, erros de sexagem, entre outros, geralmente ocorre um desequilíbrio na parcela ao final do experimento.

Para a análise estatística das variáveis de desempenho, geralmente se considera a média aritmética da parcela, independentemente de sexo. Este procedimento, dependendo do grau de desbalanceamento de sexo na parcela, pode induzir o pesquisador a uma falsa aceitação ou rejeição da hipótese de nulidade, devido a um confundimento de efeito de sexo e de tratamento. Isto acontece porque o peso médio dos machos, a partir de uma semana de idade, aproximadamente, é superior ao peso das fêmeas, sendo que, por ocasião do abate,

¹ Aceito para publicação em 31 de março de 1988.

² Eng. - Agr., M.Sc., EMBRAPA/Centro Nacional de Pesquisa de Suínos e Aves (CNPISA), Caixa Postal D-3, CEP 89700 Concórdia, SC.

esta diferença, geralmente, é superior a 30% (Parks 1982, Freitas et al. 1984).

Quando se analisam variáveis de carcaça, a situação é mais grave ainda, pois, geralmente, são realizadas amostragens nas parcelas, e qualquer grau de desequilíbrio de sexo reflete-se com maior intensidade.

Com o propósito de minimizar esses efeitos, algumas práticas são adotadas, como, por exemplo, a manutenção de boxes-reservas com os mesmos tratamentos, cálculo da média ponderada, considerando-se o número de aves de cada sexo na parcela, entre outras. Essas medidas, mesmo sendo usadas com rigor, podem apresentar sérios inconvenientes, principalmente quando se utiliza um pequeno número de repetições (duas a quatro) por tratamento, onde o efeito do confinamento de sexo e de tratamentos se refletirá com maior intensidade.

O objetivo do presente trabalho é estudar, através da simulação de dados do peso corporal, a influência do desbalanceamento de sexo na parcela, na comparação dos tratamentos.

MATERIAL E MÉTODOS

Planejamento dos experimentos

Foram simulados 20 experimentos, resultantes da combinação de quatro idades de abate: 44 (I44), 48 (I48), 52 (I52) e 56 (I56) dias de idade, e cinco tamanhos de parcelas: 10 (P10), 20 (P20), 30 (P30), 40 (P40) e 50 (P50). Os tratamentos, com 15 repetições cada, foram organizados considerando-se todas as combinações de sexo na parcela, sendo o controle atribuído à parcela com 50% machos e 50% fêmeas. (Tabela 1).

Notações e definições usadas por experimento

- i = indica a i -ésima observação dentro de sexo;
- μ = média de peso por sexo usada como partida na simulação de pesos;
- σ = desvio-padrão associado a μ ;
- N = número de aves de cada sexo;
- P_i = i -ésimo peso obtido por simulação;
- U_i = i -ésimo número aleatório pertencente à seqüência U_1, \dots, U_N , independentes entre si, tal que $U_i \in (0,1)$;

$$\bar{P} = \sum_{i=1}^N P_i / N;$$

\bar{TC} = média do tratamento controle;

- \bar{T} = média do tratamento não-controle;
- \bar{Y} = $\bar{T} - \bar{TC}$, estimativa do contraste de cada tratamento em relação ao controle;
- H_0 = hipótese de nulidade;
- H_a = hipótese alternativa;
- $F(\alpha; 1; v)$ = valor de F tabelado ao nível α de probabilidade com 1 e v graus de liberdade;
- P = peso médio da parcela correspondente ao tratamento não-controle;
- PC = peso médio da parcela correspondente ao tratamento controle;
- $t(\alpha/2; v)$ = valor de t de Student tabelado ao nível $\alpha/2$ de probabilidade e v graus de liberdade;
- S = desvio-padrão dos dados de pesagem de cada sexo;
- $m_r = \sum_{i=1}^N (P_i - \bar{P})^r / N$ é o momento de r -ésima ordem centrado na média;
- $\sim N(\mu, \sigma^2)$ = distribuição normal com média μ e variância σ^2 ;
- $d(\alpha; N)$ = estatística de Lilliefors tabelada para o nível α de probabilidade e tamanho de amostra N ;
- QMR = quadrado médio residual da análise de variância;
- gl = número de graus de liberdade associado ao QMR;
- J = número de repetições por tratamento;
- K = número de tratamentos.

Simulação de dados

Os dados de pesagens P_i , em cada sexo e experimento, com $\sim N(\mu; \sigma^2)$, foram simulados através da fórmula:

$$P_i = \mu + W_i \cdot \sigma, \text{ sendo:}$$

$$W_i = \frac{\sum_{i=1}^n (U_i - n/2)}{\sqrt{n/12}}, \text{ obtido através da aproximação do teorema do limite central com } n = 12 \text{ (Barr et al. 1982).}$$

A rotina em linguagem BASIC utilizada para a geração de uma amostra de valores P_i ($i = 1, \dots, N$) foi:

```

10 RANDOMIZE
20 INPUT "MÉDIA, DESVIO-PADRÃO, TAMANHO da amostra"; μ, σ, N
30 FOR I = 1 TO N
40 LET W = -6
50 FOR J = 1 TO 12
60 LET W = W + RND
70 NEXT J
80 LET P = μ + W * σ
90 NEXT I

```

TABELA 1. Distribuição do número de aves (M = machos; F = fêmeas), considerando-se os vários tratamentos e o tamanho de parcelas. O mesmo esquema foi utilizado em quatro idades de abate: 44, 48, 52 e 56 dias de idade.

Tratamento	Tamanho da parcela									
	10 aves		20 aves		30 aves		40 aves		50 aves	
	M	F	M	F	M	F	M	F	M	F
1	5	0	10	0	15	0	20	0	25	0
2	5	1	10	1	15	1	20	1	25	1
3	5	2	10	2	15	2	20	2	25	2
4	5	3	10	3	15	3	20	3	25	3
5	5	4	10	4	15	4	20	4	25	4
6	5	5	10	5	15	5	20	5	25	5
7	0	5	10	6	15	6	20	6	25	6
8	1	5	10	7	15	7	20	7	25	7
9	2	5	10	8	15	8	20	8	25	8
10	3	5	10	9	15	9	20	9	25	9
11	4	5	10	10	15	10	20	10	25	10
12			0	10	15	11	20	11	25	11
13			1	10	15	12	20	12	25	12
14			2	10	15	13	20	13	25	13
15			3	10	15	14	20	14	25	14
16			4	10	15	15	20	15	25	15
17			5	10	0	15	20	16	25	16
18			6	10	1	15	20	17	25	17
19			7	10	2	15	20	18	25	18
20			8	10	3	15	20	19	25	19
21			9	10	4	15	20	20	25	20
22					5	15	0	20	25	21
23					6	15	1	20	25	22
24					7	15	2	20	25	23
25					8	15	3	20	25	24
26					9	15	4	20	25	25
27					10	15	5	20	0	25
28					11	15	6	20	1	25
29					12	15	7	20	2	25
30					13	15	8	20	3	25
31					14	15	9	20	4	25
32							10	20	5	25
33							11	20	6	25
34							12	20	7	25
35							13	20	8	25
36							14	20	9	25
37							15	20	10	25
38							16	20	11	25
39							17	20	12	25
40							18	20	13	25
41							19	20	14	25
42									15	25
43									16	25
44									17	25
45									18	25
46									19	25

TABELA 1. Continuação.

Tratamento	Tamanho da parcela									
	10 aves		20 aves		30 aves		40 aves		50 aves	
	M	F	M	F	M	F	M	F	M	F
47									20	25
48									21	25
49									22	25
50									23	25
51									24	25

Os valores de μ e σ , usados como partida na simulação de P_i , foram obtidos de experimentos realizados com frangos de corte (Freitas et al. 1984), e são apresentados na Tabela 2.

Testes de normalidade, assimetria e curtose

Para verificar se a verdadeira distribuição, F_0 da amostra de valores P_i ($i = 1, \dots, N$) concorda com a distribuição normal F , calculou-se a estatística D de Lilliefors (Campos 1983), definida por:

$D = \text{máximo} |F_0(Z_i) - S_N(Z_i)|$, onde:

$$F_0(Z) = P(z \leq Z) = \int_{-\infty}^Z e^{-z^2/2} dz, \text{ representa a área}$$

da curva normal padronizada da variável $Z_i = \frac{P_i - \bar{P}}{S}$, onde $Z_i \in N(0,1)$.

$S_N(Z_i) = \frac{K}{N}$, onde K é o número de observações $Z_i \leq P_i$, na amostra de tamanho N .

O teste de hipótese formulado foi $H_0: F(Z) \equiv F_0(Z)$ vs $H_a: F(Z) \neq F_0(Z)$.

Rejeitou-se H_0 se $D \geq d_{0,05;N}$.

Os graus de assimetria e de curtose foram estimados respectivamente pelos coeficientes b_1 e b_2 (Riboldi 1977), definidos por:

TABELA 2. Média μ e respectivo desvio-padrão σ , usados como partida na simulação das amostras de pesos de frangos.

Idade (dias)	Machos		Fêmeas	
	μ	σ	μ	σ
44	1.464,1	135,4	1.205,9	113,3
48	1.753,2	144,2	1.404,7	105,9
52	1.995,9	164,7	1.578,2	121,2
56	2.445,5	234,9	1.857,9	138,8

$$b_1 = m_3 \cdot m_2^{-3/2} \text{ e } b_2 = m_4 \cdot m_2^{-2} \text{ onde}$$

$$m_r = \sum_{i=1}^N (P_i - \bar{P})^r \cdot N^{-1}$$

A hipótese formulada, considerando-se $a_3 = b_1$ e $a_4 = b_2 - 3$ foi $H_0: a_r = 0$ vs $H_a: a_r \neq 0$.

Rejeitou-se H_0 se $tc \geq t(\alpha/2; \infty)$, onde:

$$tc = \frac{a_r - 0}{\sqrt{V(a_r)}}, \text{ sendo:}$$

$$V(a_3) = 6N(N-1)/(N-2)(N+1)(N+3) \text{ e}$$

$$V(a_4) = 24N(N-1)^2/(N-3)(N-2)(N+3)(N+5)$$

Teste de homogeneidade de variâncias

Para verificar a homogeneidade, estruturou-se o seguinte teste de hipótese:

$H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \dots = \sigma_K^2$ vs $H_a: \sigma_i^2 \neq \sigma_j^2$ para algum par i, j onde $(i \leq j = 1, 2, \dots, K)$

Em cada experimento, calculou-se a estatística F (Dixon & Massey Junior 1969), que é uma modificação do teste de Bartlett & Kendall (1946), definida por:

$$F = \frac{V_2 M}{V_1 (b - M)}, \text{ onde:}$$

$$V_1 = K - 1;$$

$$V_2 = \frac{K+1}{C^2};$$

$$b = \frac{1 - C + \frac{2}{V_2}}{V_2};$$

$$C = \frac{K+1}{3K(J-1)};$$

$$M = 2,3026 \left\{ (J-1) \left[K \log \bar{S}^2 - \sum_{i=1}^K \log S_i^2 \right] \right\}, \text{ sendo:}$$

S_i^2 = estimativa da variância do i-ésimo tratamento; e

$$\bar{S}^2 = \frac{\sum_{i=1}^K S_i^2}{K}, \text{ a estimativa da variância média por experimento.}$$

Rejeita-se H_0 se $F > F(v_1; v_2; \alpha)$. Como v_2 geralmente, não é um número inteiro, os valores de $F(v_1, v_2, \alpha)$ podem ser obtidos de tabelas construídas através de algoritmo especial (Mardia & Zemroch 1978).

Comparação tratamento versus controle

Foi estimado o erro médio percentual (ψ) de cada tratamento em relação ao controle, definido por:

$$(\psi) = \frac{100}{J} \sum_{j=1}^J \frac{(P_j - PC_j)}{PC_j}$$

Para cada contraste $\hat{Y} = \bar{T} - \bar{TC}$, foi determinado o erro médio percentual absoluto ($\hat{\gamma}$) em relação ao tratamento controle, dado por:

$$(\hat{\gamma}) = \frac{100 |Y|}{TC} \quad (1)$$

Para testar a hipótese $H_0: \gamma = 0$ vs $H_a: \gamma \neq 0$, considerou-se o procedimento descrito a seguir:

- a hipótese formulada para qualquer contraste do tipo $\hat{\gamma} = \bar{T} - \bar{TC}$ é:

$$H_0: Y = 0 \text{ vs } H_a: Y \neq 0 \quad (2)$$

Rejeita-se H_0 , se

$$tc > t(\alpha/2; glr) \quad (3), \text{ onde:}$$

$$tc = \frac{|\hat{Y} - 0|}{\sqrt{\frac{2 QMR}{J}}} \quad (4)$$

- considerando-se apenas a igualdade da inequação (3) e substituindo em (4), obtém-se:

$$|\hat{Y}| = t(\alpha/2; glr) \sqrt{\frac{2 QMR}{J}} \quad (5)$$

- Através da substituição de (5) em (1), obtém-se, finalmente, a expressão

$$\hat{\gamma} = \frac{100}{TC} \cdot t(\alpha/2; glr) \sqrt{\frac{2 QMR}{J}}$$

O valor de $\hat{\gamma}$ indica o erro médio percentual absoluto, mínimo, do contraste de cada tratamento em relação ao controle, que difere significativamente de zero ao nível α de probabilidade.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os valores dos pesos e respectivos desvios-padrão (Tabela 2) usados como partida para a simulação dos dados de pesagens, por sexo, em cada experimento, foram obtidos de aves Pilch, aos 44, 48, 52 e 56 dias de idade. As demais linhagens de frangos de corte, tradicionalmente usadas, certamente apresentam comportamento diferente quanto ao peso para estas idades. Entretanto, quando considerado dentro do período de abate, a partir dos 44 dias, a relação de pesos machos/fêmeas, dentro de uma linhagem, é, aproximadamente, constante (Parks 1982, Freitas et al. 1984, Grossman et al. 1985), permitindo, portanto, a validação dos resultados deste trabalho em diversas situações práticas.

Para medir o grau de concordância dos dados simulados de cada amostra com a distribuição normal, foram calculados os coeficientes de assimetria (b_1), de curtose (b_2) e estatística D de Lilliefors (Tabela 3). Em todas as amostras simuladas, aceitou-se a hipótese de nulidade (H_0), ao nível de 5% de probabilidade, admitindo-se, portanto, a normalidade dos dados.

Em todos os experimentos, exceção dos que possuíam dez aves por parcela, os valores calculados para os coeficientes de assimetria foram negativos ($b_1 < 0$). Este comportamento, geralmente, não é esperado (Toledo & Ovalle 1985); entretanto, este fato isolado não assume relevância, uma vez que os valores de b_1 não diferiram estatisticamente de zero (Tabela 3). Com respeito aos coeficientes de curtose (b_2), observou-se, em todos os experimentos, uma tendência de as amostras apresentarem uma distribuição mais achatada, quando comparada com a normal ($b_2 = 3$).

Através dos valores da estatística F ($V_1; V_2$) de Dixon & Massey Júnior (1969), apresentados na Tabela 4, não foi provado heterogeneidade de variância ($P > 0,50$), em nenhum dos experimentos. Conseqüentemente, todas as pressuposições requeridas para a análise de variância do presente trabalho foram atendidas.

TABELA 3. Coeficientes de assimetria (b_1), de curtose (b_2) e estatística D de Lilliefors obtidos para frangos machos (M) e fêmeas (F) em cada experimento, considerando quatro idades de abate e cinco tamanhos de parcela.

Idade de abate (dias)	*	Tamanho da parcela									
		10 aves		20 aves		30 aves		40 aves		50 aves	
		5M	5F	10M	10F	15M	15F	20M	20F	25M	25F
44	b_1	0,0605	0,0615	-0,0929	-0,0974	-0,1212	-0,1240	-0,0884	-0,0864	-0,1422	-0,1423
	b_2	2,8291	2,8416	2,5923	2,6202	2,5561	2,5750	2,4901	2,5269	2,7535	2,6798
	D	0,0432	0,0431	0,0554	0,0553	0,0508	0,0508	0,0419	0,0419	0,0246	0,0246
48	b_1	0,0525	0,0589	-0,0916	-0,0935	-0,1229	-0,1179	-0,0881	-0,0875	-0,1511	-0,1439
	b_2	2,8659	2,8761	2,6070	2,5835	2,6134	2,5613	2,5579	2,4648	2,7296	2,7174
	D	0,0432	0,0431	0,0554	0,0553	0,0508	0,0508	0,0419	0,0419	0,0246	0,0245
52	b_1	0,0592	0,0518	-0,0887	-0,0905	-0,1222	-0,1222	-0,0894	-0,0871	-0,1422	-0,1530
	b_2	2,8608	2,8636	2,6181	2,5829	2,5834	2,5914	2,4634	2,5160	2,7493	2,7627
	D	0,0432	0,0432	0,0554	0,0553	0,0508	0,0508	0,0419	0,0419	0,0246	0,0246
56	b_1	0,0631	0,0576	-0,0904	-0,0904	-0,1239	-0,1193	-0,0806	-0,901	-0,1476	-0,1453
	b_2	2,8732	2,8760	2,6900	2,6877	2,6898	2,5730	2,5031	2,4897	2,7528	2,6676
	D	0,0432	0,0432	0,0554	0,0554	0,0508	0,0508	0,0419	0,0419	0,0245	0,0246

* Em todos os experimentos aceitou-se a hipótese de nulidade (H_0), ao nível de 5% de probabilidade, concluindo-se que os dados têm distribuição normal.

TABELA 4. Estimativas da estatística F (V_1, V_2)*, de Dixon & Massey Júnior (1969), para testar a homogeneidade de variâncias de tratamento em cada experimento.

Idade de abate (dias)	Tamanho da parcela				
	10 aves	20 aves	30 aves	40 aves	50 aves
	F (10; ∞)	F (20; ∞)	F (30; ∞)	F (40; ∞)	F (50; ∞)
44	0,3078	0,1888	0,2502	0,2777	0,1822
48	0,2731	0,1612	0,2194	0,2508	0,1587
52	0,3879	0,2510	0,3194	0,3433	0,2399
56	0,5453	0,3758	0,4559	0,4636	0,3516

* Em todos os experimentos, o nível mínimo de significância, para a rejeição de H_0 , foi maior que 50,0%, indicando que as variâncias são bastante homogêneas.

A Fig. 1 apresenta as estimativas do erro médio percentual ($\hat{\psi}$) da variável peso de cada tratamento, comparado ao controle. Na parte superior de cada gráfico, o número de machos na parcela é constante e o número de fêmeas aumenta de uma unidade nos tratamentos sucessivos, em direção ao controle. Na parte inferior, o número de fêmeas é constante na parcela, enquanto que o número de machos aumenta de uma unidade nos sucessivos tratamentos, quando se afastam do controle.

Independentemente do tamanho da parcela e da idade de abate, observa-se, nos gráficos (Fig. 1), que o valor absoluto de $\hat{\psi}$ sugere um comporta-

mento exponencial em relação ao grau de desbalanceamento de sexo na parcela, indicando que, na experimentação com aves de corte, quando se testam níveis de fatores quantitativos ou qualitativos, a redução sistemática de uma ave, de determinado sexo, na parcela em todas as repetições, acarreta, em média, um erro ($\hat{\psi}$) de 1%, quando comparado ao controle, aumentando exponencialmente para 14%, em média, quando ocorre um desbalanceamento total.

Com o propósito de estudar a influência da amplitude de variação nos valores de $\hat{\psi}$, de 1% a 14%, na comparação dos tratamentos, calculou-se

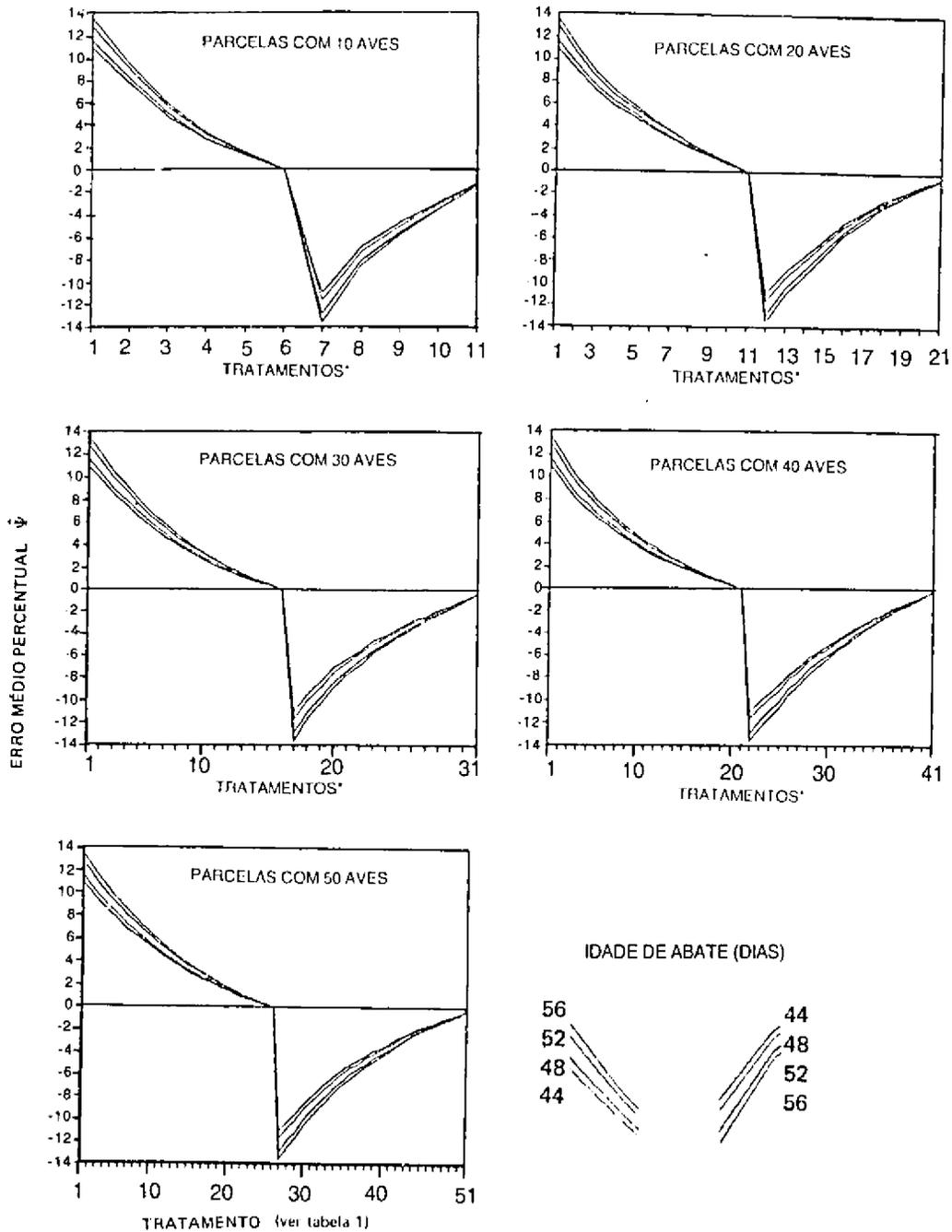


FIG. 1. Estimativas do Erro Percentual (Ψ) do peso médio da parcela de cada tratamento (P) em relação ao controle (PC).

$$\Psi = 100/J \cdot \sum_{j=1}^J (P_j - PC_j)/PC_j; \text{ onde}$$

J é o número de repetições por tratamento.

o erro médio percentual absoluto, mínimo ($\hat{\gamma}$), do contraste de cada tratamento em relação ao controle, que difere significativamente de zero a um nível α de probabilidade (Fig. 2). Para um nível α e idade de abate fixos, observa-se que os valores de $\hat{\gamma}$ diminuem com o aumento do tamanho da parcela, indicando que, com parcelas maiores, valores pequenos de $\hat{\gamma}$ exercem grande influência na rejeição ou aceitação de H_0 . Um erro de 0,25% de qualquer tratamento, em relação ao controle, em experimentos com dez aves por parcela, ou de 0,11% em parcelas com 50 aves, é suficiente para mudar o nível de significância de $\alpha = 0,05$ para $\alpha = 0,07$. Nos experimentos tradicionais com aves de corte, em que se utilizam de cinco a dez tratamentos, com quatro a seis repetições, este erro corresponde a menos de uma ave por parcela, pois, além de erros de sexagem, o que é aceitável até 5%, ocorre morte ou eliminação de animais por doenças ou outros motivos.

Como ilustração, seja um experimento com dez tratamentos, cinco repetições e 50 aves por unidade experimental (25M e 25F), que apresentou QMR = 1.200,00 com 40 graus de liberdade. Sejam, ainda, $\hat{m}_1 = 1788,0$ g e $\hat{m}_2 = 1828,8$ g as estimativas das médias dos tratamentos 1 e 2, respectivamente, obtidas com número completo de aves na parcela em todas as repetições.

A comparação dessas duas médias, através da equação (4), resulta $t = 1,86$. Com base neste valor, $\hat{m}_1 \neq \hat{m}_2$ ao nível de 7% de probabilidade ($\alpha = 0,07$) ou, por outro lado, considerando-se $\alpha = 0,05$ como nível crítico para a tomada de decisão, aceita-se que $\hat{m}_1 = \hat{m}_2$. Admitindo-se, entretanto, que uma ocorrência de mortes de fêmeas provocou uma alteração no valor de $\hat{m}_2 = 1828,2$ g para $\hat{m}'_2 = 1832,3$ g, o valor do teste t calculado em (4) na comparação de \hat{m}_1 e \hat{m}'_2 é 2,04, concluindo-se que $\hat{m}_1 \neq \hat{m}'_2$ ao nível de 5% de probabilidade. Ora, como, em média, por ocasião do abate, o peso médio de machos é 30% superior ao das fêmeas, o número de aves mortas (NF) é responsável pela alteração de $\hat{m}_2 = 1828,8$ g para $\hat{m}'_2 = 1832,3$ g, para ser obtido através da fórmula:

$$NF = \frac{N(Y + X - 2P)}{X - P} \quad (6), \text{ onde:}$$

$N = 125$ é o número de aves de cada sexo por tratamento;

$X = 1589,5$ e $Y = 2066,4$ g indicam respectivamente os pesos médios de fêmeas e de machos no tratamento 2;

$P = 1832,3$ é o peso médio do tratamento 2, após a ocorrência de morte de fêmeas.

Substituindo-se esses valores em (6), obtém-se $NF = 4,5$ aves, o que corresponde a 3,6% de mortes no tratamento.

Para exemplificar o desbalanceamento com machos, sejam as estimativas das médias dos tratamentos 3 e 4, respectivamente $\hat{m}_3 = 1788,0$ g e $\hat{m}_4 = 1747,2$ g, obtidas com as parcelas balanceadas com relação a sexo. Na comparação dessas duas médias, obtém-se $t = 1,86$, ou seja, $\hat{m}_3 \neq \hat{m}_4$, somente ao nível de 7% de probabilidade. Admitindo-se que houve um desbalanceamento em relação ao número de machos, no tratamento 4, a estimativa $\hat{m}_4 = 1747,2$ g foi alterada para $\hat{m}'_4 = 1743,7$. O novo valor t é igual a 2,02, significativo ao nível $\alpha = 0,05$. Aplicando-se devidamente a equação (6), determina-se que o número de machos mortos foi de 3,8 aves, cerca de 3,00% do tratamento, indicando que o desbalanceamento com relação a machos é mais grave que o de fêmeas.

Com o intuito de minimizar a interferência do desbalanceamento na comparação dos tratamentos, algumas práticas são utilizadas, tais como:

1. manutenção de boxes reservas do experimento-base, para a substituição de aves eliminadas. Este tipo de manejo, no entanto, tem o inconveniente de onerar bastante o custo da experimentação;

2. manutenção do mesmo número de aves de cada sexo na parcela. Este procedimento altera a densidade (número de aves/m²) nas parcelas do experimento e, conseqüentemente, o efeito social;

3. maximização do coeficiente de confiança nos testes de hipóteses, isto é, aceitar ou rejeitar H_0 a um nível de significância mais rígido. Por exemplo, adotar 3%, ao invés de 5%. Na prática, o uso desta alternativa não é tão comum, pelo fato de as tabelas, normalmente, apresentarem apenas os níveis de 5% e 1% de probabilidade.

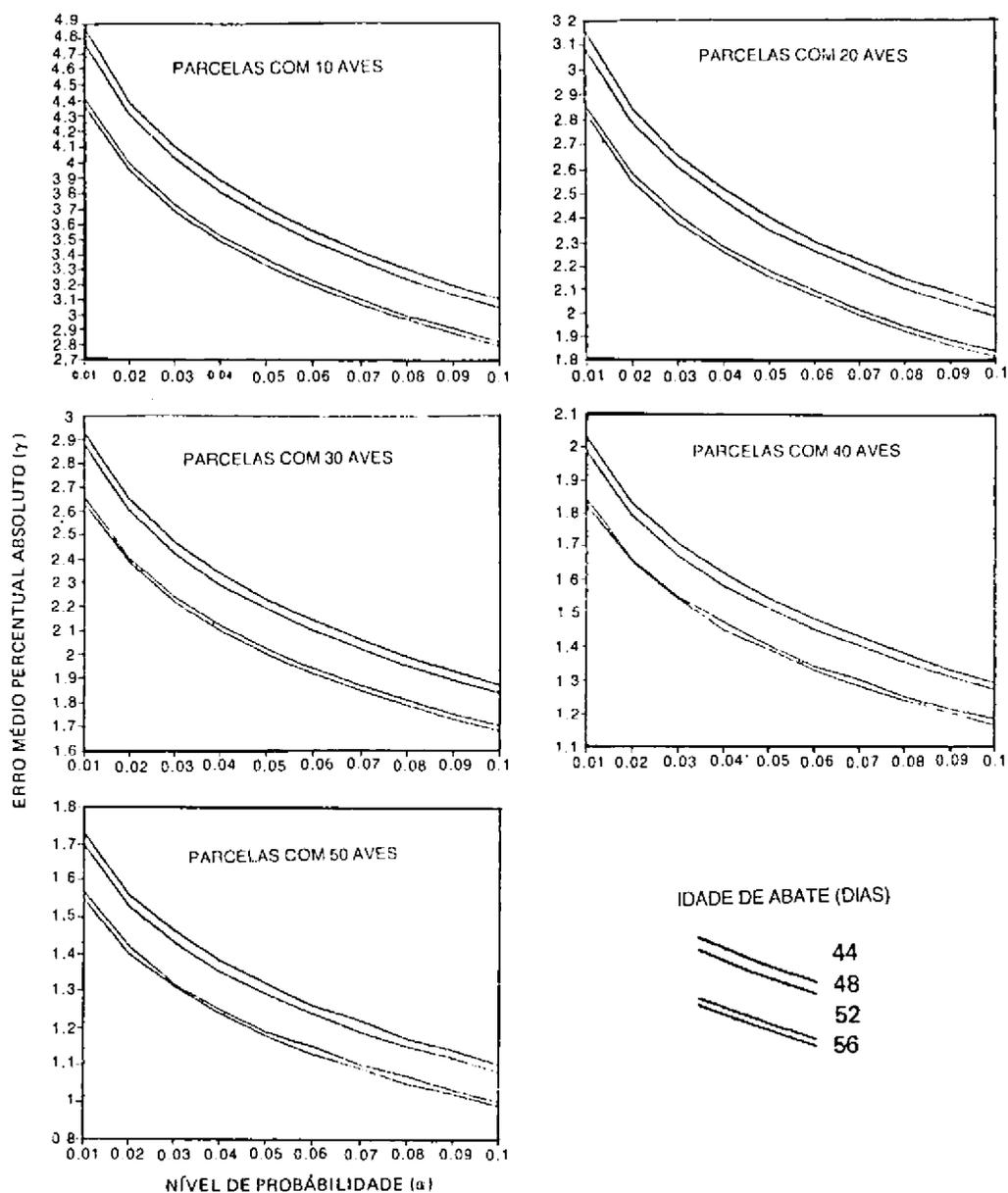


FIG. 2. Erro médio percentual absoluto, mínimo (γ), do contraste de cada tratamento em relação ao controle (TC), que difere significativamente de zero a um nível de α de probabilidade.

$$\gamma = 100/TC \cdot t(\alpha/2; glr) \cdot \sqrt{QMR/J}, \text{ onde:}$$

J é o número de repetições por tratamento; $t(\alpha/2; glr)$ é o valor de t tabelado ao nível α de probabilidade com glr graus de liberdade associado ao QMR.

Uma sugestão prática e eficiente seria a utilização da prática adotada no item 3, do parágrafo anterior, incluindo, no modelo de análise, o número de aves (machos e fêmeas) da parcela como covariável.

CONCLUSÕES

1. O desbalanceamento de sexo na parcela altera o nível de significância na comparação de tratamentos, sendo o desbalanceamento com relação a machos mais prejudicial que o de fêmea.

2. Uma diferença de aproximadamente 0,20% de qualquer tratamento em relação ao controle, devido ao desbalanceamento de sexo, é suficiente para alterar o nível de significância na vizinhança de $\alpha = 0,05$, em experimentos com dez ou mais aves por parcela.

REFERÊNCIAS

- BARR, A.J.; GOODNIGHT, J.H.; SALL, J.P.; BLAIR, W.H.; CHILKO, D.K. SAS user's guide. Raleigh, SAS Institute, 1982. 584p.
- BARTLETT, M.S. & KENDALL, M.S. The statistical analysis of variance; heterogeneity and the logarithmic transformations. *J.R. Stat. Soc.*, 8(1): 128-38, 1946.
- CAMPOS, H. de. *Estatística experimental não-paramétrica*. 4.ed. Piracicaba, ESALQ, 1983. 349p.
- DIXON, W.J. & MASSEY JUNIOR, F.J. *Introduction to statistical analysis*. 3.ed. London, McGraw-Hill, 1969. 638p.
- FREITAS, A.R. de; ALBINO, L.F.T.; MICHELAN FILHO, T.; ROSSO, L.A. de. Modelos de curvas de crescimento em frangos de corte. *Pesq. agropec. bras.*, 19(9):1057-64, 1984.
- GROSSMAN, M.; BOHREN, B.B.; ANDERSON, V.L. Logistic growth curve of chickens; a comparison of techniques to estimate parameters. *J. Hered.*, 76: 397-9, 1985.
- MARDIA, K.V. & ZEMROCH, P.J. *Tables of the F- and related distributions with algorithms*. London, Academic, 1978. 256p.
- PARKS, J.R. *A theory of feeding and growth of animals*. Berlin, Springer, 1982. 322p. (Advance series in agricultural sciences, 11)
- RIBOLDI, J. *Testes de normalidade*. Piracicaba, ESALQ, 1977. 18p. Seminário apresentado no curso de Pós-Graduação em Experimentação e Estatística da ESALQ.
- TOLEDO, G.L. & OVALLE, I.I. *Estatística básica*. 2.ed. São Paulo, Atlas, 1985. 459p.