Rev. de Agricultura, Piracicaba, Vol. 65, fasc. 2, 1990

PODER DISCRIMINATIVO DE DIFERENTES TESTES DE COMPARAÇÃO DE MÉDIAS[1]

A. Conagin[2]
V. Nagai[3]
T. Igue[3]

INTRODUÇÃO

Para pôr em prova as hipóteses científicas, são instalados, de acordo com um esquema bem estabelecido (delineamento experimental) experimentos em que o material é submetido a diferentes tratamentos. Nas ciências experimentais, os dados obtidos são geralmente estudados por meio de uma análise estatística, para ver se comprovam as hipóteses formuladas.

Normalmente, uma hipótese estatística central, H_o (não existe diferença entre as médias dos tratamentos), conhecida como hipótese de nulidade, é comparada com uma ou mais hipóteses alternativas, H_a (os tratamentos são diferentes; o tratamento novo proposto é superior àquele em uso corrente, controle); as hipóteses estatísticas adotadas devem estar em consonância lógica com as científicas originais, elaboradas pelo pesquisador.

Para validade das conclusões, decorrentes da análise estatística, é necessário verificar certas hipóteses, tais como: "os resultados experimentais se constituem em variáveis aleatórias que gozam de certas propriedades, por exemplo, independência das observações, normalidade, aditividade dos parâmetros do modelo estatístico, homogeneidade das variâncias dos erros".

---

[1] Parcialmente financiado pela FAPESP.

[2] Pesquisador Científico aposentado - Instituto Agronômico de Campinas (IAC).

[3] Seção de Técnica Experimental e Cálculo, Caixa Postal 28. CEP 13001. Campinas, SP.

Em testes de hipóteses, dois tipos de erros podem ser cometidos: erro de tipo I, que consiste em rejeitar H_0 quando esta é verdadeira (H_a falsa); erro de tipo II, que consiste em aceitar a hipótese H_0, quando falsa (portanto, H_a verdadeira).

A probabilidade (α) de erro do primeiro tipo é a comumente mencionada, com os valores mais comuns $\alpha = 5\%$ (resultado significativo) ou $\alpha = 1\%$ (altamente significativo). Já o valor β é a probabilidade de não se rejeitar H_0, embora seja verdadeira a hipótese alternativa H_a. O valor de β deve ser baixo também, $\beta = 5\%$ ou menos, senão se estaria frequentemente tomando decisão errada. Isto equivale a dizer que se deseja probabilidade $(1-\beta)$ elevada, de 95% ou mais, de não rejeitar H_a, se verdadeira.

Quando se comparam três ou mais tratamentos em um experimento, há pelo menos duas categorias de erro do tipo I, decorrentes da enumeração dos resultados obtidos em função de certas relações especificadas, definidas a seguir, conforme CHEW (1977) e MILLER (1966): Erro I, categoria *comparisonwise*, obtido pelo valor da relação que tem por numerador o número de contrastes declarados significativos de forma incorreta e, por denominador, o número total de contrastes não-significativos; Erro I, categoria *experimentwise*, representado pelo valor da relação em que o numerador é definido como "número de experimentos com um ou mais contrastes incorretamente declarados significativos" e o denominador definido por "número total de experimentos com pelo menos duas médias iguais".

Em comparações ortogonais em que o resíduo (erro experimental) tem infinitos graus de liberdade (assegurando independência estatística dos testes) a relação entre a probabilidade do "erro da categoria *experimentwise*, E" e a do "erro *comparisonwise*, α" é dada por: $E = 1-(1-\alpha)^{t-1}$, onde t representa número de tratamentos.

Por essas definições é "mais grave" cometer um erro *experimentwise* de 5% que um *comparisonwise* de 5%.

Vários testes foram elaborados para o julgamento das hipóteses estatísticas, sendo os mais comuns os seguintes: teste "t" de Student; de Duncan, de Newman-Keuls; de Dunnett; de Bonferroni; de Tukey e de Scheffé.

No presente trabalho, são estudados o de Student (do tipo *comparisonwise*), o de Bonferroni (do tipo *experimentwise*) e o de Tukey (do tipo *experimentwise*). Para valores de 5% de erro tipo I, é avaliada a função de poder $(1 - \beta)$ do teste de Student, em diferentes situações em que se fez variar a magnitude do efeito de tratamento, o tamanho do coeficiente de variação, igual ou maior número de repetições do controle, diferentes níveis de heterogeneidade das variâncias, para valores predeterminados do efeito de tratamento.

O objetivo do trabalho é quantificar as diferenças de sensibilidade dos testes de Student, de Tukey e de Bonferroni na rejeição da hipótese de nulidade e verificar a influência dos coeficientes de variação, da magnitude dos efeitos de tratamentos e da heterogeneidade de variâncias sobre os testes considerados.

MATERIAL E MÉTODOS

Os dados foram obtidos por simulação em microcomputador, sendo utilizado o modelo matemático:

$$Y_{ij} = \mu + \tau_i + \beta_j + \varepsilon_{ij}; \quad i = 1,\ldots,5; \; j = 1,\ldots,8,$$

sendo

Y_{ij}: uma observação do tratamento i na repetição j;
τ_i: efeito do tratamento i;
β_j : efeito da repetição j;
ε_{ij}: o erro aleatório com distribuição normal $(0,\sigma^2)$.

Foram considerados os seguintes efeitos, em kg/ha:

Efeito 1 de tratamento, τ_i:
180, 100, -80, -80, -120;

Efeito 2 de tratamento, τ_i:
250, 100, -80, -80, -190;

Efeito de repetição, β_j:
150, 130, 90, 0, -50, -80, -100, -140.

O valor de μ considerado foi de 1.500 kg/ha.

Na simulação dos dados, torna-se importante ressaltar o cuidado na escolha dos valores dos τ_i's e da média

μ. Os valores adotados para os parâmetros do modelo representam as produções que se obtêm normalmente na prática com as culturas de cereais.

A obtenção dos ε_{ij}, com distribuição normal (0,1), foi decorrente do teorema do limite central, garantindo que se x_1, x_2,..., x_n forem variáveis aleatórias independentes, com a mesma distribuição, os valores esperados de μ e variância σ^2, finitos, a distribuição de

$$\frac{\sum x_i/n-\mu}{(\sigma^2/n)^{1/2}}$$

converge para uma distribuição normal.

O método usado consistiu em gerar doze valores da distribuição uniforme, no intervalo 0 - 1, onde $\mu = 1/2$ e $\sigma^2 = 1/12$, calcular a sua soma e subtrair 6, obtendo-se, assim, a variável normal (0,1).

Para não ocorrerem valores extremos, de baixíssima probabilidade, os valores de ε_{ij} simulados foram limitados ao intervalo -4,9 a +4,9. Conforme ZIMMERMAN & CONAGIN (1989), na obtenção de dados experimentais com determinada precisão, associam-se aos valores de ε_{ij} os de coeficientes de variação que produzam variáveis aleatórias com a precisão desejada.

Além, das duas magnitudes de efeitos de tratamentos (Ef), foram considerados dois coeficientes de variação: CV = 15 e 25% e quatro níveis de heterogeneidade das variâncias (H = 1, 4, 7, 16), dada pela relação entre a maior e a menor variância dos cinco tratamentos. Para cada uma das combinações de CV, Ef e H(2 x 2 x 4 = 16), foram simulados, adotando o modelo matemático de um delineamento em blocos ao acaso, 500 experimentos, classificados em cinco grupos de 100, e efetuadas as análises da variância.

Foram feitas, também, as análises da variância sobre as porcentagens de rejeição da hipótese de nulidade, correspondentes a cada um dos contrastes, nos três diferentes testes, considerando os fatores heterogeneidade, coeficientes de variação e magnitude dos efeitos dos tratamentos.

Os testes de comparações de médias foram o teste "t" de Student, o de Tukey e o de Bonferroni.

Segundo LITTLE & HILL (1970), o LSD, teste "t" seria adequado para ser utilizado na comparação de médias adjacentes de um conjunto ordenado (médias em ordem de magnitude) ou para julgar comparações escolhidas *"a priori"*, de acordo com as hipóteses pré-estabelecidas. Quando usado indiscriminadamente para testar todas as diferenças possíveis entre duas médias, certas diferenças serão significativas a um nível diferente daquele α. Para fazer comparações importantes planejadas antes de os dados serem produzidos, o teste não conduziria a grandes erros.

$$LSD = dms = t \times s_{\bar{d}}$$

sendo

$$s_{\bar{d}} = (s_1^2/r_1 + s_2^2/r_2)^{1/2}$$

se

$$s_1^2 = s_2^2 = s^2 \quad , \quad r_1 = r_2 = r$$

então

$$s_{\bar{d}} = (2 \times s^2/r)^{1/2}$$

onde

$$\bar{d} = \bar{y}_1 - \bar{y}_2 \quad , \quad t = (\bar{d} - \mu_{\bar{d}})/s_{\bar{d}} \; .$$

O teste de Tukey, segundo PENG (1966), é baseado no seguinte teorema:

"A probabilidade $(1-\alpha)$ de que o valor de todos os contrastes

$$\psi = \sum_{i}^{t} c_i \beta_i$$

simultaneamente satisfaça as inequações é dada por:

$$\hat{\psi} - T(QME)^{1/2}(\frac{1}{2} \sum_{i}^{t} |c_i|) \le \psi \le \hat{\psi} + T(QME)^{1/2}(\frac{1}{2} \sum_{i}^{t} |c_i|)".$$

onde

$T = r^{-1/2} \times q_a$;

QME é o quadrado médio do resíduo;

r é o número de repetições e,

q é a amplitude estudentizada da amostra com k e (k-1) (r-1) é o número de graus de liberdade.

A distribuição da amplitude total estudentizada $q(n,\nu)$ encontra-se em tabelas de valores de q, em vários livros de texto e, entre nós, em PIMENTEL GOMES (1987).

Conforme GILL (1978), se o pesquisador está interessado em fazer pequeno número de comparação entre médias, e os contrastes não são ortogonais, "o procedimento envolvendo o teste "t" de Bonferroni é mais poderoso do que os alternativos adotados para comparações selecionadas após exame dos dados". O procedimento não requer que o teste "F" tenha sido significativo, porque a probabilidade total do erro de tipo I (α) é dividida entre o conjunto de comparações. O teste consiste em:

$$\bar{q}_k = c_{1k}\bar{y}_{1.} + c_{2k}\bar{y}_{2.} + \ldots + c_{tk}\bar{y}_{t.}, \ \sum c_{ij} = 0,$$

onde um ou mais c_{ik} pode ser 0.

$$t_B = \bar{q}/[(\sum c_{ik}^2/r_i)QME]^{1/2}.$$

O valor crítico de $\pm\, t_B$, $\alpha/2$, m, ν (ou $+t_B$, α, m, ν ou $-\, t_B$, α, m, ν para alternativa unilateral) depende do número de contrastes selecionados (m), da probabilidade total do erro de tipo I (α) e do número de graus de liberdade do erro experimental (ν). No caso específico m = 2.

Os testes de Student, de Tukey e de Bonferroni foram aplicados nos seguintes contrates entre médias:

$$c_1 = m_1 - m_3; \quad c_2 = m_2 - m_3;$$

$$c_3 = m_1 - (m_3 + m_4)/2; \ c_4 = m_2 - (m_3 + m_4)/2$$

Em face dos valores dos efeitos dos tratamentos usados no modelo, as médias dos tratamentos classificam-se na seguinte ordem decrescente de grandeza:

$$m_1 > m_2 > m_3 = m_4 > m_5.$$

A introdução de dois tratamentos-controle, 3 e 4, num mesmo bloco, tem em mira diminuir a variância do contraste entre médias que envolvem esses controles.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os resultados, quadros I e II, mostram que, dentro das condições estabelecidas, o poder de separação de diferenças de determinadas magnitudes é maior para o teste de Student, seguido pelo de Bonferroni e pelo de Tukey, com percentuais de 62,4, 48,9 e 21,5 respectivamente para o contraste c_1, média de todas as determinações (quadro II). Para o contraste c_2 os valores foram respectivamente 36,5, 26,4 e 9,4. No caso de controle duplo, no contraste c_3 esses percentuais aumentaram para 72,6, 60,9 e 30,6 e no c_4 para 43,1, 32,4 e 13,4. Os resultados das análises da variância, de forma resumida, encontram-se no quadro II. Dos fatores considerados, J, CV e Ef, a heterogeneidade (H) praticamente não influiu nos resultados dos testes quando se utilizou o erro ponderado dos experimento, isto é, o quadrado médio residual. Conforme se verifica em PIMENTEL GOMES (1987) quando se tem uma relação de variância menor que 7 é quase sempre possível fazer a análise dos dados. Estudo sobre esse ponto está tendo continuidade a fim de usar erros específicos dos contrastes para melhor avaliar o efeito da heterogeneidade das variâncias. Os fatores coeficiente de variação (CV) e efeito de tratamento (Ef) apresentaram grande influência nos resultados dos testes. Considerando o contraste c_1 de magnitude 17%, as variações de CV, de 15 para 25%, provocam diminuição nas porcentagens de rejeição de 73,5 para 34,9; de 23,2 para 5,4; e de 57,9 para 22,2, respectivamente, para os testes "t", de Tukey e de Bonferroni. Quando a diferença foi de 22%, e os coeficientes de variação passaram de 15 para 25%, essas variações decresceram de 91 para 50,4; de 47,2 para 10,0; e de 81,4 para 34,0, respectivamente, para os testes "t", de Tukey e de Bonferroni. Verifica-se, portanto, a grande influência que o coeficiente de variação exerce no resultado dos testes de comparação de médias.

Tendo em vista as diferenças de sensibilidade desses três testes, a escolha daquele a ser utilizado pelo pesquisador se torna bastante importante. Por via de regra, um melhorista experiente, ao planejar um ensaio de competição de novos cultivares, conhece o material mais cultivado em dada região e deseja verificar se tais cultivares, um ou dois, são mais produtivos que o padrão, mais cultivado, em, pelo menos, 10%, por exemplo. Obviamente, de posse desse conhecimento, terá condições de planejar um experimento, com número adequado de repetições, e de comprovar a superioridade dos seus cultivares, utilizando o teste "t" unilateral. Nesse exemplo, não teria sentido empregar o teste de Tukey, pois sua utilização poderia acarretar a não-rejeição da hipótese de nulidade. Isso implicaria na necessidade de instalação de novo experimento no ano seguinte, retardando, portanto, o lançamento dos cultivares e onerando o custo de desenvolvimento do projeto. Se, em face dos resultados anteriores, ele já sabe que um pequeno grupo se comporta melhor, poderá efetuar a análise com o teste de Bonferroni, em vez do de Tukey. Se o grupo de tratamentos ainda tem comportamento desconhecido, o teste que dará resultados mais fidedignos é o de Tukey, em termos de erro *experimentwise*.

CONCLUSÕES

a) Os testes de Bonferroni, de Tukey e "t" de Student foram pouco influenciados pelo fator heterogeneidade de variâncias quando se utiliza o quadrado médio residual como erro.

b) O coeficiente de variação influiu significativamente nos resultados dos três testes considerados.

c) Os três testes foram sensíveis às variações das magnitudes dos efeitos de tratamentos.

d) O poder discriminatório dos testes foi bem diferenciado, com percentuais médios de 62,4, 48,9 e 21,5 para os testes de Student, de Bonferroni e de Tukey, respectivamente quando se considerou o contraste $c_1 = (m_1 - m_3)$; foi de 36,5, 26,4 e 9,4 no contraste $c_2 = (m_2 - m_3)$.

e) Com o uso de duas vezes o número de repetições do controle os percentuais aumentaram para 72,6, 60,9 e 30,6, no contraste $c_3 = [m_1-(m_3+m_4)/2]$, e 43,1, 32,4 e 13,4, no contraste $c_4 = [m_2-(m_3+m_4)/2]$, cuja diferença é de 12%.

RESUMO

Para avaliar as consequências advindas da ausência de homogeneidade das variâncias sobre o teste "t", de

discriminam contrastes entre médias (C1, C2, C3 e C4), considerando os fatores heterogeneidade (H), coeficiente de variação (CV) e efeitos dos tratamentos (Ef).

H	CV	Ef	"t"				TUKEY				BONFERRONI			
			C1	C2	C3	C4	C1	C2	C3	C4	C1	C2	C3	C4
			%											
1	15	1	68,8	44,8	78,0	59,6	26,4	12,4	39,0	14,4	55,4	33,2	70,4	43,2
1	15	2	88,0	43,8	94,6	57,0	50,0	11,8	70,2	17,6	79,6	31,0	90,8	43,4
1	25	1	40,6	25,6	48,8	30,0	8,6	3,8	11,8	6,4	27,2	17,2	33,2	20,0
1	25	2	51,2	23,4	61,6	27,0	13,2	4,6	20,0	5,0	37,6	16,4	47,6	17,0
4	15	1	75,4	48,8	89,4	55,8	26,8	13,2	37,4	17,0	61,4	36,0	78,2	43,0
4	15	2	91,0	48,2	99,0	53,8	50,0	13,8	70,2	21,4	82,2	36,6	94,8	43,4
4	25	1	33,8	27,0	42,6	35,4	5,0	5,8	6,0	7,8	23,4	20,0	30,8	24,0
4	25	2	52,6	27,6	67,8	32,0	12,0	5,8	16,4	8,4	36,4	18,8	51,2	23,4
7	15	1	76,2	48,2	91,2	53,6	24,4	13,2	36,2	18,0	59,8	36,2	78,4	44,8
7	15	2	91,8	46,4	99,2	55,6	46,4	13,6	66,0	18,8	82,8	32,8	96,2	41,6
7	25	1	32,0	27,4	37,8	30,4	4,4	7,0	4,0	10,2	19,6	20,2	25,4	22,2
7	25	2	53,2	30,6	66,2	34,2	9,4	6,6	14,0	9,4	35,0	21,4	46,0	25,8
16	15	1	73,6	44,0	90,6	51,4	15,4	13,4	25,6	23,6	55,0	34,8	75,0	40,4
16	15	2	93,0	45,0	99,4	52,6	42,6	12,6	64,2	17,2	81,2	32,8	96,4	42,2
16	25	1	33,2	27,6	38,6	31,4	3,4	6,6	2,0	9,2	18,8	18,6	21,2	22,4
16	25	2	44,6	25,6	57,2	29,4	5,4	6,2	7,4	9,2	27,2	17,0	38,2	21,6

$C1 = m1 - m3$; $C2 = m2 - m3$; $C3 = m1 - (m3 + m4)/2$; $C4 = m2 - (m3 + m4)/2$

SENDO: $m1 > m2 > m3 = m4 > m5$

Efeito 1: 180, 100, -80, -80, -120;

Efeito 2: 250, 100, -80, -80, -190;

Quadro II - Porcentagens com que os testes de Student "t", de Tukey e de Bonferroni discriminam contrastes entre médias, considerando os fatores heterogeneidade (H), coeficiente de variação (CV) e efeito dos tratamentos (Ef); resultados do teste F e dos coeficientes de variação (CV), das análises das variâncias.

H	CV	Ef	"t" C1	"t" C2	"t" C3	"t" C4	TUKEY C1	TUKEY C2	TUKEY C3	TUKEY C4	BONFERRONI C1	BONFERRONI C2	BONFERRONI C3	BONFERRONI C4
			%											
1	-	-	62,2	34,4	70,8	43,4	24,6	8,2	35,2	10,8	49,9	24,4	60,5	30,9
4	-	-	63,2	37,9	74,7	44,2	23,4	9,6	32,5	13,6	50,8	27,9	63,8	33,4
7	-	-	63,3	38,2	73,6	43,4	21,2	10,1	30,0	14,1	49,3	27,6	61,5	33,6
16	-	-	61,1	35,6	71,4	41,2	16,7	9,7	24,8	14,8	45,6	25,8	57,7	31,6
-	15	-	82,2	46,2	92,6	54,9	35,2	13,0	51,1	18,5	69,7	34,2	85,0	42,8
-	25	-	42,6	26,8	52,6	31,2	7,7	5,8	10,2	8,2	28,2	18,7	36,7	22,0
-	-	1	54,2	36,7	64,6	43,4	14,3	9,4	20,2	13,3	40,1	27,0	51,6	32,5
-	-	2	70,7	36,3	80,6	42,7	28,6	9,4	41,0	13,4	57,8	25,8	70,2	32,3
-	15	1	73,5	46,4	87,3	55,1	23,2	10,0	34,6	18,2	57,9	35,0	75,5	42,8
-	15	2	91,0	45,8	98,0	54,8	47,2	13,0	67,6	18,8	81,4	33,3	94,6	42,6
-	25	1	34,9	26,9	42,0	31,8	5,4	5,8	6,0	8,4	22,2	19,0	27,6	22,2
-	25	2	50,4	26,8	63,2	30,6	10,0	5,8	14,4	8,0	34,0	18,4	45,8	22,0
Média			62,4	36,5	72,6	43,1	21,5	9,4	30,6	13,4	48,9	26,4	60,9	32,4
Fator H			ns	*	ns	ns	ns	*	ns	ns	ns	ns	ns	ns
Fator CV			*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*
Fator Ef			*	ns	*	ns	*	ns	*	ns	*	ns	*	ns
CV			5,8	3,8	8,1	6,4	29,6	5,5	26,2	15,2	9,6	4,4	6,7	6,2

C1 = m1 - m3; C2 = m2 - m3; C3 = m1 - (m3 + m4)/2; C4 = m2 - (m3 + m4)/2

SENDO: m1 > m2 > m3 = m4 > m5

Efeito 1: 180, 100, -80, -80, -120; C1 = 17%, C2 = 12%;

Efeito 2: 250, 100, -80, -80, -190; C1 = 22%, C2 = 12%;

ns = não significativo ao nível de 5%.

* = significativo ao nível de 5%.

Student, o teste de Tukey e o de Bonferroni, foram simulados 500 experimentos de cada tipo básico decorrente das seguintes combinações: quatro relações de variâncias, dois coeficientes de variação e dois efeitos de tratamentos. Os resultados mostraram que o poder de separação de diferenças de determinadas magnitudes é maior para o teste "t", seguido pelo de Bonferroni e pelo de Tukey. Considerando a magnitude de 22% da diferença entre duas médias de tratamentos, em relação à média geral, o percentual de rejeição da hipótese de nulidade foi 70,7, 57,8 e 28,6 respectivamente para o teste "t", o de Bonferroni e o de Tukey. O aumento de 15 para 25% do coeficiente de variação resultou em diminuição da porcentagem de rejeição de 82,2 para 42,6 no teste "t", de 69,7 para 28,2 no de Bonferroni e de 35,2 para 7,7 no de Tukey. Os testes foram pouco influenciados pelo fator heterogeneidade com o uso da variância residual como erro. A utilização da testemunha com número de repetições duplo do dos demais tratamentos resulta em aumento sensível no poder discriminativo dos três testes estudados.

SUMMARY

DISCRIMINATIVE POWER OF DIFFERENT TESTS FOR MULTIPLE COMPARISONS

In order to evaluate the influence of different degrees of heterogeneity (4 levels), magnitude of treatment effects (2 levels) and the coefficient of variation (2 levels) on the dicriminative power of three tests for multiple comparisons, 500 experiments were simulated with five treatments and eight replications, in a randomized complete block design, for each of the combinations of those factors. The results showed "t" test as the most sensitive in the rejection of the null hypothesis, followed by Bonferroni's and Tukey's tests. Considering the magnitude of differences of 22% between the treatment means relative to overall mean, the percentage of rejection of the null hypothesis was:

70.7, 57.8 and 28.6 respectively for the "t" test, Bonferroni's and Tukey's tests. The increase of the coefficient of variation from 15 to 25% decreased the percentage of rejection from 82.2 to 42.6, from 69.7 to 28.2 and from 35.2 to 7.7 respectively for "t" test, Bonferroni's and Tukey's tests. Those tests in which the pooled error was used pratically were not affected by the degree of heterogeneity of variances. The use of a duplicate number of replications for the control treatment increased significantly the amount of rejection due to those tests.

LITERATURA CITADA

CHEW, V. 1977. **Comparisons among treatment means in an analysis of variance.** 1ª Ed. Washington DC. Agricultural Research Service of United States Department of Agriculture. 64p.

GILL, J.L. 1978. **Design and Analysis of Experiment.** 1ª Ed. Ames, Iowa. The Iowa State University Press. V.1, 409p.

LITTLE, T.M. & F.J. HILLS. 1970. **Agricultural Experimentation Design and Analysis.** 1ª Ed. Nova York. John Wiley and Sons. 350p.

MILLER, R.G.JR. 1966. **Simultaneous statistical inference.** 1ª Ed. Nova York. McGraw-Hill Book Company. 271p.

PENG, K.C. 1966. **The design and analysis of scientific experiments.** 1ª Ed. Massachussetts. Addison-Wesley publishing company. 252p.

PIMENTEL GOMES, F. 1987. **Curso de Estatística Experimental.** 12ª Ed. Piracicaba, SP. Livraria Nobel. 466p.

ZIMMERMANN, F.J.P. & A. CONAGIN. 1989. Seleção de materiais nos trabalhos de melhoramento de plantas. **Pesq. Agropec. Bras.**, Brasília, **24**(8): 1013-1019.