

## XII. METODOLOGIA E TÉCNICAS EXPERIMENTAIS

### PODER DISCRIMINATIVO DO TESTE DE COMBINAÇÃO DE PROBABILIDADES NA ANÁLISE DE GRUPO DE EXPERIMENTOS <sup>(1)</sup>

ARMANDO CONAGIN <sup>(2)</sup>, VIOLETA NAGAI <sup>(3)</sup> e TOSHIO IGUE <sup>(3)</sup>

#### RESUMO

A análise clássica de grupos de experimentos constitui um dos problemas mais sérios com que se defrontam os estatísticos, fitotecnistas e melhoristas de plantas. Vários métodos têm sido propostos para contornar os problemas que podem surgir na análise conjunta e que tornam, muitas vezes, complicada a comparação entre médias. O desenvolvido por Fisher permite combinar a probabilidade dos resultados de testes de comparação de médias ou testes de contrastes, independentemente, entre outros fatores, do tipo de teste e de experimento, do número de repetições, da existência de erros experimentais diferentes ou de interações. Neste trabalho, procurou-se avaliar a importância da precisão experimental, da média geral do experimento e da amplitude das diferenças entre o tratamento-controle e os demais tratamentos sobre o poder discriminativo do teste de combinação de probabilidades, de Fisher, quando empregados o teste 't' de Student e o de Bonferroni. Na sua aplicação, foram considerados três estratos, definidos em função do coeficiente de variação, da média do experimento e da magnitude dos contrastes, o que corresponde a condições favoráveis, medianamente favoráveis e desfavoráveis ao desenvolvimento da cultura. Tais condições poderiam ser, entre outras causas, devidas a variações de solo, clima ou ambos. Foram feitos agrupamentos de experimentos dentro de um mesmo estrato (bom, médio ou ruim) e de estratos diferentes. A partir da simulação de 2.160 experimentos em blocos ao acaso, com seis tratamentos e quatro, oito ou doze repetições, foram obtidos os seguintes resultados: o teste t apresentou, em qualquer tipo de agrupamento, poder discriminativo maior ou igual ao de Bonferroni; as magnitudes dos coeficientes de variação e dos contrastes a eles associados tiveram grande influência sobre o poder discriminativo dos testes efetuados; nos agrupamentos de três anos que incluíram anos bons (B) médios (M) e ruins (R), quando utilizado um mínimo de oito repetições e considerado o contraste referente à maior diferença entre médias, obteve-se, com o uso do teste de combinação de probabilidades, poder discriminativo superior a 90% para o teste t e maior que 80% para o de Bonferroni; nos agrupamentos de 4 e 5 anos dos tipos BMMR e BMMMR, considerando, também, a maior diferença entre médias, o poder discriminativo do teste t foi superior a 80% com oito repetições, sendo necessárias doze repetições no de Bonferroni para obter o mesmo resultado.

**Termos de indexação:** testes de combinação de probabilidades, "t" de Student e de Bonferroni; análise conjunta de experimentos.

(1) Recebido para publicação em 1º de julho de 1992 e aceito em 17 de março de 1993.

(2) Pesquisador Científico aposentado do Instituto Agrônomo (IAC), Caixa Postal 28, 13001-970 Campinas (SP).

(3) Seção de Técnica Experimental e Cálculo, IAC.

## ABSTRACT

### DISCRIMINATIVE POWER OF THE COMBINING PROBABILITIES TEST IN ANALYSIS SERIES OF EXPERIMENTS

The classical analysis of series of experiments presents some levels of complications due, among several reasons, to the possibility of existence of heterogeneity of variances from place to place, lack of homogeneity of errors from one season to another or different number of treatments or replications in each place. Fisher developed a method, to analyse series of experiments, that combine the probability of the means tests results or tests of contrasts, independently of the test used, the number of replications, the structure of the experiments or the presence of interactions. In order to evaluate the influence of the experimental precision, the magnitude of the general mean of the experiment and the magnitude of the contrasts between the control and another treatment mean on the test proposed by Fisher, using the 't' test of Student and that of Bonferroni, it was simulated 2,160 experiments in completely randomized block design with six treatments and three different number of replications, four, eight and twelve. The combined analysis was made considering three strata defined by the precision and level of yield production: good (B), median (M) and low (R). The experiments were grouped within each strata, for example, three years (BBB), (MMM) or (RRR) and another group considering different strata (BMR). The results showed that the magnitude of the coefficient of variation and the magnitude of the contrasts were very important on the discriminative power of the tests used; when the groups were formed by experiments from three different levels of precision and yield, using at least eight replications and considering the highest value of the contrast between means, the use of the test of combining probabilities showed that the discriminative power of the Student "t" test was greater than 90% and that of Bonferroni's was greater than 80%; when it was combined four or five experiments including more than one experiment of median precision the discriminative power of the "t" test was greater than 80% when the number of replication used was eight, but it was needed twelve replications for Bonferroni's test.

**Index terms:** combining probabilities tests, "t" test, Bonferroni's test, analysis of series of experiments.

## 1. INTRODUÇÃO

A análise clássica de grupo de experimentos constitui um dos problemas mais sérios com que se defrontam os estatísticos, fitotecnistas e melhoristas de plantas. Métodos adequados que sirvam de respaldo aos pesquisadores e às instituições envolvidas precisam ser utilizados para que os agricultores e os outros segmentos envolvidos possam, com segurança, adotar as conclusões obtidas. É grande a responsabilidade de indicar a substituição de cultivares em uso por outros melhorados, ou de uma técnica agrônômica já adotada por uma nova, julgada mais eficiente, por englobar na tomada de tais decisões órgãos de pesquisa, serviços de extensão, cooperativas ou mesmo empresas privadas.

As complicações que podem surgir na análise conjunta, decorrentes, entre outros fatores, da heterogeneidade das variâncias, da existência de interações, do tipo de experimento ou do número diferente de repetições por experimento, tornam mais difícil a solução do problema da comparação de médias de tratamentos. Algumas alternativas ao uso do erro médio têm sido propostas. Entre elas, cita-se o método desenvolvido por Fisher (1932), o qual permite combinar a probabilidade do resultado de cada teste, independentemente do tipo de teste e dos problemas citados anteriormente. Exemplos de aplicação dessa técnica são dados por Fisher (1932), Anderson & Bancroft (1952), Snedecor (1956), Sokal & Rohlf (1969), Steel & Torrie (1980), Conagin et al. (1992).

Birnbaum (1954) comparou diferentes métodos de combinar testes de significância, como os de Fisher, de Pearson e de Wilkinson, concluindo que o resultado de Fisher apresenta propriedades ótimas. Wallis (1942) afirma que o teste de combinação de probabilidade de Fisher foi, no passado, aplicado erroneamente para o caso de distribuições discretas (binomial e outras). Quando todos os testes se baseiam em distribuições contínuas, a probabilidade do produto é facilmente avaliada por meio da transformação, devida a Fisher, em que o somatório do logaritmo natural da probabilidade dos testes efetuados, multiplicado por -2, tem distribuição qui quadrado, com número de graus de liberdade igual a duas vezes o número dos experimentos executados.

Quando um ou mais dos testes considerados se baseia em uma distribuição descontínua, a transformação de Fisher resulta em uma superavaliação da probabilidade do produto.

Este trabalho tem como objetivo avaliar a importância de vários fatores sobre o poder discriminativo do teste de combinação de probabilidades, proposto por Fisher, considerando o teste t de Student e o de Bonferroni, ambos de distribuição contínua.

## 2. MATERIAL E MÉTODOS

Para avaliar o poder discriminativo do teste de combinação de probabilidades, procurou-se verificar a importância dos seguintes fatores: magnitude das diferenças entre o novo tratamento e o controle; tipo de teste empregado na comparação de médias (o t de Student e o de Bonferroni), coeficiente de variação, número de repetições e tamanho do agrupamento dos experimentos.

Foram simulados 2.160 experimentos, sendo 240 para cada uma das nove combinações constituídas por três diferentes números de blocos e três tipos de experimentos definidos pela magnitude da média geral e do coeficiente de variação:

1) experimentos com coeficiente de variação (CV) de 10% e média de 2.500 kg/ha;

2) experimentos com CV de 17,5% e média de 2.000 kg/ha, e

3) experimentos com CV de 25% e média de 1.500 kg/ha.

Esses três tipos correspondem a experimentos supostamente oriundos de locais que tenham apresentado condições favoráveis, medianamente favoráveis e desfavoráveis ao desenvolvimento da cultura, condições essas que poderiam ser devidas a diferenças de solo, clima, ou ambos. Tais valores representam condições válidas em países tropicais e de clima semitemperado em que os coeficientes de variação normalmente são mais altos que os de países de clima temperado.

Em cada experimento foram estudados 6 tratamentos com 4, 8 ou 12 repetições. O modelo da simulação foi o de blocos ao acaso, tendo sido utilizados, de acordo com o tipo de experimento, os seguintes efeitos de tratamento:

experimento tipo 1: 320, 170, 70, -80, -190, -290;

experimento tipo 2: 160, 130, 100, -40, -120, -230;

experimento tipo 3: 70, 55, 40, -20, -60, -85.

O tratamento 4 foi considerado como controle no estudo dos contrastes:  $Y_1 = m_1 - m_4$ ;  $Y_2 = m_2 - m_4$ , e  $Y_3 = m_3 - m_4$ . As diferenças percentuais dos contrastes  $Y_1$ ,  $Y_2$  e  $Y_3$ , em relação à média, conforme o tipo de experimento, foram respectivamente de:

experimentos do tipo 1: diferenças de 16,0, 10,0 e 6,0%;

experimentos do tipo 2: diferenças de 10,0, 8,5 e 7,0%;

experimentos do tipo 3: diferenças de 6,5, 5,0 e 4,0%.

Na análise da variância, avaliaram-se a importância dos agrupamentos, número de repetições e interações, tendo sido considerados, além dos ensaios individuais, os agrupamentos de dois, três, quatro, cinco ou seis experimentos do mesmo tipo, isto é, desenvolvidos em condições ecológicas

semelhantes, e agrupamentos que incluíram anos classificados como bons, normais e ruins. O ano bom (B) foi caracterizado por exibir média alta, menor erro experimental e maiores diferenças entre os novos tratamentos e o controle; o ano ruim (R), por uma média geral mais baixa, um erro experimental determinante de maior coeficiente de variação e diferenças de menor magnitude, e o ano médio (M), por uma situação intermediária entre os dois anteriores. Os três agrupamentos, com proporções variáveis de três tipos de anos, foram BMR (bom, médio e ruim): BMMR e BMMMR e caracterizam a reunião de experimentos em ambientes ecologicamente diferentes.

Os contrastes foram testados pelo teste t de Student e pelo de Bonferroni, unilaterais. A priori, considerou-se que os efeitos dos tratamentos 1, 2 e 3 eram maiores que o do controle. Para cada contraste, as probabilidades dos valores dos testes t e de Bonferroni foram calculadas e, em seguida, transformadas em  $\chi^2$  (qui quadrado) com 2 graus de liberdade, conforme a relação:

$$\chi^2 = -2 \ln[P(z)] \text{ para o teste t;}$$

$$\chi^2 = -2 \ln[3P(z)] \text{ para o teste de Bonferroni.}$$

Para testar a eficiência das combinações de probabilidades, isto é, o somatório dos qui quadrados, os 60 experimentos simulados para cada combinação do fatorial 3 x 3 (os 3 tipos de experimentos e os 3 diferentes números de blocos), com 4 repetições independentes, foram agrupados, considerando uma mesma condição ecológica, de 2 em 2, 3 em 3, 4 em 4, 5 em 5 e 6 em 6, resultando, respectivamente, 30, 20, 15, 12 e 10 valores de combinação de probabilidades. Esses valores foram comparados com os do  $\chi^2$  ao nível de 5%, respectivamente, com 4, 6, 8, 10 e 12 graus de liberdade para cada agrupamento, além dos 60 experimentos individuais testados com  $\chi^2$  com 2 graus de liberdade.

Para cada tipo de agrupamento, foram calculadas as porcentagens de  $\chi^2$  significativos.

Nos agrupamentos de experimentos provenientes de três diferentes condições ecológicas, foram analisados 180 do grupo BMR; 240 do BMMR, e 300 do BMMMR. Os 60 valores de  $\chi^2$ , obtidos em cada grupo, foram testados ao nível de significância de 5%, com 6, 8 e 10 graus de liberdade, respectivamente, para os casos de BMR, BMMR e BMMMR. Para avaliar o efeito do número de repetições, tipo de experimentos e de agrupamentos e suas interações sobre as porcentagens de rejeição da hipótese de nulidade dos contrastes entre médias dos grupos homogêneos, e também entre médias dos grupos resultantes da reunião de experimentos de anos ou locais ecologicamente diferentes, efetuaram-se análises da variância, por teste e por contraste, com os dados de porcentagens (P) transformados em arco seno  $(P/100)^{1/2}$ .

### 3. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os resultados referentes à influência do número de repetições (4, 8 e 12) e do tamanho do agrupamento (1, 2, 3, 4, 5 e 6 experimentos da mesma precisão) são mostrados nos quadros 1, 2 e 3. As grandes diferenças entre esses resultados são devidas aos coeficientes de variação que refletem o comportamento dos experimentos nos anos bons, regulares e ruins.

No quadro 1 encontram-se os resultados de um estrato ecológico característico de ano bom, representado por média de produção mais alta (2.500 kg/ha), menor coeficiente de variação (10%) e diferenças entre o controle e os tratamentos 1, 2 e 3 (contrastos) em relação à média geral de 16% para  $Y1 = m1 - m4$ ; 10% para  $Y2 = m2 - m4$ , e 6% para  $Y3 = m3 - m4$  respectivamente, quando aplicados os testes t e de Bonferroni.

O quadro 2 apresenta os resultados de um ano regular em que a média é de 2.000 kg/ha, o CV = 17,5% e os valores dos contrastes da ordem de 10, 8,5 e 7%, e, o quadro 3, os resultados de um ano ruim em que a média é de 1.500 kg/ha, CV = 25% e os valores dos contrastes  $Y1$ ,  $Y2$  e  $Y3$ , de 6,5, 5 e 4% respectivamente.

Quadro 1. Porcentagens de rejeição dos contrastes (em relação à média geral):  $Y1 = m1 - m4 = 16\%$ ;  $Y2 = m2 - m4 = 10\%$ , e  $Y3 = m3 - m4 = 6\%$ , obtidas pela utilização dos testes 't' de Student e de Bonferroni, considerando os fatores agrupamento (AG), número de blocos (BL) e interação entre os fatores, quando o coeficiente de variação é de 10% e a média do experimento de 2.500 kg/ha e resultados de análise da variância

AG	BL	t			Bonferroni		
		Y1	Y2	Y3	Y1	Y2	Y3
1	-	87,50	61,21	29,99	75,97	40,27	16,11
2	-	97,22	81,11	42,50	88,61	67,77	19,16
3	-	98,75	92,08	56,66	92,50	65,00	25,41
4	-	100,00	96,66	61,66	96,66	69,99	29,44
5	-	100,00	98,61	72,91	99,30	72,91	31,94
6	-	100,00	99,16	80,00	97,50	78,33	27,50
-	4	92,77	78,12	35,55	78,61	29,51	7,01
-	8	98,95	90,34	62,22	97,15	80,62	23,68
-	12	100,00	95,97	74,09	99,51	87,01	44,09
1	4	68,75	42,08	22,08	46,25	15,41	6,24
1	8	93,75	62,91	29,16	84,58	42,91	15,41
1	12	100,00	78,75	38,74	97,08	62,49	26,66
2	4	91,66	60,83	20,00	67,49	22,50	8,33
2	8	100,00	84,16	45,00	98,33	98,33	17,50
2	12	100,00	98,33	62,50	100,00	82,50	31,66
3	4	96,25	82,50	35,00	77,50	32,50	10,00
3	8	100,00	95,00	60,00	100,00	73,75	22,50
3	12	100,00	98,75	75,00	100,00	88,75	43,75
4	4	100,00	90,00	33,33	90,00	33,33	6,66
4	8	100,00	100,00	68,33	100,00	80,66	28,33
4	12	100,00	100,00	83,33	100,00	94,99	53,33
5	4	100,00	95,83	47,91	97,91	33,33	8,33
5	8	100,00	100,00	83,33	100,00	89,58	33,33
5	12	100,00	100,00	87,50	100,00	95,83	54,16
6	4	100,00	97,50	55,00	92,50	40,00	2,50
6	8	100,00	100,00	87,50	100,00	97,50	25,00
6	12	100,00	100,00	97,50	100,00	97,50	55,00
AG		*	*	*	*	*	ns
BL		*	*	*	*	*	*
AG x BL		*	*	ns	*	*	ns
Média		97,2	88,1	57,3	91,8	65,7	29,9
CV%		3,4	7,8	15,2	6,6	12,1	32,0

\* Significativo ao nível de 5%. ns: não significativo.

Quadro 2. Porcentagens de rejeição dos contrastes (em relação à média geral): Y1 = m1 - m4 = 10%; Y2 = m2 - m4 = 8,5%, e Y3 = m3 - m4 = 7%, obtidas pela utilização dos testes t de Student e de Bonferroni, considerando os fatores agrupamento (AG), número de blocos (BL) e interação entre os fatores, quando o coeficiente de variação é de 17,5%, a média do experimento, de 2.000 kg/ha, e resultados de análise da variância

AG	BL	t			Bonferroni		
		Y1	Y2	Y3	Y1	Y2	Y3
1	-	30,83	24,86	22,49	15,55	12,63	10,41
2	-	46,11	37,77	33,61	18,61	15,83	10,83
3	-	60,41	52,50	37,08	21,25	16,66	8,75
4	-	65,00	53,33	49,44	27,77	14,44	7,77
5	-	74,30	63,88	54,16	26,38	15,97	9,72
6	-	78,33	73,33	59,16	33,33	13,33	10,00
-	4	38,12	35,34	27,22	4,44	8,75	5,13
-	8	61,66	52,08	47,91	24,65	13,26	10,48
-	12	77,70	65,41	52,84	42,36	22,43	13,12
1	4	17,50	16,66	16,66	5,83	9,16	6,66
1	8	32,91	27,08	24,58	15,41	12,08	10,41
1	12	42,08	30,83	26,24	25,41	16,66	14,16
2	4	26,66	27,50	23,33	5,00	8,33	7,50
2	8	49,16	39,16	35,83	19,16	19,16	11,66
2	12	62,50	46,66	41,66	31,66	20,00	13,33
3	4	42,50	41,25	25,00	6,25	10,00	5,00
3	8	57,50	50,00	40,00	20,00	12,50	7,50
3	12	81,25	66,25	46,25	37,50	27,50	13,75
4	4	41,66	33,33	30,00	5,00	11,66	5,00
4	8	68,33	51,66	55,00	28,33	13,33	8,33
4	12	85,00	75,00	63,33	50,00	18,33	9,99
5	4	47,91	45,83	33,33	2,08	8,33	4,16
5	8	77,08	64,58	64,58	25,00	12,50	12,50
5	12	97,91	81,25	64,58	52,08	27,08	12,50
6	4	52,50	47,50	35,00	2,50	5,00	2,50
6	8	85,00	80,00	67,50	40,00	10,00	12,50
6	12	97,50	92,50	75,00	57,50	25,00	15,00
AG		*	*	*	ns	ns	ns
BL		*	*	*	*	*	*
AG x BL		*	ns	ns	*	ns	ns
Média		59,2	50,9	42,7	23,8	14,8	9,6
CV%		14,0	17,1	18,2	31,3	37,9	56,6

\* Significativo ao nível de 5%. ns: não significativo.

Quadro 3. Porcentagens de rejeição dos contrastes (em relação à média geral):  $Y1 = m1 - m4 = 6,5\%$ ;  $Y2 = m2 - m4 = 5\%$ , e  $Y3 = m3 - m4 = 4\%$ , obtidas pela utilização dos testes t de Student e de Bonferroni, considerando os fatores agrupamento (AG), número de blocos (BL) e interação entre os fatores, quando o coeficiente de variação é de 25%, a média do experimento de 1.500 kg/ha e resultados de análise da variância

AG	BL	t			Bonferroni		
		Y1	Y2	Y3	Y1	Y2	Y3
1	-	9,44	12,08	11,24	4,44	5,55	3,75
2	-	12,49	15,83	14,44	2,77	3,61	2,49
3	-	20,41	21,66	17,50	4,16	5,00	0,83
4	-	16,11	23,88	17,77	0,55	2,77	2,22
5	-	16,66	25,69	15,27	1,38	4,16	1,38
6	-	23,33	25,00	17,50	0,83	4,16	1,66
-	4	8,68	16,04	7,84	0,48	0,76	0,48
-	8	15,34	19,44	18,81	1,73	2,22	2,70
-	12	25,20	26,59	20,20	4,86	9,65	2,98
1	4	7,08	9,16	7,91	0,83	3,33	2,08
1	8	8,75	11,66	12,91	4,16	5,83	3,75
1	12	12,50	15,41	12,91	8,33	7,50	5,41
2	4	7,50	13,33	9,16	0,83	0,00	0,83
2	8	10,00	15,83	16,66	2,50	2,50	3,83
2	12	19,99	18,33	17,50	4,99	8,33	3,33
3	4	10,00	17,50	7,50	1,25	1,25	2,00
3	8	18,75	16,25	21,25	3,75	1,25	1,25
3	12	32,50	31,25	23,75	7,50	12,50	1,25
4	4	6,66	20,00	6,66	0,00	0,00	0,00
4	8	15,00	25,00	24,99	0,00	1,66	3,33
4	12	26,66	26,66	21,66	1,66	6,66	3,33
5	4	8,33	18,75	8,33	0,00	0,00	0,00
5	8	14,58	22,91	14,58	0,00	2,08	2,08
5	12	27,08	35,41	22,91	4,16	10,41	2,08
6	4	12,50	17,50	7,50	0,00	0,00	0,00
6	8	25,00	25,00	22,50	0,00	0,00	2,50
6	12	32,50	32,50	22,50	2,50	12,50	2,50
AG		*	ns	ns	*	*	*
BL		*	*	*	*	*	*
AG x BL		ns	ns	ns	ns	ns	ns
Média		16,4	20,7	15,6	2,4	4,2	2,1
CV%		36,3	33,7	30,7	119,2	79,1	143,3

\* Significativo ao nível de 5%. ns: não significativo.

Pela análise desses resultados, verifica-se que nos três contrastes, Y1, Y2 e Y3, o poder discriminativo do teste t é sempre superior ou igual ao obtido com o de Bonferroni.

Verifica-se, ainda, que o acréscimo no número de repetições aumenta o poder discriminativo dos dois testes, exceto quando esse poder já era próximo ou igual a 100%.

No quadro 4 encontram-se as porcentagens de rejeição dos contrastes com o uso do teste t e de Bonferroni quando os agrupamentos são constituídos de proporções variáveis de anos bons (B), médios (M) e ruins (R). A análise desses resultados mostra também que o teste de Bonferroni apresenta menor poder discriminativo que o t de Student.

Nos diferentes tipos de agrupamentos e contrastes, o poder discriminativo do teste de combinação de probabilidades sempre cresceu com o aumento do número de repetições. Um poder discriminativo de 80% significa que, em 80 de 100 experimentos, são obtidos resultados significativos para o teste.

Os resultados da análise da variância, considerando os contrastes Y1, Y2 e Y3 estão também no quadro 4. Na análise da variância, das porcentagens de rejeição da hipótese de nulidade, os fatores número de blocos (BL) e tipo de teste (t = teste "t" e B = teste de Bonferroni), são sempre significativos; no entanto, a interação BL x teste é significativa só no primeiro contraste.

Os resultados do quadro 5 permitem inferir qual seria o número ideal de repetições para assegurar, nos testes t e de Bonferroni, um poder discriminativo significativo, em 80% dos casos, quando reunidos os resultados de experimentos de três anos consecutivos, dos tipos BBB, MMM, RRR ou BMR. Considerando um cultivar de baixa estabilidade, isto é, que apresenta diferenças maiores nos anos bons e menor diferença em relação ao controle nos anos ruins, observa-se que o poder discriminativo para o tipo BBB (valor do contraste de 16%, média de 2.500 kg/ha e CV = 10%) ao adotar 12 repetições, foi de

100%, para ambos os testes; com o uso de 8 repetições, o poder discriminativo foi ainda de 100% para os dois e, com 4 repetições, de 96,5% para o teste t e de 77,5% para o de Bonferroni. Portanto, com 8 repetições por experimento e agrupamento de três anos do tipo BBB, o que seria pouco provável, ter-se-ia sempre um poder discriminativo superior a 80% para os dois testes.

Nos agrupamentos do tipo MMM, CV = 17,5% e média de 2.000 kg/ha, observa-se que, para o contraste Y1 (10%), o poder discriminativo obtido pelo uso do teste t foi de 81,2% para 12 repetições, 57,5% para 8 repetições e 42,5% para 4. Pelo teste de Bonferroni, os valores foram, respectivamente, de 37,5, 20,0 e 6,2%. Portanto, nessa situação, seriam necessários, pelo teste t, 12 repetições, e um número bem maior pelo de Bonferroni.

No caso de agrupamento do tipo RRR com CV = 25%, média de 1.500 kg/ha e contraste com valor de 6,5%, os resultados foram os seguintes: com 12 repetições, poder discriminativo de 32,5%; com 8, 18,8%, e com 4, em 10% dos casos, quando empregado o teste t. No de Bonferroni, esses valores caem para 7,5, 3,8 e 1,2%, respectivamente, para 12, 8 e 4 repetições. Tem-se, portanto, um poder discriminativo muito baixo, mesmo com 12 repetições, ou seja, o número de repetições teria que ser muito maior. Convém lembrar que um conjunto do tipo RRR deverá ser, como os anteriores, muito pouco freqüente.

No caso de 3 anos do BMR, tipo mais provável de ocorrer em uma seqüência de anos, para o contraste de maior magnitude (Y1), obtiveram-se, para o teste de Student, os valores 99,6, 95,8 e 80,0%, respectivamente, com o uso de 12, 8 e 4 repetições. Para o teste de Bonferroni, esses valores foram de 97,9, 83,3 e 39,6% para 12, 8 e 4 repetições respectivamente. Pelos resultados, ficou evidente que, com 8 repetições, teríamos assegurado um poder discriminativo acima de 90% para o teste t e acima de 80% para o de Bonferroni.

O quadro 5 apresenta ainda o poder discriminativo dos agrupamentos de 4 e 5 anos dos tipos BBBB, MMMM, RRRR e BMMR e BBBBB, MMMMM, RRRRR e BMMMR para 4, 8 e 12 repetições. O poder discriminativo cresce com o aumento do número de repetições.

Convém realçar que o uso do teste de t se justifica para comparações prefixadas, isto é, comparações escolhidas antes da realização do experimento.

Consideremos agora o caso de um cultivar "de boa estabilidade", isto é, que apresente di-

ferença de 10% em relação ao controle nos anos bons, 8,5% nos médios e 5% nos ruins, contraste Y2.

Na reunião de 3 anos bons, tipo BBB (quadro 1), obteve-se, no teste t, poder discriminativo maior que 80% com o uso de 4 ou mais repetições, enquanto no de Bonferroni um poder discriminativo maior que 80% só foi obtido com 12 repetições ou mais. Na reunião de 3 anos médios, tipo MMM (quadro 2), precisar-se-ia mais de 12 repetições para o teste t e número bem superior para o de Bonferroni.

Quadro 4. Porcentagens de rejeição dos contrastes entre médias,  $Y1 = m1 - m4$ ;  $Y2 = m2 - m4$ , e  $Y3 = m3 - m4$ , em função dos fatores agrupamento (AG), número de repetições (BL) e testes (t = Student e B = Bonferroni) e das interações dos fatores

AG	BL	Teste	Y1	Y2	Y3
BMR	4	t	80,0	56,6	25,8
BMR	8	t	95,8	77,5	42,1
BMR	12	t	99,6	91,7	61,2
BMR	4	B	39,6	15,8	6,2
BMR	8	B	83,3	39,2	13,8
BMR	12	B	97,9	64,2	27,9
BMMR	4	t	64,6	45,8	26,2
BMMR	8	t	89,6	69,6	47,5
BMMR	12	t	99,2	81,6	60,4
BMMR	4	B	12,1	10,4	2,5
BMMR	8	B	59,6	25,0	11,2
BMMR	12	B	86,2	42,9	17,1
BMMMR	4	t	74,1	53,8	31,7
BMMMR	8	t	90,4	78,2	60,0
BMMMR	12	t	100,0	89,2	66,2
BMMMR	4	B	9,1	7,5	3,3
BMMMR	8	B	62,9	32,9	14,2
BMMMR	12	B	86,7	42,9	17,5
BL			*	*	*
Teste			*	*	*
BL x teste			*	ns	ns
Média			73,9	51,4	29,7
CV%			5,9	9,8	13,6

\* Significativo ao nível de 5%. ns: não significativo.

Quadro 5. Poder discriminativo dos testes t e de Bonferroni no contraste,  $Y_1 = m_1 - m_4$ , em função da combinação de experimentos bom (B), médio (M) e ruim (R), em proporções variáveis, e número de repetições nos experimentos (BL)

Agrupamentos	t			Bonferroni		
	BL = 4	BL = 8	BL = 12	BL = 4	BL = 8	BL = 12
BBB	96,5	100,0	100,0	77,5	100,0	100,0
MMM	42,5	57,5	81,2	6,2	20,0	37,5
RRR	10,0	18,8	32,5	1,2	3,8	7,5
BMR	80,0	95,8	99,6	39,6	83,3	97,9
BBBB	100,0	100,0	100,0	90,0	100,0	100,0
MMMM	41,7	68,3	85,0	5,0	28,3	50,0
RRRR	6,7	15,0	26,7	0,0	0,0	1,7
BMMR	64,6	89,6	99,2	12,1	59,6	86,2
BBBBB	100,0	100,0	100,0	97,9	100,0	100,0
MMMMM	47,9	77,1	97,9	2,1	25,0	52,1
RRRRR	8,3	14,8	28,1	0,0	0,0	4,1
BMMMM	74,1	90,4	100,0	9,1	62,9	87,5

Na reunião de 3 anos ruins, tipo RRR (Quadro 3), o poder discriminativo, com 12 repetições, é extremamente baixo, isto é, menor que 32,5% para o teste t, e de 12,5% para o de Bonferroni. Vê-se que, para diferenças da ordem de 10%, ou menos, dever-se-ia ter bem mais que 12 repetições para assegurar um poder discriminativo de 80%.

#### 4. CONCLUSÕES

1. O teste t apresentou sempre um poder discriminativo maior ou igual (nos casos de 100%) que o de Bonferroni.

2. A magnitude do coeficiente de variação (e das condições a ele associadas) teve grande influência sobre o poder discriminativo dos testes efetuados.

3. No agrupamento de 3 anos, incluindo um ano bom, um médio e um ruim (BMR), quando foram utilizadas 8 repetições e a magnitude do contraste foi da ordem de 10%, obteve-se, para o teste de combinação de probabilidades,

um poder discriminativo superior a 90% para o teste t e a 80% para o de Bonferroni.

4. Nos agrupamentos de 4 e 5 anos dos tipos BMMR e BMMMM e, também, para contrastes de magnitude da ordem de 10%, com 8 repetições, o poder discriminativo do teste t foi superior a 80%. Para o de Bonferroni, são necessárias 12 repetições por experimento.

5. Para magnitude de contrastes da ordem de 8% da média e agrupamentos dos tipos BMR, BMMR e BMMMM somente com 12 repetições se obtém poder discriminativo acima de 80% para o teste t; para o de Bonferroni, o número de repetições deve ser bem maior que 12 para garantir esse poder.

#### REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ANDERSON, R.L. & BANCROFT, T.A. *Statistical theory in research*. New York, McGraw-Hill, 1952. 399p.
- BIRNBAUM, A. Combining independent tests of significance. *Journal of the American Statistical Association*, Washington, D.C., 49(267):559-574, 1954.

- CONAGIN, A.; IGUE, T. & NAGAI, V. *Teste de combinação de probabilidades em grupos de experimentos*. Campinas, Instituto Agronômico, 1993. 10p. (Boletim científico, 30)
- FISHER, R.A. *Statistical methods for research workers*. 4.ed. London, Oliver & Boyd, 1932. 307p.
- SNEDECOR, G.W. *Statistical methods: applied to experiments in agriculture and biology*. 5.ed. Ames, Iowa State College Press, 1956. 534p.
- SOKAL, R.R. & ROHLF, F.J. *Biometry: the principles and practice of statistics in biological research*. San Francisco, W.H. Freeman, 1969. 776p.
- STEEL, R.G.D. & TORRIE, J.H. *Principles and procedures of statistics: a biometrical approach*. 2.ed. New York, McGraw-Hill, 1980. 631p.
- WALLIS, W.A. Compounding probabilities from independent significance tests. *Econometrica*, Avon, 10:229-248, 1942.