ANÁLISE CONJUNTA DE GRUPO DE EXPERIMENTOS COM ALGUNS LOCAIS E TRATAMENTOS NÃO COMUNS[1]

JOÃO CARLOS IGNACZAK[2] e JOÃO GILBERTO CORRÊA DA SILVA[3]

RESUMO - Desenvolveu-se um método de análise conjunta de experimentos instalados em diversos locais durante dois anos, em que apenas parte dos tratamentos e locais é comum a todos os anos. Essa situação ocorre em programas de melhoramento de plantas cultivadas em que o critério de lançamento de novas cultivares se baseia na análise do comportamento relativo das cultivares em diversos locais de uma região por um determinado número de anos.

Termos para indexação: análise conjunta de experimentos, grupos de experimentos, competição de cultivares.

INTRODUÇÃO

Em experimentação agrícola é frequente a necessidade da análise conjunta de grupos de expementos. Isso ocorre quando se deseja inferir resultados para as condições gerais de uma região. Nesse caso, uma série de experimentos é efetuada em locais representativos da região durante um número suficiente de anos que represente as alternativas de clima da região.

Essa situação ocorre em programas de melhoramento de plantas cultivadas, quando o critério de lançamento de novas cultivares comerciais se baseia na análise do comportamento relativo das cultivares em diversos locais por um determinado período de anos. Usualmente ocorre que, por dificuldades na escolha de locais ou conveniência observada ao longo do programa de pesquisa, os locais variam de ano para ano, permanecendo apenas um certo número de locais comuns a todos os anos. O número de tratamentos, geralmente, também varia de ano para ano, já que, a cada etapa do programa de melhoramento, as cultivares julgadas inferiores são eliminadas e novas cultivares são adicionadas à competição. Para fins de lançamento, consideram-se apenas as cultivares em competição que completaram o número mínimo de anos exigido. Estas são as cultivares comuns a todos esses anos.

Neste trabalho considera-se a análise conjunta de experimentos de ν tratamentos comuns, instalados em l locais e em a anos, em que apenas parte dos l locais são comuns aos a anos. Estuda-se um modelo de análise da variação para essa situação, restringindo-se consideração ao caso particular de dois anos (a=2).

REVISÃO DE LITERATURA

A análise conjunta de experimentos tem sido tema de muitos artigos, dos quais COCHRAN (1937) e YATES & COCHRAN (1938) foram os primeiros. Ela também é discutida em vários textos tradicionais de delineamento de experimentos; por exemplo, COCHRAN & COX (1957), KEMPTHORNE (1973) e GOMES (1973).

COCHRAN & COX (1957) apresentaram um modelo de análise para grupos de experimentos delineados em blocos casualizados com ν tratamentos, instalados em l locais e em a anos, sendo os l locais comuns aos a anos. O modelo utiliza as médias dos tratamentos em cada local. Para a mesma situação, KEMPTHORNE (1973) sugere um modelo que utiliza as observações por parcela de cada experimento.

---

[1] Aceito para publicação em 31 de maio de 1978.
Parte da tese de mestrado apresentada pelo primeiro autor na Universidade de Brasília (UnB) em setembro de 1976.

[2] Eng.º Agr.º, M.Sc., Pesquisador do Centro Nacional de Pesquisa de Trigo - EMBRAPA, 99100, Passo Fundo, RS.

[3] Eng.º Agr.º, Ph.D., Pesquisador da EMBRAPA, 70.333, Brasília, DF.

Diversas situações alternativas têm sido consideradas na literatura quanto à análise conjunta de experimentos com um grupo de tratamentos comuns (GOMES & GUIMARÃES, 1958, GOMES 1970, FEDERER, 1956, SILVA, s.d. e FEDERER *et al.* 1975).

Não foram encontrados, na literatura consultada, estudos referentes à análise conjunta de experimentos com os mesmos v tratamentos efetuados em l locais e em a anos, em que apenas alguns dos l locais são comuns aos a anos. Apenas GOMES (1973) sugere tomar-se os experimentos indiferentemente, sem distinguir os efeitos de locais e anos, e analisá-los segundo o esquema apresentado na Tabela 1.

No caso de conjunto de experimentos em reticulados, realizados em l locais, ou em l locais e a anos, COCHRAN & COX (1957) sugerem tomar as médias (ou totais) ajustadas dos tratamentos e o erro efetivo de cada experimento e proceder como na análise conjunta de experimentos em blocos casualizados.

A análise conjunta de experimentos pressupõe a homogeneidade da variância do erro residual para todos os experimentos.

Segundo COCHRAN & COX (1957) e KEMPTHORNE (1973), pode-se testar a homogeneidade de variância pelo teste de Bartlett. No entanto, segundo BOX (1953), citado por GOMES (1973), o teste de Bartlett para comparações de variâncias é tão sensível à falta de normalidade que deve ser abandonado.

Estudos de BOX (1954) indicam que, se todos os experimentos têm o mesmo número de parcelas, a relação entre o maior e o menor quadrado médio poderá ir até três ou quatro sem que isso cause prejuízos sérios para a validade do teste. Quando, porém, essa relação vai muito além disso, convém considerar, separadamente, subgrupos de experimentos com quadrados médios dos erros não muito heterogêneos. Alternativamente, pode-se fazer ajuste no número de graus de liberdade de acordo com o método proposto por COCHRAN (1954), que também é apresentado em GOMES (1973).

MODELO DE ANÁLISE

No presente estudo adota-se o modelo

$$y_{ijk} = \mu + L_i + A_j + V_k + (LA)_{ij} + (LV)_{ik} + (AV)_{jk} + (LAV)_{ijk},$$

$i = 1,2,...,l; j = 1,2; k = 1,2 ..., v;$
onde y_{ijk} é a média (ajustada ou não ajustada, conforme o delineamento) do tratamento k no local i e no ano j, μ representa um efeito médio geral, L_i o efeito do local i, A_j o efeito do ano j, V_k o efeito do tratamento k, $(LA)_{ij}$ o efeito da interação do local i com o ano j, $(LV)_{ik}$ o efeito da interação entre o local i e o tratamento k, $(AV)_{jk}$ o efeito da interação ano j com o tratamento k, e $(LAV)_{ijk}$ o efeito da interação do local i com o ano j e o tratamento k, $l = l_c + l_1 + l_2$, onde l é o número de locais distintos; l_c o número de locais comuns aos dois anos, l_1 o número de locais no primeiro ano não comuns aos dois anos e l_2 o número de locais no segundo ano não comuns aos dois anos.

Supõe-se que μ e V_k são efeitos fixos e os demais, aleatórios. Com o modelo acima, admitem-se as seguintes hipóteses:

TABELA 1. Esquema da análise da variação sugerido por Pimentel Gomes para um grupo de experimentos com alguns locais não comuns

Causas da variação	Graus de liberdade
Tratamentos	$v - 1$
Experimentos	$l - 1$
Tratamentos x experimentos	$(v - 1)(l - 1)$

$$\sum_{k=1}^{v} V_k = 0;$$

$$E(L_i) = E(A_j) = E(LA)_{ij} = E(LV)_{ik} =$$
$$= E(AV)_{jk} = E(LAV)_{ijk} = 0;$$
$$E(L_i^2) = \sigma_L^2;\ E(LV)_{ik}^2 = \sigma_{LV}^2;$$
$$E(LA)_{ij}^2 = \sigma_{LA}^2;$$
$$E(A_j^2) = \sigma_A^2;\ E(AV)_{jk}^2 = \sigma_{AV}^2;$$
$$E(LAV)_{ijk}^2 = \sigma_{LAV}^2.$$

Admite-se, ainda, que todos os experimentos possuem a mesma variância para o erro σ_e^2.

A definição dos efeitos L_i e A_j como aleatórios fundamenta-se no propósito de estender os resultados da análise conjunta, baseada num grupo de experimentos instalados em alguns locais em determinados anos, para toda uma região e para os demais anos que seguem àqueles nos quais foram realizados os experimentos (SEARLE 1971).

O esquema da análise da variação, com os efeitos considerados no modelo acima e seus respectivos números de graus de liberdade e esperanças matemáticas dos quadrados médios, é apresentado na Tabela 2.

Não existe teste exato para testar alguns efeitos de interesse. Mas testes F aproximados podem ser obtidos através da construção de combinações lineares de quadrados médios:

$$\sum_i a_i\ QM_i$$

e determinação dos correspondentes números de graus de liberdade pela fórmula aproximada de SATTERTHWAITE (1946):

$$\frac{\left(\sum_i a_i\ QM_i\right)^2}{\sum_i \frac{(a_i\ QM_i)^2}{GL_i}},$$

onde GL_i é o número de graus de liberdade correspondente ao i-ésimo quadrado médio.

A estatística F adequada para o teste dos efeitos de tratamentos é

$$F_{Trat.} = \frac{QM_{12} + \omega\ QM_1}{x\ QM_6 + y\ QM_4},$$

onde

$$\omega = \frac{a(2l_c\, l + l_1^2 + l_2^2)}{a l_t\, l_c} + \frac{l_c(4l_c + l_1 + l_2) - a l_t\, l_c}{a l_t\, l_c},$$

$$x = \frac{2 l_c\, l + l_1^2 + l_2^2}{l_t\, l_c},$$

$$y = \frac{4l_c + l_1 + l_2}{a\, l_t}.$$

Os números de graus de liberdade do numerador e denominador de F são dados, respectivamente, por:

$$GL_{Numer.} = \frac{(QM_{12} + \omega\ QM_1)^2}{\frac{(QM_{12})^2}{GL_{QM_{12}}} + \frac{(\omega\ QM_1)^2}{GL_{QM_1}}},$$

$$GL_{Denom.} = \frac{(x\ QM_6 + y\ QM_4)^2}{\frac{(x\ QM_6)^2}{GL_{QM_6}} + \frac{(y\ QM_4)^2}{GL_{QM_4}}},$$

A estimativa da variância casual a ser usada nos testes para comparar contrastes de tratamentos, é dada por:

$$S^2 = x\ QM_6 + y\ QM_4 + z\ QM_1,$$

onde x e y são definidos acima e

$$z = \frac{a l_t\, l_c - a(2l_c\, l + l_1^2 + l_2^2)}{a l_t\ l_c} - \frac{l_c(4\, l_c + l_1 + l_2)}{a l_t\ l_c},$$

TABELA 2. Análise da variação de um grupo de experimentos com tratamentos comuns, repetidos em dois anos, em locais comuns e não comuns a esses anos

Causas de variação	GL	E (QM)	QM
Tratamentos	v-1	$\sigma^2_{LAV} + \frac{(2l_c l + l_1^2 + l_2^2)\sigma^2_{AV}}{l_t} + \frac{(4l_c + l_1 + l_2)\sigma^2_{LV}}{l_t} + \frac{l_t}{v-1}\sum_{k=1}^{v} V_k^2$	QM_{12}
Anos (p/locais comuns)	a-1	$\sigma^2_{LAV} + l_c\,\sigma^2_{AV} + v\,\sigma^2_{LA} + l_c\,v\,\sigma^2_A$	QM_{11}
Locais comuns	l_c-1	$\sigma^2_{LAV} + a\sigma^2_{LV} + v\,\sigma^2_{LA} + a\,v\,\sigma^2_L$	QM_{10}
Locais não comuns	l_d-1		QM_9
Locais comuns *vs* locais não comuns	1		QM_8
Anos x locais comuns	(a-1)(l_c-1)	$\sigma^2_{LAV} + v\,\sigma^2_{LA}$	QM_7
Trat. x anos (p/locais comuns)	(v-1)(a-1)	$\sigma^2_{LAV} + l_c\,\sigma^2_{AV}$	QM_6
Tratamentos x locais	(v-1)(l-1)		QM_5
Trat. x locais comuns	(v-1)(l_c-1)	$\sigma^2_{LAV} + a\,\sigma^2_{LV}$	QM_4
Trat. x locais não comuns	(v-1)(l_d-1)		QM_3
Trat. x (locais comuns *vs* locais não comuns)	v-1		QM_2
Trat. x anos x locais comuns	(v-1)(a-1)(l_c-1)	σ^2_{LAV}	QM_1

$l_d = l_1 + l_2$ (número de locais não comuns aos dois anos).
$l_t = 2l_c + l_1 + l_2$ (número total de ensaios)
$a = 2$

com número de graus de liberdade

$$n = \frac{(S^2)^2}{\frac{(x\,QM_6)^2}{GL_{QM_6}} + \frac{(y\,QM_4)^2}{GL_{QM_4}} + \frac{(z\,QM_1)^2}{GL_{QM_1}}}$$

Os demais efeitos de interesse podem ser testados pelas estatísticas apresentadas na Tabela 3.

UM EXEMPLO

Para ilustração do método, serão utilizados os dados de peso da produção de grãos em kg/ha de cinco cultivares de trigo, obtidos em sete locais do Rio Grande do Sul. Estes dados são provenientes de experimentos do Ensaio Sul-Brasileiro de Linhagens de Trigo dos anos de 1973 e 1974. Estes experimentos foram delineados em reticulado quadrado 6 x 6, sendo compostos, portanto, de 36 cultivares. No entanto, na ilustração considerar-se-ão apenas as cinco cultivares cujas médias ajustadas do peso da produção de grãos são apresentadas na Tabela 4, juntamente com os locais, o quadrado médio do erro efetivo (QME') e o coeficiente de variação (CV) de cada experimento. A condução destes ensaios foi feita por uma rede de experimentação constituída pela Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (EMBRAPA), Secretaria da Agricultura (SA), Federação das Cooperativas Brasileiras de Trigo e Soja Ltda (FECOTRIGO)

TABELA 3. Estatísticas para o teste F dos efeitos que compõem a análise da variação do conjunto de experimentos realizados nos dois anos, em locais comuns e não comuns a esses anos.

Efeitos	Estatísticas
Anos (p/locais comuns)	$\dfrac{QM_{11} + QM_1}{QM_7 + QM_6}$
Locais comuns	$\dfrac{QM_{10} + QM_1}{QM_7 + QM_4}$
Anos x locais comuns	$\dfrac{QM_7}{QM_1}$
Tratamentos x anos (p/locais comuns)	$\dfrac{QM_6}{QM_1}$
Tratamentos x locais comuns	$\dfrac{QM_4}{QM_1}$

e Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS).

Segundo o critério estabelecido por BOX (1954), pode-se considerar a variância σ_e^2 como homogênea para todos os experimentos, pois a relação entre o maior e o menor quadrado médio (respectivamente, 92.558,9 e 37.650,9) é de 2,458 e todos os experimentos tinham o mesmo número de parcelas. Portanto, pode-se efetuar a análise conjunta deste grupo de experimentos.

No cálculo das somas de quadrados para a análise da variação utilizam-se três termos de correção:

$$\text{Correção geral} = C_G = \frac{(\text{Total Geral})^2}{\text{Número total de observações}},$$

$$\text{Correção para locais comuns} = C_1 = \frac{(\text{Total para locais comuns})^2}{\text{Número de observações para locais comuns}},$$

$$\text{Correção para locais não comuns} = C_2 = \frac{(\text{Total para locais não comuns})^2}{\text{Número de observações para locais não comuns}}.$$

O termo de correção geral (C_G) é usado no cálculo das somas de quadrados dos seguintes efeitos: total, tratamentos, locais comuns *vs* locais não comuns, locais, tratamentos x locais, tratamentos x (locais comuns *vs* locais não comuns). C_1 entra no cálculo das somas de quadrados dos efeitos referentes a locais comuns e C_2, nas somas de quadrados relativas a locais não comuns.

O cálculo das somas de quadrados para todos os efeitos se processa da maneira usual.

A análise da variação obtida para os dados ilustrativos é apresentada na Tabela 5.

Pode-se obter a estatística F para o teste aproximado de efeitos de tratamentos da seguinte forma:

$$\omega = \frac{[2(2x3x7 + 2^2 + 2^2) + 3(4x3 + 2 + 2)}{2(2x3 + 2 + 2)^3} -$$

TABELA 4. Médias ajustadas do peso da produção de grãos tabuladas de maneira a facilitar os cálculos Quadrados médios do erro efetivo (QME') e coeficientes de variação (CV)

Tratamentos	Locais comuns aos dois anos: 1973: 1	1973: 2	1973: 3	Sub-tot. de trat. nos loc. com. p/1973	1974: 1	1974: 2	1974: 3	Sub-tot. de trat. nos loc. com. p/1974	Total de trat. p/ loc. com.	Locais não comuns aos dois anos: 1973: 4	1973: 5	1974: 6	1974: 7	Total de trat. p/ loc. não comuns	Total geral de tratamentos
1 Pel 13738-68 (IAS 63)	1.632,2	1.586,5	969,9	4.188,6	1.006,6	2.782,5	2.091,6	5.880,7	10.069,3	2.375,0	1.180,0	1.745,8	2.275,0	7.575,8	17.645,1
2 B 20	1.716,9	1.862,7	1.021,5	4.601,1	926,5	2.647,5	1.845,8	5.419,8	10.020,9	2.220,8	1.593,3	1.854,1	1.950,0	7.618,2	17.639,1
3 PF 70546	1.656,8	2.039,2	1.372,3	5.068,3	892,8	2.796,6	1.616,6	5.306,0	10.374,3	2.625,0	1.285,8	1.975,0	2.295,8	8.181,6	18.555,9
4 Pel 14049-65	2.018,8	1.468,4	1.064,6	4.551,8	1.021,8	2.779,1	2.112,5	5.913,4	10.465,2	2.408,3	1.352,5	1.862,5	2.387,5	8.010,8	18.476,0
5 B 15	2.147,7	1.920,3	1.543,7	5.611,7	812,9	2.267,5	1.620,8	4.701,2	10.312,9	2.241,6	1.181,6	1.670,8	1.829,1	6.923,1	17.236,0
TOTAIS	9.172,4	8.877,1	5.972,0	24.021,5	4.660,6	13.273,2	9.287,3	27.221,1	51.242,6	11.870,7	6.593,2	9.108,2	10.737,4	38.309,5	89.552,1
QME'	80.569,5	77.576,9	74.690,6		40.899,3	53.885,7	92.558,9			75.496,2	37.650,9	76.490,3	86.332,0		
CV	15,6	16,6	21,8		20,1	9,0	17,2			12,0	14,4	15,8	13,3		

1 = Veranópolis 2 = S.Borja 3 = Enc. Sul 4 = L. Vermelha 5 = Chiapetta 6 = Bagé 7 = S. Gabriel

$$- \frac{2(2x3 + 2 + 2)3]}{2(2x3 + 2 + 2)^3} = \frac{22}{15},$$

$$x = \frac{2x3x7 + 2^2 + 2^2}{(2x3 + 2 + 2)3} = \frac{5}{3},$$

$$y = \frac{4x3 + 2 + 2}{2(2x3 + 2 + 2)} = \frac{4}{5},$$

$$F_{Trat.} = \frac{33.384{,}42 + \frac{22}{15}\,24.514{,}83}{\frac{5}{3}\,176.060{,}42 + \frac{4}{5}\,29.644{,}74} =$$

$$= 0{,}2186 \cong 0{,}22.$$

Os números de graus de liberdade do numerador e do denominador de F são calculados como segue:

$$GL_N = \frac{(33.384{,}42 + \frac{22}{15}\,24.514{,}83)^2}{\frac{(33.384{,}42)^2}{4} + \frac{(\frac{22}{15}24.514{,}83)^2}{8}} =$$

$$= 10{,}92 \cong 11,$$

$$GL_D = \frac{(\frac{5}{3}\,176.060{,}42 + \frac{4}{5}\,29.644{,}74)^2}{\frac{(\frac{5}{3}\,176.060{,}42)^2}{4} + \frac{(\frac{4}{5}\,29.644{,}74)^2}{8}} =$$

$$= 4{,}66 \cong 5.$$

Para estimar a variância casual a ser usada nos testes para comparar contrastes de tratamentos, calcula-se

$$z = \frac{2(2x3+2+2)3 - 2(2x3x7+2^2+2^2)}{2(2x3+2+2)3} -$$

$$- \frac{3(4x3+2+2)}{2(2x3+2+2)3} = \frac{22}{15}.$$

Obtém-se, então,

$$S^2 = \frac{5}{3}\ 176.060{,}42 + \frac{4}{5}\ 29.644{,}74 +$$

$$+ (-\frac{22}{15}\ 24.514{,}83) = 281.194{,}74,$$

com número de graus de liberdade

$$n' = \frac{281.194{,}74^2}{\frac{(\frac{5}{3}176.060{,}42)^2}{4} + \frac{(\frac{4}{5}29.644{,}74)^2}{8} + \frac{(-\frac{22}{15}24.514{,}83)^2}{8}} =$$

$$= 3{,}63 \cong 4.$$

REFERÊNCIAS

BOX, G.E.P. Non-normality and tests on variances. Biometrika, 40:318-35, 1953.

————. Some theorems on quadratic forms applied in the study of analysis of variance problems. I. Effect of inequality of variance in the one-way classification. Ann. Math. Stat., 25:290-302, 1954.

COCHRAN, W.G. The combination of estimates from different experiments. Biometrics, Raleigh, 10:101-29, 1954.

————. Problems arising in the analysis of a series of similar experiments. Suppl. Jour. Roy. Stat. Soc., 4(1):102-18, 1937.

————. & COX, G.M. Experimental designs. 2.ed. New York, John Wiley, 1957.

FEDERER, W.T. Augmented (or hoonuiaku) designs. Hawaiian Planter's Record, 55:191-208, 1956.

————. NAIR, R.C. & RAGHAVARAO, R. Some augmented row-column designs. Biometrics, Releigh, 31:361-73, 1975.

KEMPTHORNE, O. Design and analysis of experiments. 6.ed. New York, Krieger, 1973.

GOMES, F.P. Curso de estatística experimental. 5.ed. Piracicaba, Nobel, 1973.

TABELA 5. Análise da variação dos dados de peso da produção de grãos do conjunto de experimentos

Causas de variação	GL	QM
Tratamentos	4	33.384,42
Anos (p/locais comuns)	1	341.248,00
Locais comuns	2	1.978.294,86
Locais não comuns	3	1.048.694,88
Locais comuns *vs* locais não comuns	1	516.119,05
Anos x locais comuns	2	2.363.038,42
Tratamentos x anos (p/locais comuns)	4	176.060,42
Tratamentos x locais	24	26.691,02
Tratamentos x locais comuns	8	29.644,74
Tratamentos x locais não comuns	12	22.923,45
Tratamentos x (locais comuns *vs* locais não comuns)	4	32.086,32
Tratamentos x anos x locais comuns	8	24.514,83
TOTAL	49	

———. An extention of the method of joint analysis of experiments in complete randomized blocks. Biometrics, Raleigh, 26:332-6, 1970.

———. & GUIMARÃES, R.F. Joint analysis of experiments in complete randomized blocks with some common treatments. Biometrics, Raleigh, 14:521-6, 1958.

SATTERTHWAITE, F.E. An approximate distribution of estimates of variance components. Biometrics, Raleigh, 2:110-4, 1946.

SEARLE, S.R. Linear models. New York, John Wiley, 1971.

SILVA, E.C. da. Grupos de ensaios em blocos casualizados com tratamentos comuns. s.d. 17p. Mimeografado.

YATES, F. & COCHRAN, W.G. The analysis of groups of experiments. Journal of Agricultural Science, London, 28:556-80, 1938.

ABSTRACT - JOINT ANALYSIS OF SERIES OF EXPERIMENTS WITH SOME DISTINCT TREATMENTS AND LOCATIONS

A method of joint analysis of series of experiments performed in several locations and years is developed for the case in which just part of the treatments and locations is common to every year. This situation occurs in plant breeding programs where the criterion for certification of new varieties is based on the relative behavior of the varieties in several locations for a certain number of years.

Index terms: **joint analysis of experiments, series of experiments, variety competition.**