ANÁLISE CONJUNTA DE EXPERIMENTOS EM BLOCOS INCOMPLETOS COM ALGUNS TRATAMENTOS COMUNS - ANÁLISE INTRABLOCOS[1]

ANTÔNIO CARLOS DE OLIVEIRA[2]

RESUMO - Considera-se um método simplificado de análise de variância para o caso em que os tratamentos a serem comparados, designados de "tratamentos regulares", são distribuídos em vários experimentos, em blocos incompletos parcialmente balanceados (PBIB), mas com alguns tratamentos comuns adicionados a cada bloco. Foram determinadas as expressões para as várias somas de quadrados, as médias de tratamentos ajustadas para efeito de blocos e as variâncias das estimativas dos diferentes contrastes entre médias de tratamentos. Os resultados são particularizados para o caso de delineamentos em blocos incompletos balanceados (BIB) e reticulados quadrados (látices quadrados). Um exemplo é dado para ilustração.

Termos para indexação: reticulado quadrado, grupo de experimentos.

JOINT ANALYSIS OF EXPERIMENTS IN INCOMPLETE BLOCK DESIGNS WITH SOME COMMON TREATMENTS - INTRABLOCK ANALYSIS

ABSTRACT - A simplified method of intrablock analysis of variance is considered for the case in which treatments to be compared, designed as "regular treatments", are distributed through several experiments, in partially balanced incomplete blocks (PBIB), but with some common treatments added to each block. Expressions for sum of squares, treatment means adjusted for blocks effects; and variances of estimates of contrasts involving treatment means were developed. Results are given in details for balanced incomplete block designs (BIB) and square lattice designs. An example is given for illustration.

Index terms: square lattices, groups of experiments.

INTRODUÇÃO

É comum, em programas de melhoramento genético de plantas, o melhorista se deparar com um número elevado de genótipos a serem avaliados em condições de campo. Nessa situação, utilizam-se, freqüentemente, os delineamentos em blocos incompletos, como é o caso dos reticulados quadrados (látices quadrados) nos experimentos com a cultura do milho.

Outros delineamentos menos utilizados são os chamados blocos aumentados de Federer (1956, 1961a, 1961b), os experimentos em blocos ao acaso com tratamentos comuns (Pimentel-Gomes & Guimarães 1958, Pimentel-Gomes 1985), e os blocos incompletos balanceados, com tratamentos comuns (Pavate, 1961).

Em algumas situações, o número de genótipos é tão grande que o melhorista separa esses genótipos em grupos de experimentos delineados em reticulados quadrados (látices quadrados).

A análise de variância "conjunta", feita para se estimar os parâmetros genéticos, assume um modelo em que os efeitos de genótipos são considerados dentro de experimentos. Nesse caso, as comparações entre médias de genótipos de diferentes experimentos não podem ser feitas, uma vez que, não havendo tratamento comum entre experimentos, os contrastes correspondentes não são estimáveis. Apesar disso, tais procedimentos têm sido utilizados (Santos 1985, Aguiar 1986, Pacheco 1987, Arriel 1991, dentre outros).

A prática de se incluir tratamentos comuns em cada bloco desses experimentos é vantajosa, pois permite uma análise conjunta dos dados, tornando possível a comparação de médias de genótipos pertencentes a experimentos diferentes. Além

[1] Aceito para publicação em 22 de abril de 1993.

[2] Eng.-Agr., Dr., EMBRAPA/Centro Nacional de Pesquisa de Milho e Sorgo (CNPMS), Caixa Postal 151, CEP 35700 Sete Lagoas, MG.

disso, as demais comparações tornam-se mais precisas.

Neste trabalho considera-se o caso em que os tratamentos (genótipos) a serem comparados, designados de "tratamentos regulares", são distribuídos em vários experimentos, em blocos incompletos parcialmente balanceados (PBIB), mas com alguns tratamentos comuns adicionados a cada bloco.

O objetivo é apresentar para esse tipo de ensaio um método simplificado de análise de variância, assim como as expressões para as variâncias dos diferentes contrastes entre médias de dois tratamentos. Os resultados são particularizados para os casos de delineamentos em blocos incompletos balanceados (BIB) e reticulados quadrados (látices quadrados).

Caracterização dos delineamentos PBIB

Um delineamento em blocos incompletos é chamado, por Bose & Nair (1939), de "parcialmente balanceado", se:

(i) há **v** tratamentos arranjados em **b** blocos.

(ii) cada tratamento ocorre em **r** blocos.

(iii) fixando-se um tratamento qualquer, os restantes podem ser agrupados em **m** grupos contendo n_1, n_2,..., n_m tratamentos, de tal modo que os n_i tratamentos do i-ésimo grupo ocorram com esse tratamento em λ_i blocos. Os tratamentos do i-ésimo grupo são chamados de i-ésimos associados do tratamento em questão. Os valores de n_1, n_2, ..., n_m, λ_1, λ_2, ..., λ_m são independentes do tratamento considerado. Alguns dos λ's podem ser iguais.

(iv) Se o tratamento A é i-ésimo associado de B, o tratamento B é também i-ésimo associado de A. Se A e B são i-ésimos associados, $p^i_{jj'}$, representa o número de tratamentos comuns aos j-ésimos associados de A e j'-ésimos associados de B, e é independente do par de tratamentos que se considera.

Caracterização do grupo de experimentos

Tomem-se, **g** experimentos delineados em blocos incompletos parcialmente balanceados (PBIB) com duas classes de associados (m = 2). Considerando-se esses **g** experimentos conjuntamente, verifica-se que eles também satisfazem as condições de um delineamento PBIB, mas com três classes de associados. Neste caso, os terceiros associados correspondem aos tratamentos pertencentes a experimentos diferentes.

A inclusão de **c** tratamentos comuns nos blocos de cada experimento resulta em um delineamento aumentado com os parâmetros: **v' = vg + c** (número total de tratamentos), **k' = k + c** (total de parcelas por bloco), **b' = bg** (número total de blocos), **r'** (número de repetições dos tratamentos), $\lambda_{uu'}$ (número de blocos onde o u-ésimo e o u'-ésimo tratamentos ocorrem juntos) e ainda os parâmetros $\mathbf{n_i}$ (i = 1,2,3) e $\mathbf{p^i_{jj'}}$, (i, j, j' = 1,2,3), definidos conforme Bose & Nair (1939). Pode-se verificar que **r' = r**, nos tratamentos regulares; **r' = bg**, nos tratamentos comuns; ($\lambda_{uu'} = \lambda_i$ (i = 1,2,3), nos dois tratamentos regulares i-ésimos associados (λ_1 e λ_2 referem-se aos tratamentos de um mesmo experimento, e $\lambda_3 = 0$ a tratamentos de experimentos diferentes); $\lambda_{uu'}$ = **bg**, nos dois tratamentos comuns e $\lambda_{uu'}$ = **r**, em tratamento regular e outro comum.

A análise de variância segue o esquema apresentado na Tabela 1.

MÉTODOS

Seja Y_{uhl} o valor observado resultante da aplicação do u-ésimo tratamento na h-ésimo bloco do i-ésimo experimento, em que, u = s se o tratamento é regular, e u = s' se é tratamento comum. Se m é uma constante,

TABELA 1. Esquema da análise de variância intrablocos de grupos de experimentos em PBIB com tratamentos comuns adicionados aos blocos.

Causa de variação	GL	SQ
Experimentos (Exp.)	g-1	SQEXP
Blocos dentro de Exp. (N.Aj.)	g(b-1)	SQBLOCOS
Tratamentos (Ajustados)	vg + c - 1	SQTRAT.AJ
Interação Trat. comuns x Exp.	(c-1) (g-1)	SQINT
Resíduo intrabloco	g[b(k'-1) - v'+1]	SQRES
Total	gbk'-1	SQTOTAL

p_l o efeito do i-ésimo experimento (i = 1, 2,...,g) , t_{sl} o efeito do s-ésimo tratamento regular do i-ésimo experimento (s = 1,2,...,v), ts' o feito do s'-ésimo tratamento comum (s' = 1,2,...c), b_{hl} o efeito do h-ésimo bloco no i-ésimo experimento, $(pt)_{ls}$ o efeito da interação entre tratamentos comuns e experimentos, e se esses efeitos são aditivos, então:

$$y_{uhl} = m + p_l + b_{hl} + t_{sl} + t_{s'} + (pt)_{ls'} + e_{uhl} \qquad (1)$$

onde t_{sl} não ocorre no modelo se u = s', $t_{s'}$ e $(pt)_{ls'}$ não ocorrem quando u = s, e e_{uhl} é um efeito aleatório, normal e independentemente distribuído com média zero e variância σ_2.

Sejam T_{sl} e $T_{s'}$, os totais das observações para o s-ésimo tratamento regular do l-ésimo experimento e s' tratamento comum, respectivamente. Pode-se, então, definir:

$$Q_{sl} = T_{sl} - \frac{1}{k'} A_{sl} \qquad (2)$$

$$Q_{s'} = T_{s'} - \frac{1}{k'} G \; , \qquad (3)$$

sendo que A_{sl} representa o total dos blocos onde ocorre o s-ésimo tratamento regular do l-ésimo experimento e G é o total geral.

Partindo-se da solução de t_s, obtida por Oliveira (1990) para o caso de um único experimento, e procedendo-se às adaptações necessárias para a situação presente, obtém-se a solução intrablocos para t_{sl}.

RESULTADOS

A expressão obtida para o efeito intrabloco do s-ésimo tratamento regular do l-ésimo experimento é

$$\hat{t}_{sl} = \frac{k'}{r(k'-1)\Delta} \left\{ \begin{array}{l} \Delta Q_{sl} + AS_1(Q_{sl}) + BS_2(Q_{sl}) + \delta A \, \Sigma_{s=1}^{v} Q_{sl} + \\ + \dfrac{1}{brgk'} \left[\begin{array}{l} \Delta r^2 + \delta Abrgk' + (r^2 - \lambda_1 bg) An_1 + \\ + (r^2 - \lambda_2 bg) Bn_2 - r^2 \delta An_3 \end{array} \right] \Sigma_{s'=1}^{c} Q_{s'} \end{array} \right\} \qquad (4)$$

sendo,

$$A = \lambda_1 a_{22} - \lambda_2 a_{21}$$

$$B = \lambda_2 a_{11} - \lambda_1 a_{12}$$

$$\Delta = a_{11} a_{22} - a_{12} - a_{21}$$

$$\delta = \frac{a_{13}}{a_{33}}$$

$$a_{11} = r(k'-1) + (\lambda_1 - \lambda_2) p^1{}_{12} + \lambda_1$$

$$a_{12} = (\lambda_1 - \lambda_2)\ p_{12}^2$$

$$a_{21} = (\lambda_2 - \lambda_1) p_{21}^1$$

$$a_{22} = r(k'-1) + (\lambda_2 - \lambda_1) p_{21}^2 + \lambda_2$$

$$a_{13} = \lambda_1 n_1$$

$$a_{33} = r(k'-1) - \lambda_1^3 p_{31} - \lambda_2^3 p_{32}$$

As expressões $s_1(Q_{s1})$ e $S_2(Q_{s1})$ representam as as somas dos valores de Q_{s1} dos tratamentos regulares primeiros e segundos associados do s-ésimo tratamento, respectivamente, do i-ésimo experimento.

A solução para os efeitos dos tratamentos comuns é dada por

$$\hat{t}_{s'} = \frac{1}{bg} Q_{s'} \qquad (5)$$

A soma de quadrados de tratamentos ajustada (SQTrat.aj.) pode ser determinada através da seguinte expressão:

$$\text{SQTrat.aj.} = \Sigma_{l=1}^{g} \Sigma_{s=1}^{v} \hat{t}_{sl} Q_{sl} + \Sigma_{s'=1}^{c} \hat{t}_{s'} Q_{s'} \qquad (6)$$

e as demais somas de quadrados, apresentadas na Tabela 1, na forma usual.

As variâncias das estimativas das diferenças entre duas médias de tratamentos são obtidas considerando-se cinco tipos de contrastes:

(1) Contraste entre médias de dois tratamentos

regulares primeiros associados (mesmo experimento e juntos em λ_1 blocos):

$$V(\hat{m}_{s1}-\hat{m}_{s*1}) = \frac{2k'[\Delta-A]\sigma^2}{r(k'-1)\Delta} = V_1 \qquad (7)$$

(2) Contraste entre médias de dois tratamentos regulares segundos associados (mesmo experimento e juntos em λ_2 blocos):

$$V(\hat{m}_{s1}-\hat{m}_{s*1}) = \frac{2k'[\Delta-B]\sigma^2}{r(k'-1)\Delta} = V_2 \qquad (8)$$

(3) Contraste entre médias de dois tratamentos regulares terceiros associados (experimentos diferentes):

$$V(\hat{m}_{s1}-\hat{m}_{s*1'}) = \frac{2k'[a_{33}\Delta + a_{13}A]\sigma^2}{r(k'-1)a_{33}\Delta} = V_3 \qquad (9)$$

(4) Contraste entre médias de dois tratamentos comuns:

$$V(\hat{m}_{s'}-\hat{m}_{s'*}) = \frac{2\sigma^2}{bg} \qquad (10)$$

(5) Contraste entre médias de um tratamento regular e outro comum:

$$V(\hat{m}_{s1}-\hat{m}_{s'}) = \frac{\sigma^2}{bg}\left\{1 + \frac{1}{r^2(k'-1)\Delta} \left[\begin{array}{l}\Delta brgk'-\Delta r^2-(r^2-\lambda_1 bg)n_1A - \\ -(r^2-\lambda_2 bg)n_2B + r^2v(g-1)\delta A\end{array}\right]\right\} \qquad (11)$$

9

Observa-se que para o caso de contrastes entre tratamentos regulares há dois tipos de variâncias (V_1 e V_2). A variância média pode ser obtida através da expressão:

$$V(m_{s1}-m_{s*1}) = \frac{n_1v_1 + n_2v_2}{v-1} \qquad (12)$$

Delineamentos BIB - Os delineamentos BIB podem ser considerados como um caso particular de delineamentos PBIB quando $\lambda_1 = \lambda_2$. Portanto, a expressão de t_{s1}, para delineamentos BIB, pode ser obtida a partir de (4) considerando-se $\lambda_1 = \lambda_2 = \lambda$. Isso resulta em

$$\hat{t}_{s1} = \frac{k'}{\lambda v + rc}\left\{Q_{s1} + \frac{\lambda \sum_{s=1}^{v} Q_{s1}}{r(k'-1)} + \frac{r(\lambda v+rc)+(r^2-\lambda bg)(k'-c-1)}{bgrk'(k'-1)} \sum_{s'=1}^{c} Q_{s'}\right\} \qquad (13)$$

A solução para os efeitos dos tratamentos comuns é obtida conforme expressão em (5) e a soma de quadrados de tratamentos, ajustada para blocos, conforme (6).

As variâncias das diferenças entre duas médias de tratamentos são:

$V(\hat{m}_{s1} - \hat{m}_{s*1}) = \dfrac{2K'\sigma^2}{\lambda V + rC}$, para tratamentos regulares de um mesmo experimento,

$V(\hat{m}_{s1} - \hat{m}_{s*1'}) = \dfrac{2K'\sigma^2}{r(k'-1)}$, para tratamentos regulares de experimentos diferentes,

$V(\hat{m}_{s'} - \hat{m}_{s'*}) = \dfrac{2\sigma^2}{bg}$, para tratamentos comuns,

$$V(\hat{m}_{s1}-\hat{m}_{s'}) = \frac{\sigma^2}{bg}\left\{1 + \frac{1}{r(k'-1)}\left[bgk' - r - \frac{(r^2-\lambda bg)(k'-c-1)}{\lambda v + rc}\right]\right\} \qquad (14)$$

para um tratamento comum e outro regular.

Reticulados quadrados (Látices quadrados) - Os reticulados quadrados ou látices quadrados são delineamentos PBIB com duas classes de associados e $v = k^2$,cujos blocos podem ser agrupados em **i** repetições ortogonais (delineamento do tipo I). Nesse caso **r = ni**, onde **n** é o número de vezes que as repetições ortogonais (arranjos básicos) são repetidas. O efeito t_{s1} é obtido a partir de (4) e tem a seguinte expressão:

$$\hat{t}_{sl} = \frac{k'}{r(k'-1)\Delta} \left\{ \begin{array}{l} \Delta Q_{sl} + AS_1(Q_{sl}) + BS_2(Q_{sl}) + \frac{(k'-c-1)}{c} A \sum_{s=1}^{v} Q_{sl} + \\ + \frac{r(k'-c-1)}{bgK'} \left[\frac{\Delta}{k'-c-1} + (k'-c-i+1)B + (i+\frac{v}{c})A \right] \sum_{s'=1}^{c} Q_{s'} \end{array} \right\} \quad (15)$$

sendo,

$$\begin{aligned} \Delta &= n^2 ik'[k'(i-1) + c] \\ A &= n^2 i\,(c + i - 1) \\ B &= -n^2 i\,(k' - c - 1) \end{aligned} \quad (16)$$

As soluções para os efeitos dos tratamentos comuns são obtidas utilizando-se a expressão em (5).

A análise de variância segue o esquema apresentado na Tabela 1, onde a soma de quadrados para tratamentos ajustada é dada por

$$\text{SQTrat.aj.} = \Sigma_{l=1}^{g}\Sigma_{s=1}^{v}\hat{t}_{sl}Q_{sl} + \Sigma_{s'=1}^{c}\hat{t}_{s'}Q_{s'}$$

e as demais somas de quadrados são determinadas da forma usual. A soma de quadrados de blocos pode ser decomposta, se houver interesse, em soma de quadrados de repetições dentro de experimentos em soma de quadrados de blocos dentro de repetições dentro de experimentos.

As variâncias das estimativas das diferenças entre duas médias de tratamentos são obtidas através das expressões (7), (8), (9), (10) e (11), mas considerando-se as equações em (16). Os parâmetros a_{13} e a_{33} são definidos como:

$$a_{13} = r(k' - c - 1) \text{ e } a_{33} = rc \quad (17)$$

Na expressão (11) os parâmetros são

$$\lambda_1 = n \;\; \lambda_2 = 0 \;\; n_1 = i(k'-c-1) \;\; n_2 = (k'-c-1)(k'-c-i+1) \quad (18)$$

Um exemplo ilustrativo

Sejam 18 tratamentos dispostos em dois reticulados quadrados 3 x 3 com dois tratamentos comuns adicionados em cada bloco e duas repetições, os dados (fictícios) são apresentados na Tabela 2.

TABELA 2. Produções de parcelas e totais de blocos de dois experimentos fictícios para ilustrar o método de análise. Os números entre parênteses identificam os tratamentos regulares (s = 1, 2,...9; 1 = 1,2) e as letras os comuns.

Experimento 1					
Repetição 1					Totais de blocos
(11) 2,0	(21) 3,0	(31) 2,2	(A) 3,0	(B) 3,2	13,4
(41) 3,9	(51) 2,3	(61) 2,5	(A) 2,8	(B) 2,6	14,1
(71) 1,4	(81) 1,7	(91) 1,6	(A) 2,0	(B) 2,2	8,9
					36,4
Repetição 2					Totais de blocos
(11) 3,0	(41) 4,4	(71) 3,7	(A) 3,0	(B) 3,2	17,3
(21) 1,8	(51) 1,9	(81) 2,0	(A) 3,2	(B) 2,8	11,7
(31) 1,7	(61) 2,9	(91) 1,4	(A) 2,5	(B) 2,0	10,5
					39,5
Experimento 2					
Repetição 1					Totais de blocos
(12) 2,5	(22) 2,3	(32) 2,0	(A) 2,0	(B) 3,2	12,0
(42) 3,9	(52) 2,0	(62) 2,7	(A) 2,8	(B) 3,0	14,4
(72) 1,8	(82) 1,2	(92) 1,6	(A) 3,0	(B) 2,5	10,1
					36,5
Repetição 2					Totais de blocos
(12) 2,2	(42) 4,0	(72) 2,9	(A) 2,8	(B) 2,9	14,8
(22) 3,1	(52) 2,3	(82) 2,8	(A) 3,2	(B) 3,4	14,8
(32) 3,1	(62) 2,0	(92) 2,7	(A) 3,0	(B) 3,2	14,0
					43,6

A regra de associação entre os tratamentos regulares é a seguinte: dois tratamentos são primeiros associados se e somente se eles ocorrem juntos em um mesmo bloco; são segundos associados se não ocorrem juntos em nenhum bloco de um mesmo experimento, e são terceiros associados se pertencem a experimentos diferentes. Os parâmetros do delineamento são

$$k = 3, \quad v = k^2 = 9, \quad i = 2, \quad r = ni = 2, \quad b = 6$$

Considerando-se a inclusão dos tratamentos comuns e os dois experimentos da forma conjunta tem-se ainda:

$$c = 2, \quad g = 2, \quad v' = vg + c = 18 + 2 = 20, \quad k' = k + c = 5$$

A análise de variância introblocos pode ser desenvolvida com o auxílio da Tabela 3. As quantidades Q_{s1} (s = 1,2,...,9; 1 = 1,2) e $Q_{s'}$ (s' =1,2) são determinadas conforme (2) e (3), respectivamente. $S_1(Q_{s1})$ e $S_2(Q_{s1})$ representam as somas dos valores de Q_{s1} dos tratamentos regulares primeiros e segundos associados do s-ésimo tratamento, respectivamente, no 1-ésimo experimento.

Os parâmetros Δ, A, e B, definidos em (16), e a_{13} e $_{3'}$, definidos em (17), têm os valores

$$\Delta = n^2ik' (ik' - k) = 70$$

$$A = n^2i (c + i - 1) = 6$$

$$B = -n^2i (k - i) = -2$$

$$a_{13} = r (k - 1) = 4$$

$$a_{33} = rc = 4.$$

Conhecidos os parâmetros do delineamento e as quantidades Q_{s1}, $S_1(Q_{s1})$, $S_2(Q_{s1})$, Δ, A, e B obtém-se então a solução intrablocos $\hat{t}_{s1}$ a partir da expressão de (15). Assim, para o s-ésimo tratamento regular no 1-ésimo experimento tem-se:

TABELA 3. Tabela auxiliar para a análise de variância intrablocos.

Trat.s 1	Ts1	As1	Qs1	$S_1(Q_{s1})$	$S_2(Q_{s1})$	$\hat{t}_{s1}$	Médias ajust.
1 1	5,0	30,7	-1,14	0,78	-1,78	-0,5411	2,0589
2 1	4,8	25,1	-0,22	-3,40	1,48	-0,2482	2,3518
3 1	3,9	23,9	-0,88	-1,76	0,50	-0,5554	2,0446
4 1	8,3	31,4	2,02	-1,76	-2,40	1,3089	3,9089
5 1	4,2	25,8	-0,96	1,86	-3,04	-0,3482	2,2518
6 1	5,4	24,6	0,48	-0,70	-1,92	0,3946	2,9946
7 1	5,1	26,2	-0,14	-0,42	-1,58	0,0161	2,6161
8 1	3,7	20,6	-0,42	-2,20	0,48	-0,2911	2,3089
9 1	3,0	19,4	-0,88	-0,96	-0,30	-0,4982	2,1018
1 2	4,7	26,8	-0,66	1,72	-4,02	-0,1946	2,4054
2 2	5,4	26,8	0,04	-3,28	0,28	-0,1018	2,4982
3 2	5,1	26,0	-0,10	-2,12	-0,74	-0,1089	2,4911
4 2	7,9	29,2	2,06	-3,46	-1,56	1,1839	3,7839
5 2	4,3	29,2	-1,54	0,14	-1,56	-0,8732	1,7268
6 2	4,7	28,4	-0,98	-0,10	-1,88	-0,5304	2,0696
7 2	4,7	24,9	-0,28	-0,10	-2,58	-0,0804	2,5196
8 2	4,0	24,9	-0,98	-2,30	0,32	-0,6875	1,9125
9 2	4,3	24,1	-0,52	-2,34	-0,10	-0,3946	2,2054
88,5		-5,10			-2,5500		
Trat. comuns	Ts'	G	Qs'			$\hat{t}_{s'}$	Médias ajust.
A	33,3	156	2,10			0,1750	2,7750
B	34,2	156	3,00			0,2500	2,8500
	67,5		5,10			0,4250	

$$\hat{t}_{s1} = \frac{1}{56}\left[35Q_{s1} + 3S_1(Q_{s1}) - S_2(Q_{s1}) + 3\Sigma_{s=1}^{v} Q_{s1} + 11,9\right]$$

As médias dos tratamentos regulares, ajustadas para blocos, são dadas por

$$\hat{m}_{s1} = \hat{t}_{s1} + \frac{G}{bk'g}$$

e as médias dos tratamentos comuns por

$$\hat{m}_{s'} = \hat{t}_{s'} + \frac{G}{bk'g} - \frac{1}{bg} T_{s1}$$

A análise de variância intrablocos segue o esquema da Tabela 1 e está apresentada na Tabela 4, onde a soma de quadrados de blocos foi decomposta nas somas de quadrados referentes a experimentos, repetições dentro de experimentos e blocos dentro de repetições dentro de experimentos.

Substituindo-se σ2 pelo quadrado médio do resíduo em (7), (8), (9), (10) e (11), obtêm-se as estimativas das variâncias das estimativas das diferenças entre duas médias de tratamentos. Logo, têm-se:

$\hat{v}(\hat{m}_{s1} - \hat{m}_{s*1})$ = 0,1801 para dois tratamentos regulares primeiros associados,

$\hat{v}(\hat{m}_{s1} - \hat{m}_{s*1})$ = 0,2026 para dois tratamentos regulares segundos associados,

$\hat{v}(\hat{m}_{s1} - \hat{m}_{s*1})$ = 0,2139 para dois tratamentos regulares terceiros associados,

TABELA 4. Análise de variância intrablocos dos dados fictícios.

Causas de variação	Gl	SQ	QM	F
Experimentos (Exp.)	1	0,2940		
Repetições d. Exp.	2	2,0007		
Blocos d. resp. d.Exp. (Não aj.)	8	10,3973		
Tratamentos (Aj.)	19	11,3438	0,5970	3,79
Interação Trat. comuns x Exp.	1	0,1504		
Resíduo intrablocos	28	4,4138	0,1576	
Total	59	28,6000		

$\hat{v}(\hat{m}_{s'} - \hat{m}_{s*'})$ = 0,0263 para dois tratamentos comuns,

$\hat{v}(\hat{m}_{s1} - \hat{m}_{s'})$ = 0,0846 para um tratamento regular e outro comum.

REFERÊNCIAS

ARRIEL, E.F. **Avaliação de famílias de meios-irmãos da população de milho CMS-39 em duas densidades de semeadura.** Lavras: ESAL, 1991. 121p. Dissertação de Mestrado.

AGUIAR, P.A. **Avaliação de progênies de meios-irmãos da população de milho CMS-39 em diferentes condições de ambiente.** Lavras: ESAL, 1986, 69p. Dissertação de Mestrado.

BOSE, R.C.; NAIR, K.R. Partially balanced incomplete lock designs. **Sankhyã,** v.4, p.337-372, 1939.

FEDERER, W.T. Augmented designs. **Hawaian Planter's Record,** v.55, p.191-208, 1956.

FEDERER, W.T. Augmented designs with one-way elimination of heterogeneity. **Biometrics,** v.17, p.447-473, 1961a

FEDERER, W.T. Augmented designs with two-three and higher-way elimination of heterogeneity. **Biometrics,** v.17, p.166, 1961b.

OLIVEIRA, A.C. Experimentos em blocos incompletos parcialmente balanceados (PBIB) com tratamentos comuns adicionados em cada bloco. **Pesquisa Agropecuária Brasileira,** Brasília, v.25, n.4, p.469-490, 1990.

PACHECO, C.A.P. **Avaliação de progênies de meios-irmãos de populações de milho CMS-39 em diferentes condições de ambiente.** 2°. Ciclo de seleção. Lavras: ESAL, 1987. 109p. Dissertação de Mestrado.

PAVATE, M.V. Combined analysis of balanced incomplete block designs with some common treatments. **Biometrics,** v.17, p.111-119, 1961.

PIMENTEL-GOMES, F.; GUIMARÃES, R.F. Joint analysis of experiments in complete randomised blocks with some common treatments. **Biometrics,** v.14, p.521-561, 1958.

PIMENTEL-GOMES, F. **Curso de Estatística Experimental.** 5.ed. Piracicaba: Livraria Nobel, 1985. 466p.

SANTOS, M.X. **Estudo do potencial genético de duas raças brasileiras de milho para fins de melhoramento**. Piracicaba: ESAL/USP, 1985. 186p. Tese de Doutorado.