Série Técnica IPEF, Piracicaba, 7(23): 1-69, dez.1991.

ISSN 100 - 8137

EXPERIMENTOS EM LÁTICE: PLANEJAMENTO E ANÁLISE POR MEIO DE "PACOTES" ESTATÍSTICOS

FREDERICO PIMENTEL GOMES
CARLOS HENRIQUE GARCIA

Série Técnica IPEF é publicada trimestralmente pelo Instituto de Pesquisas e Estudos Florestais em convênio com a Universidade de São Paulo, Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Departamento de Ciências Florestais.

Série Técnica IPEF publica todas as contribuições originais que, analisadas pelo Conselho Editorial, se enquadram como *anais de encontros* ou *monografias*, com o objetivo de atualizar o conhecimento sobre temas florestais de grande interesse prático.

Comitê Editorial

Luiz E. G. Barrichelo
ESALQ, USP

Walter de Paula Lima
ESALQ, USP

Marialice M. Poggiani
IPEF

Endereço
IPEF – Biblioteca – ESALQ/USP
Caixa Postal 530
13400 – Piracicaba, SP – Brasil
TELEX 19 7881 IPEF BR
FAX (0194) 33 6081

SUMÁRIO

EXPERIMENTOS EM LÁTICE: PLANEJAMENTO E ANÁLISE POR MEIO DE "PACOTES" ESTATÍSTICOS

Frederico Pimentel Gomes[1]
Carlos Henrique Garcia[2]

1. INTRODUÇÃO

Os delineamentos reticulados (ou látices) podem ser de quatro tipos básicos:

a. Látices quadrados ("square latlices")
b. Látices retangulares
c. Látices cúbicos
d. Quadrados látices ("Iatlice squares")

Nos látices quadrados o número de tratamentos (v) deve ser um quadrado perfeito, por exemplo $v = 16 = 4^2$, ou $v = 100 = 10^2$, ou seja, no caso geral, $V = k^2$. Nos látices retangulares devemos ter $v = k (k + 1)$. Por exemplo, para $k = 4$, o látice retangular deve ter $v = 4 (4 + 1) = 20$ tratamentos. Já no látice cúbico o número de tratamentos deve ser um cubo perfeito: $v = k^3$. Por exemplo, para $k = 4$, o número de tratamentos é $v = 4^3 = 64$.

Os quadrados látices ou quadrados reticulados são delineamentos que se caracterizam por ser um quadrado perfeito o número $v = k^2$ de tratamentos, dispostos em linhas e colunas de k parcelas cada, à semelhança do que ocorre com os quadrados latinos.

Os látices retangulares, os látices cúbicos e os quadrados látices são delineamentos raramente usados na atualidade.

Este trabalho estuda apenas os látices quadrados (ou reticulados quadrados), de uso relativamente comum.

2. CARACTERÍSTICAS DOS LÁTICES QUADRADOS

O número de tratamentos (v) deve ser um quadrado $v = k^2$, e eles são distribuídos em repetições, cada uma com k blocos de k parcelas.

Por exemplo, no caso de $v = 16 = 4^2$ podemos ter $m = 3$ repetições, cada uma com 4 blocos de 4 parcelas como se vê a seguir.

1º bloco	1 2 3 4	1 5 9 13	1 6 11 16
2º bloco	5 6 7 8	2 6 10 14	2 5 12 15
3º bloco	9 10 11 12	3 7 11 15	3 8 9 14
4º bloco	13 14 15 16	4 8 12 16	4 7 10 13
	1ª repetição	2ª repetição	3ª repetição

Assim, o 1º bloco da 1ª repetição encerra os tratamentos 1, 2, 3, 4, já o 3º bloco da 2ª repetição inclui os tratamentos 3, 7, 11, 15.

[1] Prof. Catedrático aposentado da ESALQ/USP e Consultor do IPEF
[2] Engenheiro Florestal – Pesquisador do IPEF

Note-se que os tratamentos de qualquer bloco da 1ª repetição se distribuem por todos os blocos da 2ª repetição ou da 3ª. Por exemplo, o 2º bloco da 1ª repetição inclui os tratamentos 5, 6, 7, 8; na 2ª repetição o tratamento 5 está no 1º bloco, o 6, no 2º, o 7 no 3º e o 8 no 4º bloco. Por sua vez, na 3ª repetição, o tratamento 5 está no 2º bloco, o 6, no 1º, o 7, no 4º, e o 8, no 3º.

Fato semelhante ocorre com qualquer bloco de qualquer daquelas três repetições, isto é, os tratamentos de um bloco qualquer de uma repetição qualquer se distribuem pelos blocos de qualquer outra repetição: este é o princípio fundamental do delineamento em látice (ou retículado) quadrado. Repetições com esta propriedade se dizem ortogonais. Temos, pois, nesse exemplo, 3 repetições ortogonais do látice de v = 42 = 16 tratamentos.

No látice de $v = k^2$ tratamentos, com $k \geq 2$, podemos obter sempre pelo menos 3 repetições ortogonais. Mas no caso de k ser um número primo, tal como k = 2, 3, 5, 7, 11 ou 13, ou uma potência de um número primo, tal como $k = 4 = 2^2$, ou $k = 8 = 2^3$, ou $k = 9 = 3^2$, podem-se obter sempre k + 1 repetições ortogonais. Fora desses casos, isto é, para k = 6, k = 10 ou k = 12, não há possibilidade de obter k + 1 repetições ortogonais, mas se podem conseguir três para k = 6 ou 10, e quatro, para k = 12.

Quando, num reticulado quadrado com $v = k^2$ tratamentos, usamos k + 1 repetições ortogonais, temos o que se chama, **látice balanceado** ou **equilibrado**. Neste caso, qualquer tratamento **i** ocorre juntamente com qualquer outro **j** uma e uma só vez no mesmo bloco. Quando, ao contrário, o número(m) de repetições ortogonais é inferior a k + 1, há pares de tratamentos que ocorrem no mesmo bloco (uma só vez): são os primeiros associados, e há outros em que isso não ocorre: são os segundos associados. Assim, no látice de três repetições ortogonais de nosso exemplo, os tratamentos 3 e 4 são primeiros associados, pois aparecem juntos no 12 bloco da 1ª repetição. O mesmo acontece com os tratamentos 7 e 15, que aparecem juntos no 3º bloco da 2ª repetição. Já os tratamentos 1 e 7 são segundos associados, pois jamais aparecem no mesmo bloco, nesse experimento. Tais látices, em que temos $m \leq k$, se dizem parcialmente equilibrados ou parcialmente balanceados.

Nos látices correspondentes a k = 2, 3, 4, 5, 7, 9, 11 e 13 podem-se sempre usar k + 1 repetições ortogonais e obter, assim, um látice balanceado. Já para k = 6, 10 e 12, tal possibilidade não existe, e o látice será sempre parcialmente equilibrado.

Um delineamento em látice com duas repetições ortogonais (m = 2) constitui o reticulado duplo ("double lattice"), também chamado simples ("simple lattice"). No caso de m = 3, temos o **látice triplo** ("triple lattice").

O látice equilibrado (ou balanceado), com m = k + 1, pode ser analisado como um delineamento em blocos incompletos equilibrados (ou balanceados), de análise muito mais fácil. Já os látices parcialmente equilibrados, sempre com primeiros e segundos associados, têm análise muito mais difícil.

3. AS TRÊS ANÁLISES DO LÁTICE

Para qualquer delineamento em látice, há três tipos de análise bem diferentes:

I) A análise com blocos casualizados, a mais simples, mas só conveniente quando os efeitos de blocos são pequenos ou nulos.

II) A análise intrablocos, que é exata e leva em conta as diferenças entre blocos, geralmente importantes.

III) A análise com recuperação da informação intrablocos, mais sofisticada, que conduz a resultados apenas aproximados, mas que é, muitas vezes, a mais eficiente.

Para cada experimento, convém pesquisar qual das três análises é preferível.

4. ANÁLISE COMO BLOCOS CASUALIZADOS

Tomaremos como exemplo um látice quadrado triplo de 4 x 4 que consta do livro de PIMENTEL-GOMES (1990), cujos dados são reproduzidos na Tabela 1, e cujas repetições (ortogonais) seguem o esquema indicado na seção 2.

Tabela 1 – Dados de um látice quadrado triplo de 4 x 4.

1ª Repetição				Totais de blocos
(1) 2,0	(2) 2,9	(3) 2,2	(4) 3,9	11,0
(5) 2,3	(6) 2,5	(7) 1,4	(8) 1,7	7,9
(9) 1,6	(10) 3,0	(11) 1,5	(12) 2,1	8,2
(13) 2,3	(14) 3,4	(15) 2,0	(16) 2,8	10,5
				37,6

2ª Repetição				Totais de blocos
(1) 2,2	(5) 2,3	(9) 2,7	(13) 1,4	8,6
(2) 3,1	(6) 2,8	(10) 2,6	(14) 1,7	11,3
(3) 3,1	(7) 2,9	(11) 2,5	(15) 2,1	10,9
(4) 4,0	(8) 2,8	(12) 2,7	(16) 4,5	11,0
				41,7

3ª Repetição				Totais de blocos
(1) 3,0	(5) 2,9	(11) 2,6	(16) 3,1	11,6
(2) 1,8	(6) 1,9	(12) 2,9	(15) 2,5	9,1
(3) 1,7	(7) 2,0	(9) 1,4	(14) 2,3	7,4
(4) 4,4	(8) 3,7	(10) 3,3	(13) 2,2	13,6
				41,7

A análise como blocos casualizados se faz considerando que cada uma das três repetições é um bloco completo casualizado. Os cálculos são feitos pelas fórmulas conhecidas para esse tipo de delineamento (PIMENTEL-GOMES, 1990, capítulo 5). Para efetuá-los, podemos lançar mão de qualquer pacote estatíttico, como por exemplo, o SAEG, o SANEST, o SOC ou o SAS. Os resultados obtidos são os seguintes (Listagem nº 1).

C. de Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
Repetições	2	0,7179	0,3590	1,02
Tratamentos	15	12,0381	0,8025	2,29
Resíduos	30	10,5288	0,3510	
	m = 2,5229		CV = 23,48%	

Esta análise não leva em conta a provável heterogeneidade dos blocos e, pois, fornece, em geral, um QM Resíduo inflacionado, principalmente no caso de experimentos com árvores, em que as parcelas e os blocos são necessariamente bem maiores do que nos ensaios com plantas pequenas.

As médias dos tratamentos, calculadas da forma usual para os experimentos em blocos casualizados, são dadas na tabela 2.

Tabela 2 – Médias dos tratamentos (não ajustadas) do ensaio em látice triplo cujos dados constam da Tabela 1.

Tratamento	Média (não aj.)	Tratamento	Média (não aj.)
1	2,40	9	1,90
2	2,60	10	2,97
3	2,33	11	2,20
4	4,10	12	2,57
5	2,17	13	1,97
6	2,73	14	2,83
7	2,67	15	2,30
8	2,17	16	2,47

Veremos adiante em que condições este tipo de análise pode ser recomendada.

5. A ANÁLISE INTRABLOCOS

A análise intrablocos dos látices se baseia no tradicional método dos quadrados mínimos, tal como o que é feita para os delineamentos inteiramente casualizados ou em blocos completos casualizados.

Tomaremos como exemplo um látice triplo que consta de um livro de PIMENTEL-GOMES (1990), cujos dados são reproduzidos na Tabela 1, e cujas repetições (ortogonais) seguem o esquema indicado na seção 2.

5.1. Análise pelo SAS

A análise intrablocos de látices quadrados parcialmente equilibrados pode ser feita pelo programa GLM do SAS. Com os dados da Tabela 1 esse programa deu os resultados seguintes para a análise da variância do tipo I (Listagem nº 2).

C. de Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F	Prob.
Repetições	2	0,7179	0,3590	1,69	0,2081
Blocos (Repetições)(não aj.)	9	8,6194	0,9577	4,52	0,0021
Tratamentos (aj.)	15	9,4952	0,6330	2,99	0,0108
Resíduo	21	4,4523	0,2120		
	m = 2,5229		CV = 18,25%		

É importante salientar que nessa análise (de tipo I), só é valido o teste F aplicado às Repetições e aos Tratamentos. Com efeito, nos látices o teste F para Blocos dentro de Repetições, indicados como Blocos (Repetições) só pode ser aplicado se o QM respectivo tiver sido ajustado para efeitos de Tratamentos. Por sua vez o teste só pode ser aplicado para Tratamentos se o QM respectivo tiver sido ajustado para Blocos. Na análise de tipo I do SAS, feita na ordem indicada, o QM Tratamentos está ajustado, mas o QM Blocos (Repetições) não está. Logo é válido o F para Tratamentos, mas não é válido o F para Blocos (Repetições).

O mais correto nesse caso, seria indicar a análise da variância da maneira seguinte, sem calcular o F para Blocos (Repetições).

C. de Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F	Prob.
Repetições	2	0,7179	0,3590	1,69	0,2081
Blocos (Repetições)(não aj.)	9	8,6194	...	...	...
Tratamentos (aj.)	15	9,4952	0,6330	2,99	0,0108
Resíduo	21	4,4523	0,2120		

As reticências (...) indicam que o valor correspondente não foi calculado.

Se quisermos aplicar o teste F tanto a Tratamentos como a blocos, é preferível usar a análise de tipo III do SAS, dada a seguir, em que os Tratamentos estão ajustados e também os Blocos.

C. de Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F	Prob.
Repetições	2	0,7179	0,3590	1,69	0,2081
Blocos (Repetições)(não aj.)	9	6,0765	0,6752	3,18	0,0138
Tratamentos (aj.)	15	9,4952	0,6330	2,99	0,0108
Resíduo	21	4,4523	0,2120		

Neste caso, é válido o teste F tanto para Repetições, como para Blocos (Repetições) e também para Tratamentos. E se verifica que há diferença significativas tanto para Blocos como para Tratamentos.

5.2. Análise pelo SAEG

A análise intrablocos de látices quadrados também pode ser feito pelo programa ANOVAG do SAEG. Para isso consideramos, no caso dos dados da Tabela 1, que temos 12 blocos incompletos com 16 tratamentos, isto é, não se levam em conta as Repetições. A análise da variância obtida é a seguinte (Listagem n^o 3).

C. de Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F	Prob.
Blocos (aj.)	11	6,7944	0,6177	2,91	0,0169
Tratamentos (aj.)	15	9,4952	0,6330	2,99	0,0108
Resíduo	21	4,4523	0,2120		
	m = 2,5229		CV = 18,25%		

Nesta análise o QMTratamentos é ajustado para efeitos de Blocos, logo o teste F para tratamentos é válido. Por outro lado, a SQBlocos é ajustada para efeitos de tratamentos, de sorte que também é válido o teste F = 2,91 respectivo. Convém salientar, porém, que temos aí:

SQBlocos(aj.) = SQRepetições + SQB(Repetições)(aj.).

Se quisermos testar o efeito de Blocos dentro de Repetições, é fácil calcular SQRepetições e obter

SQB(Repetições)(aj.) = SQBlocos(aj.) – SQRepetições,

onde

$$\text{SQRepetições} = \frac{1}{6}[(37{,}6)^2 + (41{,}8)^2 + (41{,}7)^2] - \frac{(121{,}1)^2}{48} = 0{,}7179$$

Nota-se que G = 121,1 = 37,6 + 41,8 + 41,7 é o total de todas as parcelas do experimento e que C = $(1/48)(121{,}1)^2$ é a correção.

No presente caso temos, pois:

$$\begin{aligned}\text{SQB(Rep.)(aj.)} &= 6{,}7944 - 0{,}7179\\ &= 6{,}0765,\end{aligned}$$

$$\text{QMB(Rep.)(aj.)} = \frac{6{,}0765}{9} = 0{,}6752,$$

$$\text{QMRepetições} = \frac{0{,}7179}{2} = 0{,}3590,$$

Uma vez que há 2 G.L. para Repetições e 9 para Blocos dentro de Repetições. Podemos aplicar o teste F para Blocos dentro de Repetições (aj.), assim:

$$F = \frac{0{,}6752}{0{,}2120} = 3{,}18$$

Mas, em geral, não há interesse em fazer este teste.

O programa dá também as médias de tratamentos ajustadas, que são as mesmas da Tabela 2.

5.3. Análise pelo SANEST

Também para o SANEST.consideramos, no caso dos dados da Tabela 1, que temos 12 blocos incompletos, com 16 tratamentos, isto é, não se levam em contas as Repetições. A análise da variância obtida é a seguinte (Listagem nº 4).

C. de Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F	Prob.
Blocos (aj.)	11	6,7944			
Tratamentos (aj.)	15	9,4952	0,6330	2,99	0,0108
Resíduo	21	4,4523	0,2120		
	m = 2,5229		CV = 18,25%		

Como temos SQBlocos(aj.), pode-se completar o quadro da análise de variância para fazer o teste de blocos, assim:

$$\text{QMBlocos (aj.)} = \frac{6{,}7944}{11} = 0{,}6177,$$

$$F = \frac{0{,}6177}{0{,}2120} = 2{,}91$$

Por outro lado, podemos também, como no caso do SAEG, obter:

$$\text{SQB(Rep.)(aj.)} = \text{SQBlocos(aj.)} - \text{SQRepetições}$$

$$= 6{,}7944 - 0{,}7179$$

$$= 6{,}0765,$$

$$\text{QMB(Rep.)(aj.)} = \frac{6{,}0765}{9} = 0{,}6752,$$

$$F = \frac{0{,}6752}{0{,}2120} = 2{,}91$$

Mas, em gera, não há interesse em fazer este teste.

5.4. Análise pelo SOC

Também para o SOC, consideramos, no caso dos dados da Tabela 1, que temos 12 blocos incompletos, com 16 tratamentos, isto é, não se levam em conta as repetições. A análise da variância obtida é a seguinte (Listagem nº 5):

C. de Variação	G.L.	S.Q.(seq.)	Q.M.	F	Prob.
Blocos (aj.)	11	9,3373	0,8488	4,00	0,003
Tratamentos (aj.)	15	9,4952	0,6330	2,99	0,011
Resíduo	21	4,4523	0,2120		
Total	47	23,2848			

Nesse caso, a SQBlocos não é ajustada, logo o teste F para Blocos não é válido. Mas loco a seguir o programa da nova análise com a Soma de Quadrados ajustada. Ela é a seguinte:

C. de Variação	G.L.	S.Q.(par.)	Q.M.	F	Prob.
Blocos	11	6,7944	0,6177	2,91	0,017
Tratamentos	15	9,4952	0,6330	2,99	0,011

Agora, ambas as Somas de Quadrados são ajustadas, logo são válidos os valores de F obtidos nos dois casos. No entanto, o que aí aparece como SQBlocos (aj.) na verdade inclui a SQRepetições, sendo:

$$SQBlocos(aj.) = SQRepetições + SQB(Rep.)(aj.),$$

Com as conseqüências já vistas para análise pelo SANEST.

5.5. Comparação de Médias

O programa GLM do SAS nos dá também as médias de tratamentos (sem ajuste) (Tabela 2) e as compara pelo teste de Tukey. Usa então uma diferença mínima significativa.

$$\begin{aligned}\Delta &= q\sqrt{\frac{QMResíduo}{m}}\\ &= 5,46\sqrt{\frac{0,2120}{3}}\\ &= 1,451\end{aligned}$$

Mas essa aplicação do teste de Tukey à comparação entre as médias não ajustadas não é correta. O fato de haver ponderáveis diferenças entre blocos (como mostra o teste F = 3,18 para Blocos (Repetições)(ajustados) exige, evidentemente que se comparem as médias ajustadas, isto é, as médias que foram corrigidas para as diferenças entre blocos. Tais médias são dadas pelo GLM como o nome de “least square means”, e costam da Tabela 3. Elas diferem bastante das médias não ajustadas, como se vê pela mesma Tabela. Para compará-las entre si precisamos conhecer a variância da diferença entre duas delas. Quando elas são médias de primeiros associados, isto é, de tratamentos que ocorrem em um mesmo bloco, a estimativa dessa variância é:

$$V\,(m_i - m_u) = \frac{2V_r}{m}\,(1 + \frac{1}{k})$$

onde Vr = QMResíduo, m é o número de repetições e k é o tamanho de cada bloco.

Tabela 3 – Médias dos tratamentos do ensaio em látice triplo cujos dados constam da Tabela 1.

Trat.	Média não aj.	Média aj.
1	2,40	2,21
2	2,60	2,70
3	2,33	2,44
4	4,10	3,95
5	2,17	2,44
6	2,73	2,72
8	2,17	2,66
9	1,90	2,29
10	2,97	2,89
11	2,20	1,98
12	2,57	2,85
13	1,97	1,59
14	2,83	2,92
15	2,30	2,08
16	2,47	2,16

Para segundos associados, isto é, para tratamentos i e u que não ocorram em um mesmo bloco, a estimativa é:

$$V(m_i - m_u) = \frac{2V_r}{m}\,[1 + \frac{m}{(m-1)k}]$$

No caso presente obtemos, para primeiros associados:

$$V(m_i - m_u) = \frac{2 \text{ x } 0{,}2120}{3}\,[1 + \frac{1}{4}]$$

Considerando os tratamentos 1 e 4, que são primeiros associados, teríamos uma diferença mínima significativa ao nível de 5% de probabilidade, pelo teste de Tukey:

$$\begin{aligned}\Delta &= q\sqrt{0{,}50\,V\,(m_i - m_u)}\\ &= 5{,}46\sqrt{0{,}50 \text{ x } 0{,}1767}\\ &= 1{,}623\end{aligned}$$

Este é o valor correto, e não o Δ = 1,451 antes mencionado. Como a diferença $m_4 - m_1 = 3{,}95 - 2{,}21 = 1{,}74$, verifica-se que é significativa ao nível de 5% de probabilidade, pelo teste de Tukey.

É bastante comum fazer também a comparação pelo teste t, que nos daria uma diferença mínima significativa (dms), ao nível de 5% de probabilidade, de:

$$\begin{aligned} dms &= t\, s\,(m_i - m_u) = t\sqrt{V\,(m_i - m_u)} \\ &= 2{,}08\sqrt{0{,}1767} \\ &= 0{,}874, \end{aligned}$$

onde t = 2,08 é tirado das tabelas com 21 G.L. Sendo $m_4 - m_1 = 3{,}95 - 2{,}21 = 1{,}74$, continua significativa a diferença observada.

O teste de Duncan se aplica tal como o de Tukey, mas substituindo **q** por **z** e tendo em mira ordenação das médias ajustadas (PIMENTEL-GOMES, 1990, capítulo 3).

No caso de segundos associados, tais como os tratamentos 1 e 10, temos:

$$V(m_i - m_u) = \frac{2V_r}{m}\left[1 + \frac{m}{(m-1)k}\right],$$

$$\begin{aligned} V(m_i - m_u) &= \frac{2 \text{ x } 0{,}2120}{3}\left(1 + \frac{3}{2 \text{ x } 4}\right), \\ &= 0{,}1943 \end{aligned}$$

Neste caso o teste de Tukey nos dá:

$$\begin{aligned} \Delta &= q\sqrt{0{,}50\,V\,(m_i - m_u)} \\ &= 5{,}46\sqrt{0{,}50 \text{ x } 0{,}1943} \\ &= 1{,}702 \end{aligned}$$

e, para o teste t:

$$\begin{aligned} dms &= t\sqrt{V\,(m_i - m_u)} \\ &= 2{,}08\sqrt{0{,}1943} \\ &= 0{,}917 \end{aligned}$$

Como a diferença observada $m_{10} - m_1 = 2{,}89 - 2{,}21 = 0{,}68$, verifica-se não ser significativa ao nível de 5% de probabilidade pelo teste t.

É usual, porém, não distinguir tratamentos primeiros ou segundos associados, comparando duas médias quaisquer por meio de uma variância, cuja estimativa é dada pela fórmula:

$$
\begin{aligned}
V(m_i - m_u) &= \frac{2V_r}{m}[1 + \frac{m}{(m-1)(k+1)}],\\
&= \frac{2 \text{ x } 0{,}2120}{3}(1 + \frac{3}{2 \text{ x } 5}),\\
&= 0{,}1837,
\end{aligned}
$$

Neste caso temos

$$
\begin{aligned}
\Delta &= q\sqrt{0{,}50 \, V\,(m_i - m_u)}\\
&= 5{,}46\sqrt{0{,}50 \text{ x } 0{,}1837}\\
&= 1{,}655,
\end{aligned}
$$

$$
\begin{aligned}
dms &= t\sqrt{V(m_i - m_u)}\\
&= 2{,}08\sqrt{0{,}1837}\\
&= 0{,}891
\end{aligned}
$$

A comparação das médias ajustadas ("least square means") pelo teste **t** é feita pelo GLMdo SAS. Mas, como é realizada para todos os 120 pares que se podem obter com os 16 tratamentos, tal comparação é inaceitável, por levar a níveis excessivos de erro de tipo I.

O SAEG e o SANEST não fazem as comparações entre médias ajustadas. O pesquisador poderá, porém, completar o trabalho, com aplicação do teste de Tukey, do de Duncan ou do **t** da maneira indicada. Nocaso do teste de Tukey, ao nível de 5% de probabilidade, temos Δ = 1,702 para segundos associados, ou Δ = 1,655 em média, para qualquer caso. Por sua vez, o teste **t** se aplicaria com dms = 0,974 para primeiros associados, dms = 0,917 para segundos associados, e dms = 0,891 em média, para qualquer caso.

5.6. Estudo de contrastes mais complexos

Consideremos um constraste

$$y = c_1m_1 + c_2m_2 + ... + c_vm_v,$$

a estimativa de variância de sua estivativa é dada pela fórmula (PIMENTEL-GOMES, 1987):

$$V(Y) = V_r\left[\left(\frac{1}{m} + \frac{1}{(m-1)k}\right)\sum C_i^2 + \frac{2}{m(m-1)k}\sum C_iC_j\right]$$

com i $\neq$ j, onde se refere apenas aos valores de i e de j tais que os tratamentos correspondentes sejam primeiros associados.

Por exemplo, para o contraste

$$Y_i = -m_1 - m_3 + 2m_4,$$

Temos:

$$\sum C_i^2 = (-1)^2 + (-1)^2 + (2)^2 \text{ x } 6,$$

$$\begin{aligned}\sum{}' C_i C_j &= C_1C_3 + C_1C_4 + C_3\,C_4 \\ &= (-1)(-1) + (1)(2) + (-1)(2) \\ &= -3\end{aligned}$$

Aparecem todos os produtos C_1 C_3, C_1 C_4 e C_3 C_4 porque todos eles se referem a primeiros associados, uma vez que os tratamentos 1, 3 e 4 ocorrem, todos eles, no 1º bloco da 1ª repetição.

Temos, pois:

$$V\,(Y_i) = 0{,}2120\left[\left(\frac{1}{3} + \frac{1}{2 \text{ x } 4}\right)6 + \frac{2}{3 \text{ x } 2 \text{ x } 4}\,(-3)\right] = 0{,}5300$$

A diferença mínima significativa, pelo teste **t,** ao nível de 5% de probabilidade, seria, pois:

$$\text{dms } = t\,\sqrt{V(Y_1)} = 2{,}08\,\sqrt{0{,}5300} = 1{,}51$$

A estimativa do contraste é:

$$Y_i = -2{,}21 - 2{,}44 + 2 \text{ x } 3{,}95 = 3{,}25.$$

Como temos 3,25 > 1,51, verifica-se que o contraste é significativo ao nível de 5%.

Outro modo (aproximado) de estimar $V(Y_1)$ se baseia na Variância Efetiva Média calculada pela fórmula:

$$\begin{aligned}\text{VEf(média)} &= Vr\left[1 + \frac{m}{(m-1)(k+1)}\right] \\ &= 0{,}2120\left[1 + \frac{3}{2 \text{ x } 5}\right] \\ &= 0{,}2756\end{aligned}$$

A seguir se aplica a fórmula usual da variância de um contraste, com o uso da Variância Efetiva no lugar do QMRes. = s^2.

Obtemos, pois:

$$V(Y_1) = (1/m) \sum C_i^2 \text{ x VEf} = (6/3) \text{ x } 0{,}2756 = 0{,}5512$$

Este valor, mais fácil de calcular, no caso presente superestima a variância. Em outros casos, pode subestimá-la.

Um exemplo mais complexo seria dado pelo contraste

$$Y_2 = m_2 + m_5 + m_7 - 3m_{11}.$$

Pertencem a primeiros associados os pares: (2,5), (5,7) e (7,11). Os demais, isto é: (2,7), (2,11) e (5,11) se referem a segundos associados. Temos, pois:

$$\sum C_i^2 = (1)^2 + (1)^2 + (1)^2 + (-3)^2 = 12,$$
$$\sum{}' C_i C_j = (1)(1) + (1)(1) + (1)(-3) = -1$$

A variância é, pois:

$$V\,(Y_2) = 0{,}2120 \left[\left(\frac{1}{3} + \frac{1}{2 \text{ x } 4} \right) 12 + \frac{2}{3 \text{ x } 2 \text{ x } 4} (-1) \right]$$
$$= 1{,}1483.$$

Pela fórmula da Variância Efetiva obteríamos:

$$V\,(Y_2) = \frac{1}{m} \sum C_i^2 \text{ VEf} = \frac{12}{3} \text{ x } 0{,}27567 = 1{,}1024$$

Neste caso, pois, a fórmula da Variância Efetiva nos dá um valor subestimado.

Com qualquer desses valores podemos aplicar o teste de Scheffé, que nos dá o valor crítico:

$$S = \sqrt{(v - 1)\ V(Y) F},$$

onde v é o número de tratamentos e F é o valor das tabelas, relativo ao teste de tratamentos na análise de variância. Ao nível de 5% de probabilidade, com 15 G.L. para tratamentos e 21 para o resíduo, temos F = 2,18. Como V = 16 tratamentos e V(Y) = 1,1483, temos:

$$S = \sqrt{15 \text{ x } 1{,}1483 \text{ x } 2{,}18} = 6{,}13$$

A estimativa de contraste é:

$$Y_2 = 2{,}70 + 2{,}44 + 2{,}48 - 3 \text{ x } 1{,}98 = 1{,}68$$

Não atinge, pois, o nível de 5% de significância. Se tivéssemos tomado o valor aproximado para a variância (1,1024), o valor teria sido S = 6,00, em vez de 6,13.

6. A EFICIÊNCIA DO LÁTICE

Para calcular a eficiência, convém, antes de mais nada, fazer a análise do experimento como blocos ao acaso. No exemplo a que refere a Tabela 1, tal análise dá os seguintes resultados.

C. de Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
Repetições	2	0,7179	0,3590	1,02
Tratamentos	15	12,0381	0,8025	2,29
Resíduo	30	10,5288	0,3510	

Para calcular a eficiência (Ef) usamos a fórmula:

$$\mathrm{Ef} = \frac{\mathrm{QMRes(Blocos\ Casualizados)}}{\mathrm{Var.\ Efetiva}}$$

Acontece, porém, que há três Variâncias Efetivas:

A. Variância efetiva para primeiros associados

$$\mathrm{VEf(1)} = V_r \left(1 + \frac{1}{k}\right) = 0{,}2120\,(1 + 1/4) = 0{,}2650$$

B. Variância efetiva para segundos associados

$$\mathrm{VEf(2)} = V_r \left(1 + \frac{m}{(m-1)k}\right) = 0{,}2120\,(1 + 3/2 \text{ x } 4) = 0{,}2915$$

C. Variância efetiva média, que se denomina simplesmente Variância efetiva, em geral.

$$\mathrm{VEf(média)} = V_r \left(1 + \frac{m}{(m-1)(k+1)}\right) = 0{,}2120\,(1 + 3/2 \text{ x } 5) = 0{,}2756$$

Conclui-se, pois que temos três distintas eficiências para o látice:

A. Para primeiros associados:

$$\mathrm{Ef(1)} = \frac{0{,}3510}{0{,}2650} = 1{,}3253 = 132{,}5\%$$

B. Para segundos associados:

$$\text{Ef}(2) = \frac{0{,}3510}{0{,}2915} = 1{,}204 = 120{,}4\%$$

C. Em média:

$$\text{Ef(média)} = \frac{0{,}3510}{0{,}2756} = 1{,}274 = 127{,}4\%$$

Para que o látice tenha eficiência elevada é necessário que seja grande o efeito dos blocos. No caso de áreas experimentais uniformes ou de blocos mal localizados, o látice pode ter eficiência da ordem de 100% e seria equivalente a um ensaio em blocos completos casualizados.

7. O PROBLEMA DAS PARCELAS PERDIDAS

Na prática agronômica ou florestal os látices são geralmente usados para competição de cultivares numerosos, não raro em número superior a 100. Nestas condições, são relativamente comuns as parcelas perdidas.

Havendo uma parcela perdida, há dois métodos para obter a análise da variância: A. Calcular um valor, que substitui o que se perdeu, fazer cálculos todos da forma usual, mas descontar um grau de liberdade no Resíduo. B. Utilizar um programa de computador que trabalhe diretamente com os dados disponíveis.

Caso A – Estimação da Parcela Perdida

Essa estimação pode ser feita pela fórmula seguinte, cada por COCHRAN & COX (1957):

$$X = \frac{(m-1)k^2T - mR + G - mkC + kC'}{(m-1)(k-1)(mk-k-1)},$$

one: **m** é o número de repetições ortogonais; **k** é o tamanho do bloco; **T** é o total das parcelas disponíveis para o tratamento em que se perdeu uma parcela, **R** é o total das parcelas restantes na repetição em que figura a parcela perdida e **G** é o total de todas as parcelas disponíveis no experimento. Resta definir C e C'. Temos:

C = Total (para todas as repetições) de todos os tratamentos do bloco relativo ao tratamento com parcela perdida – mB, onde B é o total do bloco em consideração.
C' = Total dos valores de C calculados para todos os blocos que contenham o tratamento com parcela perdida.

Exemplo; Suponhamos que se perdesse a parcela relativa ao tratamento 1, no 1º bloco da 1ª repetição, cujo valor na tabela 1 é 2,0. Obtemos:

T = 2,2 + 3,0 = 5,2,
R = 2,9 + 2,2 + 3,9 + 2,3 + ... + 2,8 = 35,6,
G = 35,6 + 41,7 + 41,7 = 119,1.

Os totais dos tratamentos 1, 2, 3 e 4, que ocorrem no 1º bloco da 1ª repetição são:

$$T1 = 5,2; T2 = 7,8; T3 = 7,0; T4 = 12,3,$$

e o total do bloco é:

$$B = 2,9 + 2,2 + 3,9 = 9,0.$$

O valor de C para o 1º bloco da 1ª repetição é, pois,

$$C = 5,2 + 7,8 + 7,0 + 12,3 = 3 \text{ x } 9,0 = 5,3$$

O valor de C para o 1º bloco da 2ª repetição, onde também ocorre o tratamento 1, é:

$$\begin{aligned} C &= T_1 + T_5 + T_9 + T_{13} - 3 \text{ x } B \\ &= 5,2 + 6,5 + 5,7 + 5,9 - 3 \text{ x } 8,6 \\ &= -2,5. \end{aligned}$$

Já para o 1º bloco da 3ª repetição, onde igualmente ocorre o tratamento 1, obtém-se:

$$\begin{aligned} C &= T_1 + T_6 + T_{11} + T_{16} - 3 \text{ x } 11,6 \\ &= 5,2 + 8,2 + 6,6 + 7,4 - 3 \text{ x } 11,6 \\ &= -7,4. \end{aligned}$$

Logo:

$$C' = 5,3 + (-2,5) + (-7,4) = -4,6.$$

Assim sendo, o valor x, estimado para a parcela perdida, é:

$$\begin{aligned} X &= \frac{2 \text{ x } 16 \text{ x } 5,2 - 3 \text{ x } 35,6 + 119,1 - 3 \text{ x } 4 \text{ x } 5,3 + 4\,(-4,6)}{2 \text{ x } 3 \text{ x } (3 \text{ x } 4 - 4 - 1)} \\ &= 2,30 \end{aligned}$$

Este valor é substituído no lugar da parcela perdida (cujo valor real era 2,00) para o tratamento 1 no 1º bloco da 1ª repetição e se faz, no computador, a análise intrablocos como se não houvesse nenhum dado perdido. Os resultados, obtidos pelo SAS, são os seguintes, com os dados do tipo I (Listagem nº 6).

C. de Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
Blocos	11	9,4942	0,8631	4,11
Tratamentos	15	9,1527	0,6102	2,90
Resíduo	21	4,4124	0,2101	

Essa análise, embora não esteja correta, nos permite calcular os valores corretos. Em primeiro lugar, o número de graus de liberdade do Resíduo deve ser 20 (e não 21), uma vez que houve perda de uma parcela. A SQResíduo = 4,4123 está certa, mas o quadrado médio correspondente é:

$$\text{QMResíduo} = \frac{4{,}4124}{20} = 0{,}2206$$

Por outro lado, não está correta a Soma de Quadrados de tratamentos, que deve estar sobrestimada. Para obter o valor correto, clacula-se nova estimativa para a parcela perdida, pela fórmula:

$$X = \frac{B}{k-1},$$

onde B é o total das parcelas restantes no bloco com parcela perdida, e k é o tamanho original do bloco. No nosso caso, temos B = 2,9 + 2,2 + 3,9 = 9,0 e k = 4, logo:

$$X = \frac{9{,}0}{4-1} = 3{,}00$$

Com este lado substituído no lugar do valor perdido (2,00), fazemos uma análise da variância em que omitimos a contribuição dos tratamentos, isto é, somente com Blocos e Resíduo. Este Resíduo, que inclui Tratamentos, se chama Resíduo Condicional. Os resultados obtidos são os seguintes:

C. de Variação	G.L.	S.Q.
Blocos	11	10,0206
Resíduo Condicional	35	13,1975
Total	46	23,2181

O valor correto da Soma de Quadrados de Tratamentos (ajustada) se obtém assim:

$$\begin{aligned} \text{SQT} &= \text{SQRes. Condicional} - \text{SQResíduo} \\ &= 13{,}1975 - 4123 \\ &= 8{,}7852 \end{aligned}$$

Obtemos, pois, a seguinte análise da variância:

C. de Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
Blocos	11	9,4942		
Tratamentos(aj.)	15	8,7852	0,5857	2,66*
Resíduo	20	4,4123	0,2206	

Esta é a análise correta para o ensaio com parcela perdida. As médias ajustadas são obtidas da maneira usual, com o auxílio do valor estimado x = 2,30.

Caso B. Análise pelo Computador com os Dados Disponíveis

A análise pode ser feita com auxílio do SAS (programa GLM) ou do SAEG (progrmaa ANOVAG). A análise pelo SAS dá os resultados seguintes para o tipo I (Listagem n^o 7).

C. de Variação	G.L.	S.Q.(seq.)	Q.M.	F	Prob.
Blocos (não aj.)	11	9,8080	0,8916	4,04	0,0033
Tratamentos (aj.)	15	8,7852	0,5857	2,65	0,0215
Resíduo	20	4,4123	0,2206		

O teste F para Blocos não é correto, e não deveria ser calculado, mas são certos os resultados para Tratamentos e para Resíduo.

As médias ajustadas, com o nome de LSMeans, isto é, médias obtidas pelo método dos quadrados mínimos, são as seguintes:

Tratamento	Méida (aj.)	Tratamento	Média (aj.)
1	2,31	9	2,30
2	2,67	10	2,89
3	2,42	11	1,99
4	3,93	12	2,85
5	2,45	13	1,60
6	2,73	14	2,92
7	2,48	15	2,08
8	2,66	16	2,18

Os resultados obtidos pelo SAEG são os mesmos.

Podemos dar agora um exemplo com duas parcelas perdidas, o valor referente ao tratamento no 1º bloco da 1ª repetição (que era 2,00) e o relativo ao tratamento 11, no 3º bloco da 2ª repetição (que era 2,50). Tanto o SAS como o SAEG dão os resultados seguintes (Listagem n^o 8).

C. de Variação	G.L.	S.Q.(seq.)	Q.M.	F	Prob.
Blocos (não aj.)	11	9.8743	0,8977	3,87	0,0048
Tratamentos (aj.)	15	8,7191	0,5813	2,50	0,0306
Resíduo	19	4,4109	0,2322		

Ainda neste caso, o teste para Blocos não é válido, mas o teste para Tratamentos é correto, pois são válidas as estimativas para SQT(aj.) e para SQRes. As médias ajustadas são as seguintes:

Tratamento	Méida (aj.)	Tratamento	Média (aj.)
1	2,30	9	2,30
2	2,68	10	2,89
3	2,42	11	1,97
4	3,93	12	2,85
5	2,45	13	1,60
6	2,73	14	2,92
7	2,49	15	2,08
8	2,66	16	2,17

Com mais de duas parcelas perdidas, o procedimento é o mesmo.

8. ANÁLISE DE EXPERIMENTOS EM LÁTICES QUADRADOS COM RECUPERAÇÃO DA INFORMAÇÃO INTERBLOCOS

Em todos os experimentos em blocos casualizados, completos ou incompletos, o modelo matemático, relativo à parcela que recebeu o tratamento **i** no bloco **j** é:

$$Y_{ij} = m + t_i + b_j + e_{ij}$$

Onde: **m** é a média geral,
t_i é o efeito do tratamento **i**,
b_j é o efeito do bloco **j**,
e_{ij} é o erro aleatório relativo à parcela.

Admite-se, na análise dos experimentos em blocos completos e também na análise intrablocos dos experimentos em blocos incompletos (tais como os látices quadrados), que os efeitos de blocos são fixos e que o erro e^{ij} tem variância σ^2, igual para todas as parcelas.

Mas há, no caso de blocos incompletos, outro tipo de análise, bem diferente, a análise com recuperação da informação interblocos, em que o efeito de blocos bj se considera também aleatório, com variância σ_b^2, igual para todos os blocos. Nessa análise é essencial conhecer o quociente σ^2/σ_b^2. Como dele só se tem uma estimativa, os testes nela aplicados não são exatos.

Há dois métodos para a recuperação da informação interblocos. Ambos utilizam as estatísticas:

V_b = QMBlocos dentro de Repetições (ajustado),
V_r = QMResíduo.

Tais métodos são o de COCHRAN & COX (1957) e o de BOSE (1954), exposto e completado por PIMENTEL-GOMES (1954 e 1990).

Qualquer um desses dois métodos, aplicados aos dados da Tabela 1, nos leva à seguinte análise da variância:

C. de Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
Blocos (Rep.)(aj.)	9	6,0765	V_b = 0,6752	
Tratamentos (aj.)	15	9,6025	0,6402	3,02
Resíduo	21	4,4523	V_r = 0,2120	

Note-se que o novoQMT(aj.) supera o valor obtido pela análise intrablocos (sem recuperação da informação interblocos), que era 0,6330, em vez de 0,6402. Neste caso o acréscimo é muito pequeno, mas, em casos favoráveis, pode ser importante. Como conseqüência, aumenta também o valor de F para tratamentos (ajustados), que é agora F = 3,02, em vez de F = 2,99. Isto é uma vantagem. Mas, por outro lado, o teste F aplicado a esta nova análise não é exato, mas apenas aproximado. Também são apenas aproximados os testes de comparação de médias aplicados às novas médias ajustadas de tratamentos. Como regra geral, considera-se que a aproximação é razoável desde que tenhamos pelo menos 10 graus de liberdade para Blocos dentro de Repetições e também para o Resíduo (COCHRAN & COX, 1957).

8.1. O Método de Cochran & Cox

Os ajustes a serem feitos na análise da variância intrablocos utilizam a estatística M, cuja estimativa é dada pela fórmula:

$$M = \frac{V_b - V_r}{k(m-1)V_b},$$

onde **k** é o número de parcelas por bloco e **m** é o número de repetições ortogonais (PIMENTEL-GOMES & GARCIA, 1990). Note-se que COCHRAN & COX (1957) usam a letra grega μ, em lugar de M, para representar essa estatística.

A teoria demonstra que:

$$E(V_b) = \sigma^2 + \frac{k(m-1)}{m}\sigma_b^2$$
$$E(V_r) = \sigma^2,$$

onde E indica esperança matemática.

Como temos $\sigma_b^2 \geq 0$, é o de se esperar que se obtenha $V_b \geq V_r$. Mas, eventualmente, devido à variação do acaso, podemos ter $V_b \leq V_r$. Neste caso, toma-se M = 0, admite-se que não haja efeito de blocos e se analisa o látice como um experimento em blocos completos casualizados, com m repetições (COCHRAN & COX, 1957). Por outro lado, temos sempre

$$M < \frac{1}{k(m-1)}$$

8.2. O Método de Base

Neste método, os ajustes a serem feitos na análise da variância interblocos utilizam a estatística a, cuja estimativa é dada pela fórmula

$$a = \frac{(m-1)\, V_r}{mV_b - V_r},$$

Como vimos, é de se esperar, pela teoria, que se obtenha $V_b \geq V_r$. Mas, eventualmente, devido à variação do acaso, podemos ter $V_b \leq V_r$. Neste caso, toma-se a = 1. Por outro lado, para $V_b > V_r$ obtemos sempre $0 < a$. Assim, sendo, o valor a satisfaz às desiguladades.

$$0 < a < 1$$

Com a = 0, nenhum ajuste é feito, e voltamos à análise intrablocos, sem nenhuma alteração. Com a = 1, a análise com recuperação se torna idêntica à de blocos casualizados. Mas para 0 < a < 1, a análise com recuperação da informação interblocos difere das outras duas.

Como regras práticas sugerem-se as seguintes:

A. para a > 0,8, analisar como blocos casualizados,
B. para a < 0,2, usar a análise intrablocos,
C. para 0,2 ≤ a ≤ 0,8, usar a análise com recuperação da informação interblocos.

É interessante salientar que o valor de a pode ser obtido da estatística **M** usada no método de Cochran & Cox, pois temos:

$$a = \frac{1 - k(m-1)\, M}{1 + kM}$$

A variância estimada para um contraste entre as médias de dois tratamentos primeiros associados é dada pela fórmula:

$$V(m_i - m_u)^* = \frac{2V_r}{m}\left[1 + \frac{V_b - V_r}{kV_b}\right],$$

onde o asterístico indica eu se fez a recuperação da informação interblocos.

Para segundos associados, a fórmula é:

$$V(m_i - m_u)^* = \frac{2V_r}{m}\left[1 + \frac{m}{(m-1)\,k}\,\frac{V_b - V_r}{V_b}\right],$$

O mais comum, porém, é usar uma variância média, a ser aplicada indiscriminadamente. Ela é dada pela fórmula:

$$V(m_i - m_u)^* = \frac{2V_r}{m}\left[1 + \frac{m}{(m-1)(k+1)}\,\frac{V_b - V_r}{V_b}\right],$$

8.3. Exemplo de Análise com Recuperação

Usaremos outra vez os mesmos dados da Tabela 1.

O programa LATICE do CIAGRI dá os resultados seguintes (Listagem nº 9).

C. de Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
Repetições	2	0,7179	0,3590	1,69
Blocos (Rep.)(aj.)	9	6,0765	V_b = 0,6752	
Tratamentos (aj.)	15	9,6025	0,6402	3,02
Resíduo	21	4,4523	V_r = 0,2120	

O valor de **M** é 0,086, e nos dá:

$$a = \frac{1 - k(m-1)\,M}{1 \_ kM} = \frac{1 - 4 \text{ x } 2 \text{ x } 0{,}086}{1 + 4 \text{ x } 0{,}086} = 0{,}232.$$

Este valor, relativamente baixo, já nos faz prever que a recuperação da informação interblocos não tratá grandes vantagens.

O programa nos dá também variância da diferença entre as médias de dois tratamentos:

$$V(m_i - m_u)^* = 0{,}1656 \text{ ,}$$

para primeiros associados,

$$V(m_i - m_u)^* = 0{,}1777 \text{ ,}$$

para segundos associados e, em média para qualquer caso:

$$V(m_i - m_u)^* = 0{,}1704 \text{ ,}$$

Esses valores, dados pelo computados, pode ser calculados pelas fórmulas seguintes:

Para primeiros associados:

$$V(m_i - m_u)^* = \frac{2V_r}{m}\left[1 + \frac{V_b - V_r}{kV_b}\right],$$

Para segundos associados:

$$V(m_i - m_u)^* = \frac{2V_r}{m}\left[1 + \frac{m}{(m-1)\,k}\,\frac{V_b - V_r}{V_b}\right],$$

Estimativa média:

$$V(m_i - m_u)^* = \frac{2V_r}{m}\left[1 + \frac{m}{(m-1)(k+1)}\,\frac{V_b - V_r}{V_b}\right],$$

Em todos os casos, toma-se $V_b - V_r = 0$ quando se obtém $V_b < V_r$.

Note-se que o programa 'da também a Variância Efetiva Média, calculada pela fórmula:

$$V(\text{média})^* = V_r\left[1 + \frac{m}{(m-1)(k+1)}\,\frac{V_b - V_r}{V_b}\right] = 0{,}25565$$

As novas médias ajustadas são apresentadas, e constam da Tabela 4 (Listagem n^o 9).

Tabela 4 – Médias ajustadas obtidas na análise com recuperação da informação interblocos.

Tratamento	Média (aj.)	Tratamento	Média (aj.)
1	2,27	9	2,17
2	2,67	10	2,91
3	2,41	11	2,05
4	4,00	12	2,76
5	2,36	13	1,71
6	2,72	14	2,90
7	2,54	15	2,15
8	2,51	16	2,26

Calculemos, com a variância média para a diferença entre as médias de dois tratamentos, o valor de Δ referente ao teste de Tukey. Temos:

$$
\begin{aligned}
\Delta &= q\sqrt{(0{,}50)\,V(m_i - m_u)^*} \\
&= 5{,}46\sqrt{(0{,}50)\,0{,}1704} \\
&= 1{,}594
\end{aligned}
$$

Já o dms, relativo ao teste t, nos daria:

$$
\begin{aligned}
dms &= t\sqrt{V(m_i - m_u)^*} \\
&= 2{,}08\sqrt{0{,}1704} \\
&= 0{,}859
\end{aligned}
$$

A diferença $m_{14} - m_{13} = 2{,}90 - 1{,}71 = 1{,}19$ é, pois, significativa pelo teste t, mas não pelo teste de Tukey.

Cálculos semelhantes podem ser feitos, se quiser, para tratamentos primeiros associados ou segundos associados, separadamente.

O programa LATICE do SAEG (Listagem nº 10) calcula as médias ajustadas e o valor M = 0,086, mas não dá o QMTratamentos (ajustados) e não aplica o teste F. Em lugar dos valores de $V(m_i - m_u)$ ele dá a variância efetiva média VEf = 0,2556. Com ela calculamos a variância média para a diferença entre duas médias quaisquer pela fórmula:

$$
\begin{aligned}
V(m_i - m_u)^* &= \frac{2}{m}\,\text{VEf(média)} \\
&= \frac{2}{3}\,0{,}2556 \\
&= 0{,}1704
\end{aligned}
$$

Com este valor podemos aplicar os testes **t** e de Tukey do modo já conhecido.

O programa PROC LATTICE do SAS (Listagem nº 11), também não dá o QMTratamentos (ajustados) e não aplica o teste F, mas apresenta os valores de $V(m_i - m_u)$ para primeiros associados, para segundos associados e para o valor médio, de uso geral. Com eles se podem calcular a diferença mínima significativa pelo teste de Tukey (Δ) e a diferença mínima significativa pelo teste **t** (dms).

8.4. A Eficiência do Látice na Análise com Recuperação da Informação Interblocos.

Para calcular a eficiência (Ef^*) usamos a fórmula:

$$
Ef^* = \frac{\text{QMResíduo (Bloco Casualizados)}}{\text{Variância Efetiva}^*}
$$

Tal como no caso da análise intrablocos, aqui há três Variâncias Efetivas e, pois, três eficiências.

A. Variância Efetiva para primeiros associados

$$\begin{aligned}\mathrm{VEf}(1)^{*} &= V_r\left[1+\frac{1}{k}\,\frac{V_b - V_r}{V_b}\right]\\ &= 0{,}2120\left[1+\frac{1}{4}\,\frac{0{,}6752 - 0{,}2120}{0{,}6752}\right]\\ &= 0{,}2484\end{aligned}$$

e a eficiência é:

$$\mathrm{Ef}(1)^{*} = \frac{0{,}3510}{0{,}2484} = 1{,}413 = 141{,}3\%$$

B. Variância Efetiva para segundos associados

$$\begin{aligned}\mathrm{VEf}(2)^{*} &= V_r\left[1+\frac{m}{(m-1)k}\,\frac{V_b - V_r}{V_b}\right]\\ &= 0{,}2120\left[1+\frac{3}{2 \text{ x } 4}\,\frac{0{,}6752 - 0{,}2120}{0{,}6752}\right]\\ &= 0{,}2665\end{aligned}$$

logo

$$\mathrm{Ef}(2)^{*} = \frac{0{,}3510}{0{,}2665} = 1{,}317 = 131{,}7\%$$

C. Variância Efetiva média, que, em geral, se denomina simplesmente Variância Efetiva

$$\begin{aligned}\mathrm{VEf}(\text{média})^{*} &= V_r\left[1+\frac{m}{(m-1)(k+1)}\,\frac{V_b - V_r}{V_b}\right]\\ &= 0{,}2120\left[1+\frac{3}{2 \text{ x } 5}\,\frac{0{,}6752 - 0{,}2120}{0{,}6752}\right]\\ &= 0{,}2556\end{aligned}$$

logo

$$\mathrm{Ef}(\text{média})^{*} = \frac{0{,}3510}{0{,}2556} = 1{,}373 = 137{,}3\%$$

Esta última Eficiência é dada tanto pelo programa do CIAGRI como pelo programa LÁTICE do SAEG, e ainda pelo programa PROC LATTICE do SAS.

9. A REPETIÇÃO DO DELINEAMENTO EM LÁTICE

Como vimos no capítulo 2, para os látices de 6 x 6 ou de 10 x 10 só existem 3 repetições ortogonais, e para o de 12 x 12, apenas 4. Nestas condições, como podemos, por exemplo, instalar um látice de 10 x 10, para 100 cultivares de eucalipto, com 6 repetições? A solução é tomar as 3 repetições ortogonais dadas por COCHRAN & COX (1957), mas utilizando cada uma das duas vezes: é o que se chama um látice triplo duplicado. Alternativamente, poderíamos tomar duas repetições ortogonais e utilizar cada uma delas 3 vezes: seria um látice duplo (ou simples) triplicado.

Em linhas gerais, a análise segue os métodos já vistos anteriormente.

Temos, pois, 3 tipos de análise:

I. A análise como blocos casualizados.
II. A análise intrablocos.
III. A análise com recuperação da informação interblocos.

As condições para uso dessas análises são as mesmas já vistas no capítulo 8.

9.1. Exemplo de Análise Intrablocos

Tomaremos como exemplo um látice duplo de 6 x 6, duplicado, cujos dados constam da Tabela 5.

Tabela 5 – Valores médios de Altura (m) de um experimento de **E. grandis** em látice duplo de 6 x 6 duplicado.

(1) 21,9	(2) 17,7	(3) 19,0	(4) 21,2	(5) 22,7	(6) 20,4
(7) 23,3	(8) 22,8	(9) 20,1	(10) 24,4	(11) 26,4	(12) 23,1
(13) 22,3	(14) 21,1	(15) 21,6	(16) 21,5	(17) 21,3	(18) 24,3
(19) 21,2	(20) 18,9	(21) 21,9	(22) 24,8	(23) 21,3	(24) 24,4
(25) 22,5	(26) 21,7	(27) 20,4	(28) 23,9	(29) 18,5	(30) 25,0
(31) 23,6	(32) 23,1	(33) 22,7	(34) 22,5	(35) 24,8	(36) 25,0

1ª repetição ortogonal

(1) 22,9	(7) 23,4	(13) 22,9	(25) 20,0	(31) 20,4
(2) 19,7	(8) 17,8	(14) 19,9	(26) 26,4	(32) 23,1
(3) 21,8	(9) 19,4	(15) 23,8	(27) 21,3	(33) 24,3
(4) 22,5	(10) 23,9	(16) 23,4	(28) 21,8	(34) 22,8
(5) 19,9	(11) 24,6	(17) 23,6	(29) 13,6	(35) 21,8
(6) 24,1	(12) 24,7	(18) 24,8	(30) 22,7	(36) 25,5

2ª repetição ortogonal

(1) 19,5	(2) 16,0	(3) 21,7	(5) 16,1	(6) 19,9
(7) 23,5	(8) 23,8	(9) 21,7	(11) 21,9	(12) 24,9
(13) 20,0	(14) 22,6	(15) 21,2	(17) 23,5	(18) 20,4
(19) 22,9	(20) 20,2	(21) 16,3	(23) 21,2	(24) 20,3
(25) 19,4	(26) 22,6	(27) 23,5	(29) 22,9	(30) 20,2
(31) 16,3	(32) 18,2	(33) 21,2	(35) 19,4	(36) 22,6

1ª repetição ortogonal duplicada

(1) 22,2	(7) 20,2	(13) 22,2	(25) 21,8	(31) 20,4
(2) 19,5	(8) 21,0	(14) 21,0	(26) 22,4	(32) 22,1
(3) 21,9	(9) 16,1	(15) 20,2	(27) 19,1	(33) 23,2
(4) 23,2	(10) 22,6	(16) 22,7	(28) 23,1	(34) 21,7
(5) 21,7	(11) 24,5	(17) 21,8	(29) 19,2	(35) 19,2
(6) 22,3	(12) 20,7	(18) 23,5	(30) 20,5	(36) 21,0

2ª repetição ortogonal duplicada

A análise pelo programa GLM do SAS (tipo III) dá os resultados seguintes (Listagem nº 12)

C. de Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F	Prob.
Blocos (Rep.)(aj.)	23	157,4007	V_b = 6,8435	2,53	0,001
Tratamentos (aj.)	35	152,0219	4,3435	1,61	0,040
Resíduo	95	229,5148	V_r = 2,7001		
Total	143				

Como se trata de valores ajustados, o teste F é válido tanto para Blocos (ajustados) como para Tratamentos (ajustados).

As médias estimadas, dadas pelo programa, constam da Tabela 6. Como, porém, podemos realizar a comparação de médias? É necessário, antes de mais nada, calcular as estimativas das variâncias dos diversos contrastes.

Tabela 6 – Médias estimadas para a variável Altura (m) de um experimento de **E. grandis** em látice duplo de 6 x 6 duplicado.

Tratamento	Média (aj.)	Tratamento	Média (aj.)
1	22,68	19	22,22
2	19,00	20	21,59
3	22,00	21	20,36
4	22,82	22	22,71
5	20,89	23	22,12
6	22,20	24	23,38
7	21,98	25	21,01
8	20,31	26	21,68
9	18,56	27	22,08
10	21,83	28	21,97
11	23,48	29	20,99
12	22,18	30	20,73
13	22,13	31	19,44
14	21,18	32	21,48
15	21,82	33	22,01
16	22,98	34	21,43
17	22,56	35	21,14
18	22,96	36	23,04

Para primeiros associados, como os tratamentos 1 e 2, temos:

$$V(m_i - m_u) = \frac{2V_r}{mn}\left(1 + \frac{1}{k}\right),$$

onde **m** é o número de repetições ortogonais e **n** é o número de vezes que se usou cada uma delas. No caso presente temos m = 2 repetições ortogonais, correspondentes ao esquema seguinte, cada uma delas aplicada n = 2 vezes.

1	2	3	4	5	6
7	8	9	10	11	12
13	14	15	16	17	18
19	20	21	22	23	24
25	26	27	28	29	30
31	32	33	34	35	36

1	7	13	19	25	31
2	8	14	20	26	32
3	9	15	21	27	33
4	10	16	22	28	34
5	11	17	23	29	35
6	12	18	24	30	36

Por outro lado, temos V_b = 6,8435; V_r = 2,7001. Obtemos, pois, para primeiros associados:

$$V(m_i - m_u) = \frac{2 \text{ x } 2{,}7001}{2 \text{ x } 2}\left(1 + \frac{1}{6}\right),$$
$$= 1{,}5167$$

Para segundos associados a fórmula é:

$$V(m_i - m_u) = \frac{2V_r}{mn}\left[1 + \frac{m}{k(m-1)}\right]$$
$$= \frac{2 \times 2{,}7001}{2 \times 2}\left[1 + \frac{2}{6(2-1)}\right]$$
$$= 1{,}8001.$$

Pode-se usar também uma estimativa média, a ser aplicada indiscriminadamente, para primeiros ou segundos associados. Seu valor é:

$$V(m_i - m_u) = \frac{2V_r}{mn}\left[1 + \frac{m}{(k+1)(m-1)}\right]$$
$$= \frac{2 \times 2{,}7001}{2 \times 2}\left[1 + \frac{2}{(6+1)(2-1)}\right]$$
$$= 1{,}7358.$$

O teste de Tukey se aplica, como sempre, pela fórmula:

$$\Delta = q\sqrt{0{,}50\, V(m_i - m_u)}$$

onde q é tirado das tabelas de amplitude total estudentizada com v = 36 tratamentos e n' = 85 G.L. do Resíduo. Para o caso de primeiros associados (tratamentos 1 e 2 por exemplo) temos, ao nível de 5% de probabilidade:

$$\Delta = 5{,}65\sqrt{0{,}50 \times 1{,}5167} = 4{,}92$$

O contraste entre as médias dos dois tratamentos nos dá:

$$Y = m_1 - m_2 = 22{,}68 - 19{,}00 = 3{,}68$$

Como $Y = 3{,}68 < 4{,}92 = \Delta$, conclui-se que a diferença não é significativa.

Para segundos associados, a diferença mínima pelo teste de Tukey, ao nível de 5% de probabilidade, seria:

$$\Delta = q\sqrt{0{,}50\, V(m_i - m_u)}$$
$$= 5{,}65\sqrt{0{,}50 \times 1{,}8001}$$
$$= 5{,}36$$

e o valor médio, de uso geral, seria:

$$\Delta = 5{,}65\sqrt{0{,}50 \text{ x } 1{,}6358} = 5{,}11$$

Por sua vez, o dms, pelo teste **t**, para primeiros associados e ao nível de 5% de probabilidade, nos daria:

$$\begin{aligned} \text{dms} &= t\sqrt{V(m_i - m_u)} \\ &= 1{,}99\sqrt{1{,}5167} \\ &= 2{,}45 \end{aligned}$$

Para contrastes mais complicados, o mais fácil é usar a Variância Efetiva Média:

$$\begin{aligned} \text{VEf(média)} &= V_r\left[1 + \frac{m}{(m-1)(k+1)}\right] \\ &= 2{,}7001\left[1 + \frac{2}{(2-1)(6+1)}\right] \\ &= 3{,}4716 \end{aligned}$$

Por exemplo, para um contraste

$$Y = c_1m_1 + c_2m_2 + \ldots + c_vm_v\ ,$$

Temos, aproximadamente:

$$V(Y) = \frac{\sum c_2}{mn}\ \text{VEf (média)}$$

No caso particular de

$$Y = m_1 + m_3 + m_4 = 3m_9\ ,$$

Obtemos:

$$\Sigma c^2 = 1^2 + 1^2 + 1^2 + (-3)^2 = 12\ ,$$

$$V(Y) = \frac{12}{2 \text{ x } 2}\, 3{,}4716 = 10{,}4148$$

$$\text{dms} = 1{,}99\sqrt{10{,}4148 = 6{,}42}$$

A estimativa do contraste é:

$$Y - 22{,}68 + 22{,}00 + 22{,}82 - 3 \text{ x } 18{,}56 = 11{,}82$$

Temos Y = 11,85 > 6,42 = dms, logo o contraste é significativo pelo teste **t**.

10. ANÁLISE DE RECUPERAÇÃO DA INFORMAÇÃO INTERBLOCOS PARA LÁTICES REPETIDOS

Neste caso, o valor de M (ou μ) do método de COCHRAN & COX é dado pela fórmula:

$$M = \frac{n(V_b - V_r)}{k\left[n(m-1)V_b + (n-1)V_r\right]}$$

onde **m** é o número de repetições ortogonais, **n** é o número de vezes que cada uma delas foi usada, V_b é o QMBlocos (Rep.)(aj.) e V_r é o QMResíduo da análise intrablocos. No caso de $V_b - V_r < 0_b$, toma-se M = 0.

Salienta-se que são satifeitas as desigualdades:

$$0 \leq M < \frac{1}{k(m-1)}$$

O valor de **a** do método de Bose é dado pela fórmula:

$$a = \frac{(m\,n-1)\,V_r}{m\,n\,V_b - V_r}$$

e para ele valem as desigualdades

$$0 < a \leq 1.$$

Por outro lado, continua a fórmula

$$a = \frac{1 - k\,(m-1)\,M}{1 + kM},$$

e dá o mesmo resultado.

A análise da variância geralmente acompanha o esquema seguinte.

	G.L.	Q.M.
Repetições	M n-1	
Tratamentos (aj.)	K_2-1	QMT(aj.)*
Blocos (Rep.)(aj.)	M n(k-1)	V_b
Resíduo	(k-1)(m n k – k-1)	V_r

A estimativa da variância para a diferença entre as média ajustadas de dois tratamentos primeiros associados é dada pela fórmula:

$$V(m_i - m_u)^{*} = \frac{2Vr}{mn}\left[1 + (n-1)\,M\right]$$

Para segundos associados, essa estimativa é:

$$V(m_i - m_u)^{*} = \frac{2Vr}{mn}\left[1 + n\,M\right]$$

a estimativa média, de uso geral, é:

$$V(m_i - m_u)^{*} = \frac{2Vr}{mn}\left[1 + \frac{n\,k\,M}{k+1}\right]$$

Com essas variâncias, é fácil obter a diferença mínima significativa pelo teste de Tukey:

$$\Delta = q\sqrt{0{,}50\,V(m_i - m_u)}$$

ou pelo teste **t**:

$$dms = t\,\sqrt{V(m_i - m_u)}$$

Por outro lado, a Variância Efetiva Média é dada pela fórmula:

$$VEf(\text{média}) = V_r\left[1 + \frac{k\,n\,M}{k+1}\right]$$

10.1 Exemplo de Análise com Recuperação da Informação Interblocos de um Látice Repetido

Tomaremos como exemplo os dados de um látice de 5 x 5 duplo duplicado estraídos do livro de COCHRAN & COX (1957) e reproduzidos na Tabela 7.

A análise intrablocos pelo GLM do SAS dá os resutlados seguintes (tipo III) (Listagem nº 13).

C. de Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
Repetições	3	226,19		
Blocos (Rep.)(aj.)	16	786,00	$V_b = 49,12$	
Tratamentos (aj.)	24	1.103,24	45,97	3,38
Resíduo	56	761,56	$V_r = 13,60$	

O valor de M é:

$$M = \frac{n(V_b - V_r)}{k[n\,(m-1)\,V_b + (n-1)\,V_r]},$$

$$= \frac{2(49,12 - 13,60)}{5[2(1)\,49,12 + (1)\,13,60]},$$

$$= 0,127$$

Tabela 7 – Produções de soja de um experimento de competição de cultivares em látice duplo duplicado de 5 x 5.

					Totais de blocos
(1) 6	(2) 7	(3) 5	(4) 8	(5) 6	32
(6) 16	(7) 12	(8) 12	(9) 13	(10) 8	61
(11) 17	(12) 7	(13) 7	(14) 9	(15) 14	54
(16) 18	(17) 16	(18) 13	(19) 13	(20) 14	74
(21) 14	(22) 15	(23) 11	(24) 14	(25) 14	68
1ª repetição ortogonal					289
(1) 24	(6) 13	(11) 24	(16) 11	(21) 8	80
(2) 21	(7) 11	(12) 14	(17) 11	(22) 23	80
(3) 16	(8) 4	(13) 12	(18) 12	(23) 12	56
(4) 17	(9) 10	(14) 30	(19) 9	(24) 23	89
(5) 15	(10) 15	(15) 22	(20) 16	(25) 19	87
1ª repetição ortogonal					392
(1) 13	(2) 26	(3) 9	(4) 13	(5) 11	72
(6) 15	(7) 18	(8) 22	(9) 11	(10) 15	81
(11) 19	(12) 10	(13) 10	(14) 10	(15) 16	65
(16) 21	(17) 16	(18) 17	(19) 4	(20) 17	75
(21) 15	(22) 12	(23) 13	(24) 20	(25) 8	68
1ª repetição ortogonal duplicada					361

(1) 16	(6) 7	(11) 20	(16) 13	(21) 21	77
(2) 15	(7) 10	(12) 11	(17) 7	(22) 14	57
(3) 7	(8) 11	(13) 15	(18) 15	(23) 16	64
(4) 19	(9) 14	(14) 20	(19) 6	(24) 16	75
(5) 17	(10) 18	(15) 20	(20) 15	(25) 14	84
1ª repetição ortogonal duplicada					357

Por outro lado, temos:

$$a = \frac{(m\,n - 1)\,V_r}{m\,n\,V_b - V_r} = \frac{(2 \text{ x } 2 - 1)\,13{,}60}{2 \text{ x } 2 \text{ x } 49{,}12 - 13{,}60} = 0{,}223$$

Também se pode calcular assim:

$$a = \frac{1 - k(m - 1)\,m}{1 + kM} = \frac{1 - 5 \text{ x } 1 \text{ x } 0{,}127}{1 + 5 \text{ x } 0{,}127} = 0{,}223$$

Como temos 0,20 < a < 0,80, convém fazer a recuperação da informação interblocos.

O programa LATTICE do SAS dá os resultados seguintes (Listagem nº 14).

C. de Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.
Repetições	3	226,19	
Blocos (Rep.)(aj.)	16	786,00	$V_b = 49{,}12$
Tratamentos (não aj.)	24	791,24	
Resíduo	56	761,56	$V_r = 13{,}60$

Curiosamente, os resultados expostos não permitem que se faça um teste F para Tratamentos, pois não é calculado o QMTratamentos ajustado com recuperação da informação interblocos QMT(aj.)*. Mas são dadas as médias ajustadas por esse método, que são as seguintes.

Tratamento	Média (aj.)	Tratamento	Média (aj.)
1	16,66	13	13,16
2	19,31	14	17,89
3	11,22	15	18,67
4	14,69	16	14,57
5	12,73	17	11,48
6	11,73	18	13,14
7	11,89	19	5,36
8	11,30	20	12,90
9	9,52	21	15,36
10	11,55	22	17,02
11	22,10	23	13,92
12	12,76	24	17,65
		25	13,18

Com o auxílio dessas médias ajustadas podemos calcular um teste F aproximado para a análise da variância. Com efeito temos, aproximadamente:

$$\text{SQT(aj.)}^* = m\, n \left[\sum m^2 - \frac{\left(\sum m_i\right)^2}{k^2} \right],$$

$$\text{QMT(aj.)}^* \frac{1}{k^2 - 1} \text{SQT(aj.)}^*$$

No caso presente obtemos:

$$\text{SQT(aj.)}^* = 2 \text{ x } 2 \left[5194{,}3770 - \frac{(349{,}76)^2}{25} \right] = 1204{,}38$$

$$\text{QMT(aj.)}^* = \frac{1204{,}38}{24} = 50{,}18$$

$$\begin{aligned} \text{VEf(média)} &= V_r \left[1 + \frac{n\, k\, M}{k+1} \right] \\ &= 13{,}60 \left[1 + \frac{5 \text{ x } 2 \text{ x } 0{,}127}{6} \right] \\ &= 16{,}48 \end{aligned}$$

$$F = \frac{50{,}18}{13{,}60} = 3{,}69$$

Mas o programa dá também:

$V(m_i - m_u) = 7{,}66$ para primeiros associados,
$V(m_i - m_u) = 8{,}53$ para segundos associados,
$V(m_i - m_u) = 8{,}24$ para uso geral

A diferença mínima significativa pelo teste de Tukey, ao nível de 5% de probabilidade para primeiros associados é, pois:

$$\begin{aligned}\Delta &= q\sqrt{0{,}50\,V(m_i - m_u)} \\ &= 5{,}44\sqrt{(0{,}50)\,7{,}66} \\ &= 10{,}65\end{aligned}$$

Para segundos associados obtemos:

$$\Delta = 5{,}44\sqrt{(0{,}50)\,8{,}53} = 11{,}23$$

O mais comum, porém, é usar um valor médio para Δ, aplicável tnato a primeiros como a segundos associados. Ele é:

$$\Delta = 5{,}44\sqrt{(0{,}50)\,8{,}24} = 11{,}04$$

Já pelo teste t obtemos, para primeiros associados, ao nível de 5% de probabilidade:

$$\begin{aligned}\text{dms} &= t\sqrt{V(m_i - m_u)} \\ &= 1{,}99\sqrt{7{,}66} \\ &= 5{,}51\end{aligned}$$

e analogamente para outros casos.

Curiosamente, o dms ao nível de 5% dado pelo programa parece ter sido calculado erradamente, assim:

$$\text{dms} = t\sqrt{\frac{2 \text{ x QMRes}}{mn}} = 1{,}96\sqrt{\frac{2 \text{ x } 13{,}60}{2 \text{ x } 2}} = 5{,}111$$

O dms = 6,717, para o nível de 1% de probabilidade, foi calculado do mesmo modo, e também não é correto.

Está claro que esse cálculo não seria válido, uma vez eu não é cabível usar o **t** com infinitos graus de liberdade, nem deixar de lado a covariância entre médias ajustadas, que se sabe existir.

Para um contraste mais complexo

$$Y = c_1m_1 + c_2m_2 + ... + c_vm_v ,$$

teríamos aproximadamente:

$$V(Y) = (1/m\ n)\ (\sum c^2)\ VEf(\text{média})$$

Assim, no caso de

$$Y = 3m_2 - m_3 - m_4 - m_5 ,$$

teríamos

$$V(Y) = \frac{12}{2 \times 2} 16{,}48 = 49{,}44 ,$$

$$Y = 3 \times 19{,}31 - 11{,}22 - 14{,}69 - 12{,}73 = 19{,}29 ,$$

$$t = \frac{19{,}29 - 0}{\sqrt{49{,}44}} = 2{,}74^{**}$$

O teste de Scheffé se aplicaria com

$$S = \sqrt{(k2 - 1)\ F\ V(Y)} = \sqrt{24\ (1{,}66)\ 49{,}44} = 44{,}38.$$

O contraste não é significativo por este teste, uma vez que temos y = 19,29 < 44,38 = S.

O programa dá também o QMRes(Blocos Casualizados) = 21,49. Logo a Eficiência Média do experimento é:

$$EF(\text{média}) = \frac{21{,}49}{16{,}48} = 130{,}4\%.$$

11. TIPOS MAIS MODERNOS DE RETICULADOS QUADRADOS

Em anos mais recentes, surgiu a idéia de incluir em cada bloco de um delineamento reticulado (ou látice) uma testemunha (A). Assim, por exemplo, no látice de 4 x 4, com k_2 = 16 tratamentos, a primeira repetição teria os seguintes blocos:

Bloco 1:	1	2	3	4	A
Bloco 2:	5	6	7	8	A
Bloco 3:	9	10	11	12	A
Bloco 4:	13	14	15	16	A

A letra A aí indicada a testemunha, a ser casualizada juntamente com os demais tratamentos (chamados regulares) de cada bloco. A análise intrablocos do delineamento assim obtido foi publicada por PIMENTEL-GOMES & VIÉGAS (1978). Posteriormente, OLIVEIRA & BARBIN (1988) e OLIVEIRA (1990) propuseram delineamento semelhante com mais de uma testemunha em cada bloco.

No caso de uma só testemunha por bloco, há três tipos de associação entre tratamentos: primeiros, segundos e terceiros.

Primeiros associados – São Tratamentos regulares (i, u) que ocorrem no mesmo bloco, por exemplo, os tratamentos 1 e 2 da repetição exposta. Temos, neste caso,

$$V(m_i - m_u) = \frac{2\sigma^2}{m}\left[1 + \frac{m - 1}{mk - k + m}\right],$$

onde **m** é o número de repetições ortogonais.

Segundos associados – São tratamentos regulares que não ocorrem no mesmo bloco. Neste caso temo:

$$V(m_i - m_u) = \frac{2\sigma^2}{m}\left[1 + \frac{m}{mk - k + m}\right],$$

Terceiros associados – É o caso do contraste entre um tratamento regular qualquer e a testemunha. Temos então:

$$V(m_i - m_A) = \left[\frac{1}{m} + \frac{1}{mk} + \frac{k - 1}{k\,(mk - k + m)}\right]$$

Exemplo

Tomaremos como exemplo dados de PIMENTEL-GOMES & VIEGAS (1978), reproduzidos na Tabela 8, que se referem a um reticulado quadrado de 5 x 5 = 25 tratamentos, com uma testemunha (A) em cada bloco. O número de tratamentos é, pois, k_2 + 1 = 26. Usamos aqui apenas três das quatro repetições ortogonais mencionadas no artigo citado.

A análise intrablocos pode ser feita pelo GLM do SAS, ou por programas semelhantes de outros aplicativos, e deu os resultados seguintes (Listagem nº 15).

C. de Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F	Prob.
Repetições	2	3.751.834	1.875.917	2,83	0,0683
Blocos (Repet.)	12	16.725.776	1.393.815	2,11	0,0335
Tratamentos (aj.)	25	36.481.905	1.459.276	2,20	0,0087
Resíduo	50	33.104.408	662.096		
Total	89	90.064.323			

As médias ajustadas são as seguintes:

Tratamento	Média	Tratamento	Média
A	5866	13	5047
1	5124	14	6125
2	6036	15	4905
3	7098	16	5650
4	3717	17	6559
5	6610	18	5473
6	6661	19	6004
7	6331	20	6322
8	6195	21	5989
9	5688	22	5718
10	6253	23	5536
11	5685	24	4432
12	6749	25	5862

Para um contraste entre os tratamentos 1 e 2 teríamos:

$$V(m_i - m_u) = \frac{2 \text{ x } 662.096}{3}\left[1 + \frac{3 - 1}{3 \text{ x } 5 - 5 + 3}\right],$$
$$= 509{,}305.$$

A diferença mínima significativa pelo teste de Tukey, ao nível de 5%, seria, pois:

$$\Delta = 5{,}50\sqrt{0{,}50 \text{ x } 509.305} = 2.775{,}5,$$

onde o valor de q = 5,50 corresponde a 26 médias e 50 G.L. para o Resíduo.

Mas a diferença entre as médias é 6036 – 5124 = 912, de sorte que não atinge a significância ao nível de 5%. O dms (pelo teste **t**) seria:

$$\text{dms} = t\sqrt{509.305} = 2{,}02 \text{ x } 713{,}66 = 1441{,}6.$$

Também neste caso a diferença não é significativa.

Para dois segundos associados (por exemplo, os tratamentos 1 e 24), teríamos:

$$V(m_i - m_u) = \frac{2 \text{ x } 662.096}{3}\left[1 + \frac{3 - 1}{3 \text{ x } 5 - 5 + 3}\right],$$
$$= 543.258.$$

A diferença mínima significativa, ao nível de 5% de probabilidade, pelo teste de Tukey, seria:

$$\Delta = 5{,}50\sqrt{0{,}50 \text{ x } 543.258} = 2.866{,}5 .$$

A diferença entre as médias dos tratamentos 1 e 24 é 5124 – 4432 = 692 e não alcança, pois, a significância.

Tabela 8 – Produção de milho, em kg/ha, de um reticulado quadrado triplo de 5 x 5, com uma testemunha (A) em cada bloco.

1ª repetição							Totais de blocos
1º bloco	6126(05)	6497(11)	6309(08)	6271(19)	5743(22)	6602(A)	37.548
2º bloco	6809(02)	6642(10)	5111(13)	4646(24)	5240(16)	6173(A)	34.621
3º bloco	3670(04)	6899(07)	5770(21)	4167(18)	4195(15)	6430(A)	31.131
4º bloco	6610(12)	7166(20)	5925(23)	5332(01)	5509(09)	4608(A)	35.150
5º bloco	6175(14)	7413(03)	5768(06)	6059(17)	5704(25)	7202(A)	38.321
							176.771
6º bloco	6218(01)	6692(18)	6621(10)	6321(14)	6318(22)	5787(A)	37.957
7º bloco	5580(02)	5586(15)	4682(23)	6155(19)	8237(06)	5487(A)	35.727
8º bloco	6199(25)	3844(04)	5549(12)	5550(16)	6480(08)	4844(A)	32.466
9º bloco	5960(11)	5019(24)	6300(07)	6993(20)	5996(03)	6280(A)	36.548
10º bloco	6986(17)	5191(09)	7204(05)	6999(13)	6394(13)	6001(A)	38.775
							181.473
11º bloco	6052(07)	6439(06)	6600(10)	5855(08)	7160(09)	6687(A)	38.793
12º bloco	4125(01)	5822(02)	2956(04)	7022(05)	7804(03)	5273(A)	33.002
13º bloco	4235(13)	4867(11)	4734(15)	6342(14)	7691(12)	5744(A)	33.613
14º bloco	5199(16)	3985(20)	5029(19)	4998(18)	6223(17)	4823(A)	30.257
15º bloco	5129(21)	5080(25)	3609(24)	5718(23)	5538(22)	6044(A)	31.118
							166.783

Já os tratamentos A e 3 são terceiros associados e para eles temos:

$$\begin{aligned} V(m_3 - m_A) &= 662.096\left[\frac{1}{3} + \frac{1}{3 \text{ x } 5} + \frac{5 - 1}{5\,(5 \text{ x } 3 - 5 + 3)}\right], \\ &= 305.583 , \end{aligned}$$

logo:

$$\Delta = 5{,}50\sqrt{0{,}50 \text{ x } 305.583} = 2.149{,}9 .$$

Poder-se-ia pensar, neste caso, em aplicar o teste de Dunnett, específico para a comparação com uma testemunha, mas, ao que parece, só há tabelas publicadas para o máximo de 20 tratamentos.

12. O CASO DE DUAS OU MAIS TESTEMUNHAS EM CADA BLOCO

No caso de duas ou mais testemunhas em cada bloco (OLIVEIRA & BARBIN, 1988) a análise intrablocos também é feita sem dificuldade pelo programa GLM do SAS, pelo ANOVAG do SAEG, pelo SANEST ou pelo SOC. Mas há, agora, quatro tipos de associação, os três já mencionados e mais um quarto: o referente a dois tratamentos comuns (os que ocorrem em todos os blocos).

Para expor as fórmulas relativas aos contrastes respectivos, precisamos definir novos parâmetros, que são k', A, B e D. Temos:

$$K' = k + c \,,$$

onde c é o número de tratamento comuns. Quanto aos parâmetros A, B, D, seus valores são dados pela Tabela 9, em função de c.

Tabela 9 – Valores dos parâmetros A, B e D para alguns tipos de reticulados com número de tratamentos regulares variável e tratamentos comuns.

Tipo de reticulado	Parâmetros	Número de tratamentos regulares							
		25	36	49	64	81	100	121	144
Duplo	A	$2c+2$	$2c+2$	$2c+2$	$2c+2$	$2c+2$	$2c+2$	$2c+2$	$2c+2$
	B	-6	-8	-10	-12	-14	-16	-18	-20
	D	$4c^2+30c+50$	$4c^2+36c+72$	$4c^2+42c+98$	$4c^2+48c+128$	$4c^2+54c+162$	$4c^2+60c+200$	$4c^2+66c+242$	$4c^2+72c+288$
Triplo	A	$3c+6$	$3c+6$	$3c+6$	$3c+6$	$3c+6$	$3c+6$	$3c+6$	$3c+6$
	B	-6	-9	-12	-15	-18	-21	-24	-27
	D	$9c^2+75c+150$	$9c^2+90c+216$	$9c^2+105c+294$	$9c^2+120c+384$	$9c^2+135c+486$	$9c^2+150c+600$	$9c^2+165c+726$	$9c^2+180c+864$
Quádruplo	A	$4c+12$	$4c+12$	$4c+12$	$4c+12$	$4c+12$	$4c+12$	$4c+12$	$4c+12$
	B	-4	-8	-12	-16	-20	-24	-28	-32
	D	$16c^2+140c+300$	$16c^2+168c+432$	$16c^2+196c+588$	$16c^2+224c+768$	$16c^2+252c+972$	$16c^2+280c+1200$	$16c^2+308c+1452$	$16c^2+336c+1728$
Simples Duplicado	A	$8c+8$	$8c+8$	$8c+8$	$8c+8$	$8c+8$	$8c+8$	$8c+8$	$8c+8$
	B	-24	-32	-40	-48	-56	-64	-72	-80
	D	$16c^2+120c+200$	$16c^2+144c+268$	$16c^2+168c+392$	$16c^2+192c+512$	$16c^2+216c+648$	$16c^2+240c+800$	$16c^2+264c+968$	$16c^2+288c+1152$
Quíntuplo	A	$5c+20$	$5c+20$	$5c+20$	$5c+20$	$5c+20$	$5c+20$	$5c+20$	$5c+20$
	B	0	-5	-10	-15	-20	-25	-30	-35
	D	$25c^2+225c+500$	$25c^2+270c+720$	$25c^2+315c+900$	$25c^2+360c+1280$	$25c^2+405c+1620$	$25c^2+450c+2000$	$25c^2+495c+2420$	$25c^2+540c+2880$

No exemplo que estamos discutindo, isto é, de um reticulado triplo não repetido, temos:

$$A = 3\,c + 6,\ B = -6,\ D = 9c^2 + 75\,c + 150$$

No caso de c = 2, isto é, de dois tratamentos comuns, temos, pois:

$$A = 3 \times 2 + 6 = 12$$

$$B = -6$$

$$D = 9 \times 4 + 75 \times 2 + 150 = 336$$

As fórmulas para as variâncias são as seguintes:

Primeiros associados

$$V_1 = V(m_i - m_u) = \frac{2k'V_r}{r(k'-1)}\left(1 - \frac{A}{D}\right)$$

Segundos associados

$$V_2 = V(m_i - m_u) = \frac{2k'V_r}{r(k'-1)}\left(1 - \frac{B}{D}\right)$$

Terceiros associados

$$V_3 = V(m_i - m_u) = \frac{k'V_r}{r\,k(k'-1)}\left[1 + \frac{kk' - 2}{k'} - \frac{(k-1)\,B}{D}\right]$$

Quartos associados

$$V_4 = V(m_i - m_u) = \frac{2V_r}{b}$$

onde **b** é o número de blocos.

As letras **i** e **u**, neste caso, ser referem a tratamentos comuns quaisquer.

Exemplo

Tomaremos como exemplo, os dados da Tabela 10, que são os mesmos da Tabela 8 com adição de mais uma testemunha (B) em cada bloco, isto é, com c = 2.

Tabela 10 – Produção de milho, em kg/ha, de um reticulado quadrado triplo de 5 x 5, com duas testemunhas (A e B) em cada bloco.

1º bloco	6126(05)	6497(11)	6309(08)	6271(19)	5743(22)	6602(A)	6700(B)	33.248
2º bloco	6809(02)	6642(10)	5111(13)	4646(24)	5240(16)	6173(A)	6373(B)	40.994
3º bloco	3670(04)	6899(07)	5770(21)	4167(18)	4195(15)	6430(A)	6600(B)	37.731
4º bloco	6610(12)	7166(20)	5925(23)	5332(01)	5509(09)	4608(A)	4808(B)	39.958
5º bloco	6175(14)	7413(03)	5768(06)	6059(17)	5704(25)	7202(A)	7102(B)	45.423
								208.354
6º bloco	6218(01)	6692(18)	6621(10)	6321(14)	6318(22)	5787(A)	5987(B)	43.944
7º bloco	6809(02)	5586(15)	4682(23)	6155(19)	8237(06)	5487(A)	5387(B)	41.114
8º bloco	6199(25)	3844(04)	5549(12)	5550(16)	6480(08)	4844(A)	5144(B)	37.610
9º bloco	5960(11)	5019(24)	6300(07)	6993(20)	5996(03)	6280(A)	6480(B)	43.028
10º bloco	6986(17)	5191(09)	7204(05)	6999(21)	6394(13)	6001(A)	6201(B)	44.976
								210.672

11º bloco	6052(07)	6439(06)	6600(10)	5855(08)	7160(09)	6687(A)	6880(B)	45.673
12º bloco	4125(01)	5822(02)	2956(04)	7022(05)	7804(03)	5273(A)	5380(B)	38.382
13º bloco	4235(13)	4867(11)	4734(15)	6342(14)	7691(12)	5744(A)	5942(B)	39.555
14º bloco	5199(16)	3985(20)	5029(19)	4998(18)	6223(17)	4823(A)	5008(B)	35.265
15º bloco	5129(21)	5080(25)	3609(24)	5718(23)	5538(22)	6044(A)	6344(B)	37.462
								196.337

Temos, pois, um número de tratamentos

$$V = k^2 + 2$$
$$= 5 \times 5 + 2 = 27,$$

$$k' = k + c$$
$$= 5 + 2 = 7,$$

e, ainda, A = 12, B = -6, D = 336.

A análise da variância intrablocos pode ser feita pelo programa GLM do SAS, ou pelo ANOVAG do SAEG, ou ainda pelo SANEST ou pelo SOC, com os resultados seguintes, do tipo I do SAS (Listagem nº 16).

C. de Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F	Prob.
Repetições	2	3.383.558	1.691.779	2,86	0,0647
Blocos (Repet.)	12	19.210.148	1.600.845	2,70	0,0052
Tratamentos (aj.)	26	37.309.621	1.434.985	2,42	0,0021
Resíduo	64	37.880.040	591.875		
Total	104	97.783.369			

As médias ajustadas foram as seguintes:

Tratamento	Média	Tratamento	Média
A	5866	13	5057
B	6023	14	6093
1	5262	15	4901
2	6101	16	5686
3	7037	17	6518
4	3733	18	5467
5	6630	19	6030
6	6609	20	6382
7	6229	21	5918
8	6085	22	5685
9	5749	23	5614
10	5636	24	4360
11	6860	25	5792
12	5057		

A variância de um contraste entre médias de dois primeiros associados é:

$$\begin{aligned} V_1 &= V(m_i - m_u) = \frac{2k' V_r}{r(k'-1)}\left(1 - \frac{A}{D}\right) \\ &= \frac{2 \text{ x } 7 \text{ x } 591.875}{3\,(7-1)}\,(1 - \frac{12}{336}) \\ &= 443.906 \end{aligned}$$

A diferença mínima significativa, ao nível de 5%, pelo teste de Tukey, será:

$$\Delta = 5{,}46\sqrt{0{,}50 \text{ x } 443.906} = 2.572{,}3\,,$$

onde q = 5,46 se obtém da tabela com n = 27 tratamentos e n'= 64 G.L. para o Resíduo. O valor do dms (pelo teste t) seria:

$$\text{dms} = 2{,}00\sqrt{443.906} = 1.332{,}5.$$

A diferença relativa aos tratamentos 1 e 2 é

$$\begin{aligned} Y &= m_2 - m_1 \\ &= 6015 - 5176 \\ &= 839\,, \end{aligned}$$

e não alcança significância para nenhum dos dois testes.

Para segundos associados teríamos:

$$\begin{aligned} V_2 &= V(m_i - m_u) = \frac{2k' V_r}{r(k'-1)}\left(1 - \frac{B}{D}\right) \\ &= \frac{2 \text{ x } 7 \text{ x } 591.875}{3\,(7-1)}\,(1 - \frac{-6}{336}) \\ &= 468.568\,, \end{aligned}$$

$$\Delta = 5{,}46\sqrt{0{,}50 \text{ x } 468.568} = 2.642{,}8\,,$$

$$\text{dms} = 2{,}00\sqrt{468.568} = 1369{,}0.$$

Para terceiros associados (um tratamento comum e uma testemunha) temos analogamente:

$$V_3 = V(m_i - m_u) = \frac{k' V_r}{r\,k(k'-1)}\left[1 + \frac{kk' - 2}{k'} - \frac{(k-1)B}{D}\right]$$
$$= \frac{7 \text{ x } 591.875}{3 \text{ x } 5\,(7-1)}\left[1 + \frac{5 \text{ x } 7 - 2}{7} - \frac{(5-1)\,(-6)}{336}\right]$$
$$= 266.344\,,$$

$$\Delta = 5{,}46\sqrt{0{,}50 \text{ x } 266.344} = 1992{,}5\,,$$

$$\text{dms} = 2{,}00\sqrt{266.344} = 1032{,}2.$$

Finalmente, para quartos associados (duas testemunhas), temos, com b = 15 blocos:

$$V_4 = \frac{2V_r}{b} = \frac{2 \text{ x } 591./875}{15} = 78.917,$$

$$\Delta = 5{,}46\sqrt{0{,}50 \text{ x } 78.917} = 1084{,}6\,,$$

$$\text{dms} = 2{,}00\sqrt{78.917} = 561{,}8.$$

Fica claro, pois, que as duas testemunhas não diferem entre si, pois a diferença entre suas médias é y = 144.

A análise com recuperação da informação interblocos para esses tipos de látice (com uma ou mais testemunhas em cada bloco) foi publicada por OLIVEIRA (1990) mas, ao que parece, nenhum programa de computador foi elaborado para aplicá-la, até este momento.

13. VANTAGENS DOS LÁTICES COM UMA OU MAIS TESTEMUNHAS EM CADA BLOCO

Os látices (ou reticulados) quadrados são delineamentos usados em trabalhos de melhoramento, para comparação de espécies, cultivares, procedências ou progênies, quando numerosos. São impróprios para outros tipos de ensaio, tais como os de adubação, de espaçamento ou de manejo florestal. E, nos casos em que são usados, é importante comparar as progênies ou procedências ou cultivares com testemunhas, que são variedades comerciais já em uso, de qualidade comprovada. Essas testemunhas deverão, de preferência, ter suas médias determinadas com maior precisão e, para isso, convém que tenham maior número de repetições do que o material novo ainda em estudo. O modo mais prático de conseguir isso é exatamente colocá-las em todos os blocos: daí provêm os látices com uma ou mais testemunhas em cada bloco.

Esse mesmo argumento deu origem aos blocos aumentados ou blocos casualizados com tratamentos comuns (PIMENTEL-GOMES, 1990), que substituem os látices com vantagem, por terem planejamento mais flexível, além de análise estatística e interpretação genética mais fáceis. Em cada um desses experimentos há as testemunhas, chamadas tratamentos comuns, e os tratamentos regulares, constituídos pelo material em estudo (progênies ou pocedências, por exemplo). Nos látices quadrados o número de tratamentos regulares deve ser um quadrado perfeito (k^2), por exemplo: 25, 49 ou 100. Nos blocos casualizados aumentados, ou com tratamentos comuns, não há essa restrição. Por exemplo, podemos ter v = 37 tratamentos regulares, a serem divididos em 3 grupos: dois com 12 tratamentos, e o terceiro com 13. A cada grupo acrescentamos então 2 ou 3 tratamentos comuns (A e B por exemplo), que são as testemunhas. Obtemos, pois, os 3 grupos seguintes:

1, 2, 3, ..., 11, 12, A, B
13, 14, 15, ..., 23, 24, A, B
25, 26, 27, ..., 36, 37 A, B

A seguir considera-se cada grupo como um bloco e com ele faz-se um experimento com 5 blocos casualizados, por exemplo. Obtém-se finalmente um experimento com 15 blocos incompletos que, no conjunto, encerram 37 tratamentos regulares e 2 comuns (testemunhas). A análise desse ensaio é simples pelo GLM do SAS ou pelo ANOVAG do SAEG ou por programas similares já vistos. A perda de algumas parcelas ou de alguns tratamentos regulares não traz grandes problemas e a estimação de componentes genéticos de variância tem solução exata, sem dificuldade.

Estes últimos delineamentos são substitutos excelentes dos látices, os quais, porém, até hoje são de uso bastante comum.

14. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BOSE, R.C. **Least squares aspects of analysis of variance**. Raleigh, NCSU, 1954. (mimeografado)

COCHRAN, W.G. & COX, G.M. **Experimental designs**. 2ª ed. New York, John Wiley, 1957.

OLIVEIRA, A.C. Experimentos em reticulado quadrado com alguns tratamentos comuns adicionados em cada bloco: análise com recuperação da informação interblocos. **Pesquisa agropecuária brasileira**, Brasília, 25: 289-98, 1990.

OLIVEIRA, A.C. & BARBIN, D. Experimentos em reticulado quadrado com alguns tratamentos comuns adicionados em cada bloco: análise intrablocos. **Pesquisa Agropecuária brasileira**, Brasília, **23**: 717-23, 1988.

PIMENTEL-GOMES, F. **Curso de estatística experimental**. 13ª ed. São Paulo, Nobel, 1990.

PIMENTEL-GOMES, F. **A estatística moderna na pesquisa agropecuária**. 3ª ed. Piracicaba, Potafos, 1987.

PIMENTEL-GOMES, F. Método geral de análise para delineamentos em reticulados quadrados. **Seminários de estatística, 10**: 33-54, 1954.

PIMENTEL-GOMES, F. & GARCIA, C.H. **Látices ou reticulados quadrados**. Piracicaba, IPEF, 1980.

PIMENTEL-GOMES, F. & VIÉGAS, G.P. Experiments in square lattice with a common treatment in all blocks. **Resvista da Agricultura**, Piracicaba, 53: 34-43, 1978.

LISTAGEM Nº 1 - LATICE TRIPLO DE 4 x 4 PELO SAEG - ANALISE COMO BLOCOS AO ACAS

NOME	MEDIA	DESVIO
ALT	2.522917	.7038617

C O R R E L A C O E S

NOME	X NOME	PRODUTO CRUZADO	CORRELACAO
ALT	ALT	36.41000	1.0000

DETERMINANTE = .3662109E-03

P A R A M E T R O S   C A L C U L A D O S

VARIAVEL DEPENDENTE	EFEITO	CLASSES	OBSER.	MEDIA ESTIMADA	CONSTANTE
ALT	MEDIA		48	2.522917	2.522917
ALT	REP	1	16	2.350000	-.1729167
ALT	REP	2	16	2.612500	.8958335E-01
ALT	REP	3	16	2.606250	.8333331E-01
ALT	TRAT	1	3	2.400000	-.1229166
ALT	TRAT	2	3	2.600000	.7708336E-01
ALT	TRAT	3	3	2.333333	-.1895833
ALT	TRAT	4	3	4.100000	1.577083
ALT	TRAT	5	3	2.166667	-.3562501
ALT	TRAT	6	3	2.733333	.2104167
ALT	TRAT	7	3	2.666667	.1437500
ALT	TRAT	8	3	2.166667	-.3562500
ALT	TRAT	9	3	1.900000	-.6229167
ALT	TRAT	10	3	2.966667	.4437499
ALT	TRAT	11	3	2.200000	-.3229167
ALT	TRAT	12	3	2.566667	.4374999E-01
ALT	TRAT	13	3	1.966667	-.5562500
ALT	TRAT	14	3	2.833333	.3104166
ALT	TRAT	15	3	2.300000	-.2229167
ALT	TRAT	16	3	2.466667	-.5624972E-01

A N A L I S E   D E   V A R I A N C I A

ALT

FONTES DE VARIACAO	G.L.	SOMA DE QUADRADO	QUADRADO MEDIO	F	SIGNIF.
TOTAL	48	36.41000			
TOTAL DE REDUCAO	18	25.88125	1.437847	4.097	.00033
MEDIA	1	13.12521	13.12521	37.398	.00000
REP	2	.7179166	.3589583	1.023	.37179
TRAT	15	12.03812	.8025416	2.287	.02624
RESIDUO	30	10.52875	.3509584		

COEFICIENTE DE VARIACAO = 23.481

LISTAGEM Nº 2 - LATICE TRIPLO DE 4 X 4 , ANALISE INTRABLOCOS - SAS

General Linear Models Procedure
Class Level Information
General Linear Models Procedure

Dependent Variable: VAR

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model	26	18.83250000	0.72432692	3.42	0.0028
Error	21	4.45229167	0.21201389		
Corrected Total	47	23.28479167			

R-Square	C.V.	Root MSE	VAR Mean
0.808790	18.25069	0.460450	2.52291667

General Linear Models Procedure

Dependent Variable: VAR

Source	DF	Type I SS	Mean Square	F Value	Pr > F
REP	2	0.71791667		1.69	0.2081
BLOCO	9	8.61937500	0.84884470	4.52	0.0021
TRAT	15	9.49520833	0.63301389	2.99	0.0108

Source	DF	Type III SS	Mean Square	F Value	Pr > F
REP	2	0.71791667		1.69	0.2081
BLOCO	9	6.07645833	0.61767045	3.18	0.0138
TRAT	15	9.49520833	0.63301389	2.99	0.0108

Least Squares Means

TRAT	VAR LSMEAN
1	2.20833333
2	2.70000000
3	2.44166667
4	3.95416667
5	2.44166667
6	2.71666667
7	2.48333333
8	2.66250000
9	2.28750000
10	2.88750000
11	1.97916667
12	2.85000000
13	1.59166667
14	2.92500000
15	2.07500000
16	2.16250000

LISTAGEM Nº 3 - LATICE TRIPLO DE 4 X 4 PELO SAEG - ANALISE INTRABLOCOS

NOME	MEDIA	DESVIO
ALT	2.522917	.7038617

C O R R E L A C O E S

NOME	X NOME	PRODUTO CRUZADO	CORRELACAO
ALT	ALT	36.41000	1.0000

DETERMINANTE = .7442186E-07

P A R A M E T R O S   C A L C U L A D O S

VAR. DEP.	EFEITO	CLASSES	OBSER.	MEDIA EST.	CONSTANTE
ALT	MEDIA		48	2.522917	2.522917
ALT	BLOCO	1	4	2.446875	-.7604149E-01
ALT	BLOCO	2	4	1.921875	-.6010419
ALT	BLOCO	3	4	2.071875	-.4510416
ALT	BLOCO	4	4	2.959375	.4364584
ALT	BLOCO	5	4	2.540625	.1770814E-01
ALT	BLOCO	6	4	2.540625	.1770831E-01
ALT	BLOCO	7	4	3.003125	.4802082
ALT	BLOCO	8	4	2.365625	-.1572917
ALT	BLOCO	9	4	3.156250	.6333333
ALT	BLOCO	10	4	2.281250	-.2416666
ALT	BLOCO	11	4	1.793750	-.7291664
ALT	BLOCO	12	4	3.193750	.6708333
ALT	TRAT	1	3	2.208333	-.3145834
ALT	TRAT	2	3	2.700000	.1770833
ALT	TRAT	3	3	2.441667	-.8125011E-01
ALT	TRAT	4	3	3.954167	1.431250
ALT	TRAT	5	3	2.441667	-.8125008E-01
ALT	TRAT	6	3	2.716667	.1937500
ALT	TRAT	7	3	2.483334	-.3958309E-01
ALT	TRAT	8	3	2.662500	.1395831
ALT	TRAT	9	3	2.287500	-.2354167
ALT	TRAT	10	3	2.887500	.3645832
ALT	TRAT	11	3	1.979167	-.5437499
ALT	TRAT	12	3	2.850000	.3270834
ALT	TRAT	13	3	1.591667	-.9312497
ALT	TRAT	14	3	2.925000	.4020832
ALT	TRAT	15	3	2.075000	-.4479165
ALT	TRAT	16	3	2.162500	-.3604167

A N A L I S E   D E   V A R I A N C I A

ALT

FONTES DE VARIACAO	G.L.	SOMA DE QUADRADO	QUADRADO MEDIO	F	SIGNIF.
TOTAL	48	36.41000			
TOTAL DE REDUCAO	27	31.95771	1.183619	5.583	.00008
MEDIA	1	13.12521	13.12521	61.907	.00000
BLOCO	11	6.794376	.6176705	2.913	.01693
TRAT	15	9.495208	.6330138	2.986	.01083
RESIDUO	21	4.452295	.2120141		

COEFICIENTE DE VARIACAO = 18.251

LISTAGEM Nº 4 - LATICE TRIPLO 4 x 4 - ANALISE INTRABLOCOS PELO SANEST

NOME DOS FATORES

FATOR	NOME
A	BL
B	TR

QUADRO DE ANALISE DE VARIANCIA

CAUSA DA VARIACAO	GL	SQ	QM	VALOR F	PROB.>F
BL AJUST.	11	6.7943752			
TR' AJUST.	15	9.4952089	0.6330139	2.9857	0.01094
RESIDUO	21	4.4522916	0.2120139		
TOTAL	47	23.2847925			

MEDIA GERAL AJUSTADA = 2.522917

COEFICIENTE DE VARIACAO = 18.251%

S.Q. BL NAO AJUSTADA = 9.3372919

S.Q. TR NAO AJUSTADA = 12.0381256

TESTE DE TUKEY PARA MEDIAS DE TR

NUM.ORDEM	NUM.TRAT.	NOME	NUM.REPET.	MEDIAS AJ.	MEDIAS ORIG.AJ.	5%	1%
1	4		3	3.954167	3.954167	a	A
2	14		3	2.925000	2.925000	ab	AB
3	10		3	2.887500	2.887500	ab	AB
4	12		3	2.850000	2.850000	ab	AB
5	6		3	2.716667	2.716667	ab	AB
6	2		3	2.700000	2.700000	ab	AB
7	8		3	2.662500	2.662500	ab	AB
8	7		3	2.483334	2.483334	ab	AB
9	3		3	2.441667	2.441667	ab	AB
10	5		3	2.441667	2.441667	ab	AB
11	9		3	2.287500	2.287500	ab	AB
12	1		3	2.208334	2.208334	b	AB
13	16		3	2.162500	2.162500	b	AB
14	15		3	2.075000	2.075000	b	AB
15	11		3	1.979167	1.979167	b	AB
16	13		3	1.591667	1.591667	b	B

MEDIAS SEGUIDAS POR LETRAS DISTINTAS DIFEREM ENTRE SI AO NIVEL DE SIGNIFICANCIA INDICADO

LISTAGEM Nº 5 - LATICE TRIPLO DE 4 X 4 - ANALISE INTRABLOCOS PELO SOC

Fonte de variacao	gl	Soma de quadrados Sequencial	Quadrados medios	Valor F	PR> F
BLOCO	11	9.33729167	0.84884470	4.0037	0.003
TRAT(aj.)	15	9.49520833	0.63301389	2.9857	0.011
Residuo	21	4.45229167	0.21201389		
Total	47	23.28479167			

Fonte de variacao	gl	Soma de quadrados Parcial	Quadrados medios	Valor F	PR> F
BLOCO	11	6.79437500	0.61767045	2.9133	0.017
TRAT	15	9.49520833	0.63301389	2.9857	0.011

Variavel Dependente : ALT
Media : 2.52291667
Raiz Quad. QMres. : 0.46044966
Coef. Variacao : 18.25068840

TRAT	VAR
1	2.20833333
2	2.70000000
3	2.44166667
4	3.95416667
5	2.44166667
6	2.71666667
7	2.48333333
8	2.66250000
9	2.28750000
10	2.88750000
11	1.97916667
12	2.85000000
13	1.59166667
14	2.92500000
15	2.07500000
16	2.16250000

LISTAGEM Nº 6 - LATICE TRIPLO DE 4 X 4 - ANALISE INTRABLOCOS COM PARCELA PERDIDA ESTIMADA
ANALISE PELO SAS

General Linear Models Procedure
Class Level Information

Class	Levels	Values
BLOCO	12	1 2 3 4 5 6 7 8 9 10 11 12
TRAT	16	1 2 3 4 5 6 7 8 9 10 11 12 13 14 15 16

Number of observations in data set = 48

General Linear Models Procedure

Dependent Variable: VAR

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model	26	18.64687500	0.71718750	3.41	0.0028
Error	21	4.41229167	0.21010913		
Corrected Total	47	23.05916667			

R-Square	C.V.	Root MSE	VAR Mean
0.808653	18.12362	0.458377	2.52916667

General Linear Models Procedure
Dependent Variable: VAR

Source	DF	Type I SS	Mean Square	F Value	Pr > F
BLOCO	11	9.49416667	0.86310606	4.11	0.0027
TRAT	15	9.15270833	0.61018056	2.90	0.0126

Source	DF	Type III SS	Mean Square	F Value	Pr > F
BLOCO	11	6.65437500	0.60494318	2.88	0.0179
TRAT	15	9.15270833	0.61018056	2.90	0.0126

General Linear Models Procedure
Least Squares Means

TRAT	VAR LSMEAN
1	2.30833333
2	2.67500000
3	2.41666667
4	3.92916667
5	2.45416667
6	2.72916667
7	2.48333333
8	2.66250000
9	2.30000000
10	2.88750000
11	1.99166667
12	2.85000000
13	1.60416667
14	2.92500000
15	2.07500000
16	2.17500000

LISTAGEM Nº 7 - LATICE TRIPLO DE 4 X 4 COM UMA PARCELA PERDIDA

ANALISE PELO COMPUTADOR COM OS DADOS DISPONIVEIS - SAS

General Linear Models Procedure
Class Level Information

Class	Levels	Values
BLOCO	12	1 2 3 4 5 6 7 8 9 10 11 12
TRAT	16	1 2 3 4 5 6 7 8 9 10 11 12 13 14 15 16

Number of observations in data set = 47

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model	26	18.59324273	0.71512472	3.24	0.0045
Error	20	4.41228919	0.22061446		
Corrected Total	46	23.00553191			

R-Square	C.V.	Root MSE	VAR Mean
0.808207	18.53545	0.469696	2.53404255

Source	DF	Type I SS	Mean Square	F Value	Pr > F
BLOCO	11	9.80803191	0.89163926	4.04	0.0033
TRAT	15	8.78521081	0.58568072	2.65	0.0215

Source	DF	Type III SS	Mean Square	F Value	Pr > F
BLOCO	11	6.59437748	0.59948886	2.72	0.0251
TRAT	15	8.78521081	0.58568072	2.65	0.0215

General Linear Models Procedure
Least Squares Means

TRAT	VAR LSMEAN
1	2.30912698
2	2.67480159
3	2.41646825
4	3.92896825
5	2.45426587
6	2.72926587
7	2.48333333
8	2.66250000
9	2.30009921
10	2.88750000
11	1.99176587
12	2.85000000
13	1.60426587
14	2.92500000
15	2.07500000
16	2.17509921

LISTAGEM Nº 8 - LATICE TRIPLO DE 4 X 4 COM DUAS PARCELAS PERDIDAS

ANALISE INTRABLOCOS PELO COMPUTADOR COM OS DADOS DISPONIVEIS - SOC

Fonte de variacao	gl	Soma de quadrados Sequencial	Quadrado medio	Valor F	Pr> F
BLOCO	11	9.87434783	0.89766798	3.87	0.0048
TRAT	15	8.71914558	0.58127637	2.50	0.0306
Residuo	19	4.41085442	0.23215023		
Total	45	23.00434783			

Fonte de variacao	gl	Soma de quadrados Parcial	Quadrado medio	Valor F	Pr> F
BLOCO	11	6.46081225	0.58734657	2.53	0.0365
TRAT	15	8.71914558	0.58127637	2.50	0.0306

Variavel dependente : ALT
Media : 2.534783
Raiz Quad. QMres. : 0.481820
Coef. Variacao : 19.00832

TRAT	MEDIAS AJ.
1	2.30443502
2	2.67537378
3	2.42184685
4	3.92954044
5	2.45397978
6	2.72657658
7	2.48813974
8	2.66250000
9	2.29740991
10	2.88509680
11	1.97225417
12	2.84759680
13	1.60397978
14	2.92500000
15	2.07980640
16	2.17240991

LISTAGEM Nº 9 - LATICE TRIPLO DE 4 x 4, ANALISE COM RECUPERACAO DA INFORMACAO INTERBLOCOS
PROGRAMA LATICE DO CIAGRI

==

UNIVERSIDADE DE SAO PAULO - Campus de Piracicaba

C I A G R I - Centro de Informatica na Agricultura

LATICE QUADRADO

==

Analise de Variancia da Variavel ==> alt

Causa da Variacao	GL	SQ	QM	F(apr.)	NMS
Repeticoes	2	0.71791667	0.35895834		
Tratamentos (n.aj.)	15	12.03812501	0.80254167	2.29100.000	
Tratamentos (aj.)*	15	9.60247369	0.64016491	3.02100.000	
Blocos (aj.)	9	6.07645833	0.67516204		
Erro Intrabloco	21	4.45229166	0.21201389		
Total	47	23.28479167			

Ref. COCHRAN W. G. & G. M. COX; Experimental Designs 2a. Ed. p.396

Fator de Ajustamento: 0.08575 = M
Variancia Efetiva : 0.25565
Var da Dif. entre Dois Tratamentos no mesmo bloco (1os. Associados): 0.16558
Var da Dif. entre Dois Tratamentos em blocos distintos (2os. Associados): 0.17770
Variancia Media da Dif. entre Dois Tratamentos: 0.17043
Desvio Padrao Medio da Dif. entre Dois Tratamentos: 0.41283
Eficiencia em Relacao a Blocos ao Acaso: 137.28 %
Coeficiente de Variacao: 18.25 %

Tratamento	Total	Total(aj)	Media	Media (aj)
13	5.90000	5.12827	1.96667	1.70942
11	6.60000	6.14554	2.20000	2.04851
15	6.90000	6.43696	2.30000	2.14565
9	5.70000	6.49745	1.90000	2.16582
16	7.40000	6.77404	2.46667	2.25801
1	7.20000	6.80556	2.40000	2.26852
5	6.50000	7.06593	2.16667	2.35531
3	7.00000	7.22294	2.33333	2.40765
8	6.50000	7.52040	2.16667	2.50680
7	8.00000	7.62271	2.66667	2.54090
2	7.80000	8.00579	2.60000	2.66860
6	8.20000	8.16570	2.73333	2.72190
12	7.70000	8.28308	2.56667	2.76103
14	8.50000	8.68864	2.83333	2.89621
10	8.90000	8.73708	2.96667	2.91236
4	12.30000	11.99988	4.10000	3.99996

Medias Ajustadas Com Recuperacao da Informacao Interblocos

LISTAGEM Nº 10 - LATICE TRIPLO DE 4 x 4 PELA PROC LATICE DO SAEG - ANALISE INTRABLOCOS

ESTATISTICAS INTERMEDIARIAS PARA ALT

TRATAMENTOS	TOTAL NAO AJUSTADO	TOTAL AJUSTADO	MEDIA AJUSTADA
1	7.200000	6.805564	2.268521
2	7.800000	8.005793	2.668597
3	7.000000	7.222942	2.407647
4	12.30000	11.99989	3.999962
5	6.500000	6.439977	2.146659
6	8.200001	8.165702	2.721901
7	8.000000	8.248666	2.749555
8	6.500000	7.520389	2.506796
9	5.700000	6.497447	2.165816
10	8.900000	8.737081	2.912360
11	6.600000	6.145541	2.048514
12	7.700000	8.283080	2.761027
13	5.900000	5.754230	1.918077
14	8.500000	8.688643	2.896214
15	6.900000	5.811014	1.937005
16	7.400000	6.774047	2.258016

FATOR DE AJUSTAMENTO(M) .8574696E-01

ALT

FONTES	GL	SOMA DE QUADRADOS	QUADRADO MEDIO
REPETICAO	2	.7178639	
TRATAMENTOS(NAJ)	15	12.03810	.8025397
BLOCOS/REP.(AJ)	9	6.076462	.6751625
B	9	6.076462	.6751625
INTRA-BLOCOS	21	4.452366	.2120174
TOTAL	47	23.28479	

MEDIA	2.522916
VARIANCIA EFETIVA	.2556491
EFIC. DO LATTICE	137.2823
COEF. DE VARIACAO	20.04099

ANOVA EM BLOCOS PARA ALT

FONTES	GL	SOMA DE QUADRADOS	QUADRADO MEDIO
REPETICAO	2	.7178639	
TRATAMENTOS	15	12.03810	.8025397
ERRO	30	10.52883	.3509609
TOTAL	47	23.28479	

LISTAGEM Nº 11 - LATICE TRIPLO DE 4 x 4 COM RECUPERACAO DA INFORMACAO INTERBLOCOS
PELO PROC LATTICE DO SAS

LATTICE PROCEDURE CONVERTED TO RUN ON THE 1979 VERSION OF
EXTRAIDO DO LIVRO DE PROF. PIMENTEL GOMES - PG. 213 - 11a. Ed.

ANALYSIS OF VARIANCE FOR VARIABLE PESO

SOURCE	DF	SS	MS
REPLICATIONS	2	0.717712	0.358856
BLOCKS WITHIN REPLICATIONS (ADJ.)	9	6.076663	0.675185
COMPONENT B	9	6.076458	0.675162
TREATMENTS (UNADJ.)	15	12.038125	0.802542
INTRA BLOCK ERROR	21	4.452292	0.212014
RANDOMIZED COMPLETE BLOCK ERROR	38	10.528955	0.350965
TOTAL	47	23.284792	0.495421

VARIANCE OF MEANS IN SAME BLOCK	0.165583
VARIANCE OF MEANS IN DIFFERENT BLOCKS	0.177703
AVERAGE OF VARIANCE	0.170431
COEFFICIENT OF VARIATION	18.250688
LSD AT .01 LEVEL	1.064330
LSD AT .05 LEVEL	0.781988

THE EFFICIENCY OF THE EXPERIMENT RELATIVE TO RANDOMIZED COMPLETE BLOCK IS 137.29.

LISTAGEM Nº 12 - LATICE DUPLO DUPLICADO DE 6 X 6 - ANALISE INTRABLOCOS - SAS

Class	Levels	Values
BLOCO	24	1 2 3 4 5 6 7 8 9 10 11 12 13 14 15 16 17 18 19 20 21 22 23 24
TRAT	36	1 2 3 4 5 6 7 8 9 10 11 12 13 14 15 16 17 18 19 20 21 22 23 24 25 26 27 28 29 30 31 32 33 34 35 36

General Linear Models Procedure

Dependent Variable: ALT

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model	58	383.6158142	6.6140658	2.45	0.0001
Error	85	229.5147977	2.7001741		
Corrected Total	143	613.1306119			

R-Square	C.V.	Root MSE	ALT Mean
0.625667	7.573134	1.643221	21.6980278

General Linear Models Procedure

Dependent Variable: ALT

Source	DF	Type I SS	Mean Square	F Value	Pr > F
BLOCO	23	231.5939639	10.0693028	3.73	0.0001
TRAT	35	152.0218503	4.3434814	1.61	0.0396

Source	DF	Type III SS	Mean Square	F Value	Pr > F
BLOCO	23	157.4008443	6.8435150	2.53	0.0011
TRAT	35	152.0218503	4.3434814	1.61	0.0396

Tratamento	Media	Tratamento	Media
1	22.68	19	22.22
2	19.00	20	21.59
3	22.00	21	20.36
4	22.82	22	22.71
5	20.89	23	22.12
6	22.20	24	23.38
7	21.98	25	21.01
8	20.31	26	21.68
9	18.56	27	22.08
10	21.83	28	21.97
11	23.48	29	20.99
12	22.18	30	20.73
13	22.13	31	19.44
14	21.18	32	21.48
15	21.82	33	22.01
16	22.98	34	21.43
17	22.56	35	21.14
18	22.96	36	23.04

LISTAGEM Nº 13 - LATICE DUPLO DUPLICADO DE 5X5 - ANALISE INTRABLOCOS PELO GLM DO SAS

General Linear Models Procedure

Dependent Variable: ALT

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model	43	1803.430000	41.940233	3.08	0.0001
Error	56	761.560000	13.599286		
Corrected Total	99	2564.990000			

R-Square	C.V.	Root MSE	ALT Mean
0.703094	26.35969	3.687721	13.9900000

Dependent Variable: ALT

Source	DF	Type I SS	Mean Square	F Value	Pr > F
REP	3	226.190000	75.396667	5.54	0.0021
BLOCO(REP)	16	474.000000	29.625000	2.18	0.0167
TRAT	24	1103.240000	45.968333	3.38	0.0001

Source	DF	Type III SS	Mean Square	F Value	Pr > F
REP	3	226.190000	75.396667	5.54	0.0021
BLOCO(REP)	16	786.000000	49.125000	3.61	0.0002
TRAT	24	1103.240000	45.968333	3.38	0.0001

General Linear Models Procedure
Least Squares Means

TRAT	ALT (LSMEAN)
1	17.7500000
2	20.5000000
3	12.3500000
4	14.9500000
5	13.0000000
6	11.1500000
7	11.4000000
8	10.7500000
9	8.1000000
10	10.1500000
11	23.3000000
12	14.0500000
13	14.4000000
14	18.2500000
15	19.0500000
16	13.9000000
17	10.9000000
18	12.5000000
19	3.8500000
20	11.4000000
21	15.8500000
22	17.6000000
23	14.4500000
24	17.3000000
25	12.8500000

LISTAGEM Nº 14 - LATICE DUPLO DUPLICADO DE 5 x 5 ANALISE COM RECUPERACAO DA INFORMACAO INTERBLOCOS PELO PROC LATTICE DO SAS

ANALYSIS OF VARIANCE FOR VARIABLE PESO

SOURCE	DF	SS	MS
REPLICATIONS	3	226.189219	75.396406
BLOCKS WITHIN REPLICATIONS	16	786.000781	49.125049
COMPONENT A	8	164.720781	20.590098
COMPONENT B	8	621.280000	77.660000
TREATMENTS (UNADJ.)	24	791.240000	32.968333
INTRA BLOCK ERROR	56	761.560000	13.599286
RANDOMIZED COMPLETE BLOCK ERROR	72	1547.560781	21.493900
TOTAL	99	2564.990000	25.908990

VARIANCE OF MEANS IN SAME BLOCK	7.663528
VARIANCE OF MEANS IN DIFFERENT BLOCKS	8.527413
AVERAGE OF VARIANCE	8.239451
COEFFICIENT OF VARIATION	26.359692
LSD AT .01 LEVEL	6.717208
LSD AT .05 LEVEL	5.110918

THE EFFICIENCY OF THE EXPERIMENT RELATIVE TO RANDOMIZED COMPLETE BLOCK IS 130.43.

ADJUSTED TREATMENT MEANS

1	16.6557	9	9.5226	17	11.4836
2	19.3145	10	11.5543	18	13.1383
3	11.2193	11	22.0963	19	5.3637
4	14.6947	12	12.7551	20	12.8955
5	12.7264	13	13.1598	21	15.3576
6	11.7336	14	17.8852	22	17.0164
7	11.8924	15	18.6670	23	13.9211
8	11.2971	16	14.5748	24	17.6465
				25	13.1783

LISTAGEM Nº 15 - LATICE TRIPLO DE 5 X 5 COM UMA TESTEMUNHA EM CADA BLOCO
ANALISE INTRABLOCOS PELO GLM DO SAS

General Linear Models Procedure
Class Level Information

Class	Levels	Values
REP	3	1 2 3
BLOCO	15	1 2 3 4 5 6 7 8 9 10 11 12 13 14 15
TRAT	26	1 2 3 4 5 6 7 8 9 10 11 12 13 14 15 16 17 18 19 20 21 22 23 24 25 30 31

Number of observations in data set = 90
General Linear Models Procedure

Dependent Variable: PESO

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model	39	56959514.49	1460500.37	2.21	0.0043
Error	50	33104808.41	662096.17		
Corrected Total	89	90064322.90			

R-Square	C.V.	Root MSE	PESO Mean
0.632431	13.94830	813.6929	5833.63333

Dependent Variable: PESO

Source	DF	Type I SS	Mean Square	F Value	Pr > F
REP	2	3751833.87	1875916.93	2.83	0.0683
BLOCO	12	16725775.53	1393814.63	2.11	0.0335
TRAT	25	36481905.09	1459276.20	2.20	0.0087

Source	DF	Type III SS	Mean Square	F Value	Pr > F
REP	0	0.00	.	.	.
BLOCO	12	6030521.72	502543.48	0.76	0.6879
TRAT	25	36481905.09	1459276.20	2.20	0.0087

General Linear Models Procedure
Least Squares Means

TRAT	PESO LSMEAN	TRAT	PESO LSMEAN
1	5124.25641	14	6124.53846
2	6036.71795	15	4904.64103
3	7097.94872	16	5649.79487
4	3716.71795	17	6558.79487
5	6610.38462	18	5472.64103
6	6661.48718	19	6003.76923
7	6330.69231	20	6322.33333
8	6105.48718	21	5989.25641
9	5688.48718	22	5717.79487
10	6253.02564	23	5536.25641
11	5685.20513	24	4432.15385
12	6749.00000	25	5861.94872
13	5047.33333	A	5865.66667

LISTAGEM Nº 16 - LATICE TRIPLO DE 5 X 5 COM 2 TESTEMUNHAS EM CADA BLOCO
ANALISE INTRABLOCOS PELO GLM DO SAS

General Linear Models Procedure
Class Level Information

Class	Levels	Values
REP	3	1 2 3
BLOCO	15	1 2 3 4 5 6 7 8 9 10 11 12 13 14 15
TRAT	27	1 2 3 4 5 6 7 8 9 10 11 12 13 14 15 16 17 18 19 20 21 22 23 24 25 A B

Number of observations in data set = 105

General Linear Models Procedure

Dependent Variable: PESO

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model	40	59903328.76	1497583.22	2.53	0.0004
Error	64	37880040.44	591875.63		
Corrected Total	104	97783369.20			

R-Square	C.V.	Root MSE	PESO Mean
0.612613	13.12723	769.3345	5860.60000

Dependent Variable: PESO

Source	DF	Type I SS	Mean Square	F Value	Pr > F
REP	2	3383558.46	1691779.23	2.86	0.0647
BLOCO	12	19210148.46	1600845.70	2.70	0.0052
TRAT	26	37309621.84	1434985.46	2.42	0.0021

Source	DF	Type III SS	Mean Square	F Value	Pr > F
REP	0	0.00	.	.	.
BLOCO	12	8884474.70	740372.89	1.25	0.2698
TRAT	26	37309621.84	1434985.46	2.42	0.0021

General Linear Models Procedure
Least Squares Means

TRAT	PESO	TRAT	PESO
1	5261.40833	14	6093.32500
2	6100.97083	15	4900.84583
3	7036.97083	16	5686.15833
4	3733.15833	17	6518.03333
5	6629.57500	18	5467.09583
6	6608.84583	19	6029.76250
7	6228.57500	20	6381.59583
8	6084.90833	21	5917.53333
9	5749.28333	22	5685.40833
10	6248.72083	23	5614.03333
11	5636.05417	24	4360.13750
12	6860.01250	25	5791.59583
13	5056.65833	A	5865.66667
		B	6022.40000