ANÁLISE DE EXPERIMENTOS EM LÁTICE QUADRADO COM ÊNFASE EM COMPONENTES DE VARIÂNCIA. I. ANÁLISES INDIVIDUAIS[1]

HEYDER DINIZ SILVA[2], ADAIR JOSÉ REGAZZI[3], COSME DAMIÃO CRUZ[4] e JOSÉ MARCELO SORIANO VIANA[5]

RESUMO - Este trabalho teve como objetivo avaliar as seguintes alternativas de análise de experimentos em látice quadrado ("Square Lattice"), quanto à estimação de componentes de variância e alguns parâmetros genéticos: i) análise intrablocos com tratamentos ajustados, e blocos dentro de repetições não-ajustados; ii) análise do látice como blocos casualizados completos; iii) análise intrablocos com tratamentos não-ajustados e blocos dentro de repetições ajustados; iv) análise do látice como blocos casualizados completos, utilizando-se as médias ajustadas dos tratamentos, obtidas a partir da análise com recuperação da informação interblocos, tendo como quadrado médio do resíduo a variância efetiva média desta mesma análise com recuperação da informação interblocos. Para as quatro alternativas de análise, obtiveram-se os estimadores e as estimativas para os componentes de variância e coeficientes de herdabilidade. Houve uma grande concordância entre as quatro alternativas de análise estudadas, quanto à classificação dos materiais avaliados. Para um particular conjunto de dados e dependendo dos objetivos da análise, convém pesquisar qual das alternativas de análise é preferível, principalmente nos casos em que se obtém uma estimativa negativa para o componente de variância devido a efeitos de blocos dentro de repetições ajustados.

Termos para indexação: delineamentos experimentais, parâmetros genéticos, melhoramento de plantas.

ANALYSIS OF EXPERIMENTS IN SQUARE LATTICE WITH EMPHASIS ON VARIANCE COMPONENTS. I. INDIVIDUAL ANALYSIS

ABSTRACT - This paper focused on four alternatives of analysis of experiments in square lattice as far as the estimation of variance components and some genetic parameters are concerned: 1) intra-block analysis with adjusted treatment and blocks within unadjusted repetitions; 2) lattice analysis as complete randomized blocks; 3) intrablock analysis with unadjusted treatment and blocks within adjusted repetitions; 4) lattice analysis as complete randomized blocks, by utilizing the adjusted means of treatments, obtained from the analysis with recovery of interblock information, having as mean square of the error the mean effective variance of this same analysis with recovery of inter-block information. For the four alternatives of analysis, the estimators and estimates were obtained for the variance components and heritability coefficients. The classification of material was also studied. The present study suggests that for each experiment and depending of the objectives of the analysis, one should observe which alternative of analysis is preferable, mainly in cases where a negative estimate is obtained for the variance component due to effects of blocks within adjusted repetitions.

Index terms: experimental design, genetic parameters, plant breeding.

INTRODUÇÃO

Nos programas de melhoramento vegetal, é comum a avaliação de um grande número de tratamentos (linhagens, progênies, híbridos). Com o objetivo de controlar a heterogeneidade ambiental, o melhorista normalmente adota o delineamento em blocos casualizados completos. No entanto, quando o número de tratamentos a ser avaliado ou o tamanho das parcelas é muito grande, os blocos comple-

[1] Aceito para publicação em 18 de fevereiro de 1999.

[2] Eng. Agr., M.Sc., Prof. Assistente, Dep. de Matemática, Universidade Federal de Uberlândia (UFU), CEP 36409-092 Uberlândia, MG. E-mail: heyder@ufu.br

[3] Eng. Agr., D.Ssc., Prof. Titular, Dep. de Informática, Universidade Federal de Viçosa (UFV), CEP 36571-000 Viçosa, MG. E-mail: adairreg@mail.ufv.br

[4] Eng. Agr., D.Sc., Prof. Titular, Dep. de Biologia Geral, UFV. E-mail: cdcruz@mail.ufv.br

[5] Eng. Agr., D.Sc., Prof. Adjunto, Dep. de Biologia Geral, UFV. E-mail: jmsviana@mail.ufv.br

tos podem tornar-se heterogêneos, e deste modo, este tipo de delineamento perde sua eficiência, pois a pressuposição de homogeneidade dentro dos blocos é geralmente violada. Nesta situação, o melhorista deve optar por um tipo de delineamento que possua maior controle local, como os delineamentos em blocos incompletos, e dentre estes, os látices quadrados têm se destacado, sendo utilizados principalmente no melhoramento genético vegetal.

Se um experimento é conduzido em látice, existem algumas alternativas de análise que podem ser realizadas. Quando o efeito de tratamentos for fixo, o interesse está em testar hipóteses a respeito de combinações lineares dos mesmos. Neste caso, o problema torna-se mais simples.

Na análise usual de um experimento em látice, podem estar envolvidas a análise intrablocos ou a análise com recuperação da informação interblocos. A metodologia para a execução deste tipo de análise pode ser encontrada em Federer (1955), Cochran & Cox (1957) e Pimentel-Gomes (1990), dentre outros. Viana (1993) apresentou, matricialmente, as metodologias para análise intrablocos no caso de análises individuais e conjunta dos látices quadrados, por meio de ajuste de modelos específicos para a obtenção de cada uma das somas de quadrados envolvidas na análise. Apresentou também as expressões generalizadas das esperanças matemáticas dos quadrados médios das análises individuais e conjunta, considerando o modelo aleatório e o misto com efeito de tratamentos fixo e demais aleatórios.

Quando o efeito de tratamentos for considerado aleatório, naturalmente o interesse do melhorista está na estimação de componentes de variância, que são de grande importância no melhoramento genético vegetal, pois o método de melhoramento e a população a serem utilizados dependem do conhecimento de certos parâmetros genéticos, cujas estimativas podem ser obtidas por meio dos componentes de variância.

Em vista disto, objetivou-se, no presente trabalho, avaliar as seguintes alternativas de análise de experimentos conduzidos em látice quadrado, quanto à estimação de componentes de variância e alguns parâmetros genéticos: análise intrablocos, com tratamentos ajustados e blocos dentro de repetições não-ajustados; análise do látice como blocos casualizados completos; análise intrablocos com tratamentos não-ajustados e blocos dentro de repetições ajustados; e análise do látice como blocos casualizados completos, utilizando-se as médias ajustadas dos tratamentos obtidas a partir da análise com recuperação da informação interblocos, tendo como quadrado médio do resíduo a variância efetiva média desta mesma análise do látice com recuperação da informação interblocos.

MATERIAL E MÉTODOS

Para avaliação das alternativas de análises apresentadas no presente trabalho, foram utilizados os dados referentes à altura das plantas, em centímetros, obtidos em um experimento de avaliação de híbridos pré-comerciais de milho, da empresa Cargill Agrícola S.A., montado no delineamento em látice duplo 6 x 6, no ano agrícola 93/94, em 16 locais.

Para cada uma das análises, foram obtidos os estimadores dos componentes de variância genotípica ($\hat{\sigma}_g^2$), fenotípica ($\hat{\sigma}_f^2$), e de ambiente ($\hat{\sigma}^2$), herdabilidade no sentido amplo, para seleção com base nas médias dos tratamentos ($\hat{h}_a^2$) e a eficiência relativa da análise do látice, com recuperação da informação interblocos, em relação aos blocos casualizados completos.

Análise intrablocos com tratamentos ajustados e blocos dentro de repetições não-ajustados

Para análise individual intrablocos do látice foi considerado o seguinte modelo estatístico:

$$y_{i\ell(j)} = \mu + t_i + r_j + (b/r)_{\ell(j)} + e_{i\ell(j)}$$

em que

$y_{i\ell(j)}$ é o valor observado do tratamento i (i = 1, 2, ... , v = k^2), no bloco incompleto ℓ (ℓ = 1, 2, ..., k), da repetição j (j = 1, 2, ... , r);
μ é uma constante inerente a todas as observações;
t_i é o efeito do tratamento i;
r_j é o efeito da repetição j;
$e_{i\ell(j)}$ é o erro aleatório associado à observação $y_{i\ell(j)}$.

Procedeu-se à seguinte decomposição ortogonal da soma de quadrados de parâmetros, devida ao ajuste do modelo completo, denotada por $R(\mu,\tau,\alpha,\beta)$, apresentada por Viana (1993):
$R(\mu,\tau,\alpha,\beta) = R(\mu) + R(\alpha/\mu) + R(\beta/\mu,\alpha) + R(\tau/\mu,\alpha,\beta)$.

Para a obtenção das esperanças matemáticas dos quadrados médios, apresentadas na Tabela 1, foi considerado o modelo aleatório e as seguintes pressuposições:
a) $t_i \sim NID(0,\sigma^2_g)$;
b) $r_j \sim NID(0,\sigma^2_r)$;
c) $(b/r)_{\ell(j)} \sim NID(0,\sigma^2_b)$;
d) $e_{i\ell(j)} \sim NID(0,\sigma^2)$; e
e) t_i, r_j, $(b/r)_{\ell(j)}$ e $e_{i\ell(j)}$ são independentes.

A partir da Tabela 1, foram obtidos os estimadores dos componentes de variância, dados por

$$\hat{\sigma}^2 = Q_1; \qquad \hat{\sigma}^2_g = \frac{Q_2 - Q_1}{r\left(\frac{k}{k+1}\right)} \qquad \text{e}$$

$$\hat{\sigma}^2_b = \frac{Q_3 - \left(\frac{k+1}{rk}\right)\left(Q_2 - Q_1\right) - Q_1}{k}.$$

Cabe salientar que este componente $\hat{\sigma}^2_b$ (não-ajustado) não é aquele que se utiliza na análise do látice com recuperação da informação interblocos. Ele está apresentado com o objetivo de usá-lo nos resultados e discussão.

A estatística utilizada para se testar a hipótese $H_0^{(1)}: \sigma^2_g = 0$ vs. $H_a^{(1)}: \sigma^2_g > 0$ é

$$F = \frac{Q_2}{Q_1},$$

que sob $H_0^{(1)}$ tem distribuição F com (v-1) e (k-1)(rk-k-1) graus de liberdade.

O estimador da variância fenotípica, em nível de médias dos tratamentos é dado por (Viana, 1993):

$$\hat{\sigma}^2_f = \frac{\sum_i (\hat{\mu}_i - \hat{\mu})^2}{v-1},$$ com $\hat{\mu}_i$ sendo a média ajustada do tratamento i, e $\hat{\mu} = \frac{\sum_i \hat{\mu}_i}{v}$.

Análise do látice como blocos casualizados completos

Para realizar este tipo de análise, considerou-se cada repetição do látice como sendo um bloco completo (inclui todos tratamentos), e utilizou-se o modelo usual para análise de experimentos em blocos casualizados completos:
$y_{ij} = \mu + t_i + r_j + e_{ij}$

em que
y_{ij} é o valor observado do tratamento i ($i = 1, 2, \ldots, v = k^2$), na repetição j ($j = 1, 2, \ldots, r$);
μ é uma constante inerente a todas as observações;
t_i é o efeito do tratamento i;
r_j o efeito da repetição j; e
e_{ij} é o erro aleatório associado à observação y_{ij}.

Para obtenção das esperanças matemáticas dos quadrados médios, apresentadas na Tabela 2, admitiu-se o modelo aleatório e as seguintes pressuposições:
a) $t_i \sim NID(0,\sigma^2_g)$;
b) $r_j \sim NID(0,\sigma^2_r)$;
c) $e_{ij} \sim NID(0,\sigma^2)$; e
d) t_i, r_j e e_{ij} independentes.

TABELA 1. Esquema da análise de variância e esperanças dos quadrados médios da análise intrablocos do látice, com tratamentos ajustados e blocos dentro de repetições não-ajustados, considerando o modelo aleatório.

Fonte de variação	GL	Soma de quadrado	QM	E(QM)
Repetições	r-1	SQRep.=R(α/μ)	Q_4	$\sigma^2 + k\sigma^2_b + v\sigma^2_r$
Blocos/rep. (não-ajust.)	r(k-1)	SQB/Rep.(não-ajust.)=R($\beta/\mu,\alpha$)	Q_3	$\sigma^2 + \sigma^2_g + k\sigma^2_b$
Tratamentos (ajust.)	v-1	SQTrat.(ajust.)=R($\tau/\mu,\alpha,\beta$)	Q_2	$\sigma^2 + \left(\frac{k}{k+1}\right)r\sigma^2_g$
Resíduo	(k-1)(rk-k-1)	SQRes.=Y'Y-R(μ,τ,α,β)	Q_1	σ^2
Total	rv-1	SQTot.=Y'Y-R(μ)		

A estatística utilizada para se testar a hipótese $H_0^{(2)}$: $\sigma_g^2 = 0$ *versus* $H_a^{(2)}$: $\sigma_g^2 > 0$ é:

$$F = \frac{Q_2}{Q_1},$$

que sob $H_0^{(2)}$ tem distribuição F com (v-1) e (r-1)(v-1) graus de liberdade.

A partir das esperanças matemáticas dos quadrados médios apresentadas na Tabela 2, obtiveram-se os estimadores dos componentes de variância, dados por

$$\hat{\sigma}^2 = Q_1 \text{ e } \hat{\sigma}_g^2 = \frac{Q_2 - Q_1}{r}.$$

O estimador do componente de variância fenotípica, em nível de médias dos tratamentos é dado por

$$\hat{\sigma}_f^2 = \frac{\sum_i (\hat{\mu}_i - \hat{\mu})^2}{v-1} = \frac{Q_2}{r},$$ com $\hat{\mu}_i$ igual a média do tratamento i, e $\hat{\mu} = \frac{\sum_i \hat{\mu}_i}{v}$.

Análise intrablocos com tratamentos não-ajustados e blocos dentro de repetições ajustados

Para realizar a análise intrablocos do látice com tratamentos não-ajustados e blocos dentro de repetições ajustados, utilizou-se o mesmo modelo estatístico e pressuposições adotados para realização da análise intrablocos com tratamentos ajustados e blocos dentro de repetições não-ajustados (primeira análise), diferindo desta apenas na decomposição ortogonal da soma de quadrados de parâmetros que, para o presente caso foi:

$$R(\mu,\tau,\alpha,\beta) = R(\mu) + R(\alpha/\mu) + R(\tau/\mu,\alpha) + R(\beta/\mu,\tau,\alpha).$$

O esquema da análise de variância com as respectivas esperanças dos quadrados médios está apresentado na Tabela 3.

Neste tipo de análise, não existe nenhum tipo de teste de hipótese de real interesse, pois o teste F sobre o componente de variância devido a tratamentos é aplicado com tratamentos ajustados, como apresentado na primeira análise.

A partir da Tabela 3, obtiveram-se os estimadores dos componentes de variância, dados por

$$\hat{\sigma}^2 = Q_1, \quad \hat{\sigma}_g^2 = \left[\frac{Q_2 - Q_1}{r}\right] - \left[\frac{Q_3 - Q_1}{(k+1)(r-1)}\right] \text{ e}$$

$$\hat{\sigma}_b^2 = \frac{r(Q_3 - Q_1)}{k(r-1)}.$$

Este componente $\hat{\sigma}_b^2$ (ajustado) é aquele que se utiliza na análise do látice com recuperação da informação interblocos.

O estimador da variância fenotípica, em nível de médias dos tratamentos é dado por (Viana, 1993):

$$\hat{\sigma}_f^2 = \frac{\sum_i (\hat{\mu}_i - \hat{\mu})^2}{v-1},$$ com $\hat{\mu}_i$ sendo a média não-ajustada do tratamento i, e $\hat{\mu} = \frac{\sum_i \hat{\mu}_i}{v}$.

Análise do látice como blocos casualizados completos utilizando-se utilizadas as médias ajustadas dos tratamentos da análise com recuperação da informação interblocos, e tendo como quadrado médio do resíduo a variância efetiva média desta mesma análise com recuperação da informação interblocos.

O primeiro procedimento para se realizar esta análise foi obter as médias ajustadas dos tratamentos, da análise com recuperação da infomação interblocos. Procedimento este realizado por meio da metodologia apresentada por Pimentel-Gomes (1990). Em seguida realizou-se a análise do látice como blocos casualizados completos, utlizando-se as médias ajustadas dos tratamentos da análi-

TABELA 2. Esquema da análise de variância e esperanças dos quadrados médios, para análise do látice como blocos casualizados completos, considerando o modelo aleatório.

Fonte de variação	GL	Soma de quadrado	QM	E(QM)
Repetições	r -1	SQRep.	Q_3	$\sigma^2 + v\sigma_r^2$
Tratamentos	v -1	SQTrat.	Q_2	$\sigma^2 + r\sigma_g^2$
Resíduo	(r -1)(v -1)	SQRes.	Q_1	σ^2

se com recuperação da informação interblocos e tendo como quadrado médio do resíduo a variância efetiva média desta mesma análise do látice com recuperação da informação interblocos.

As esperanças matemáticas dos quadrados médios, para esta análise, considerando o modelo aleatório, apresentadas na Tabela 4, foram simplesmente acopladas ao esquema de análise, como se fosse o modelo usual de análise de experimento em blocos casualizados completos, adotando as mesmas pressuposições deste modelo. Este procedimento é idêntico ao adotado por Suwantaradon (1974) e Vianna & Silva (1978), sendo uma alternativa de análise aproximada utilizada pelos melhoristas de plantas.

Neste caso, tem-se que

$$Q_2 = \frac{\text{SQTrat.(ajust.)}^*}{v-1},$$

em que

$$\text{SQTrat. (ajust.)}^* = r\left[\sum_i \hat{m}_i^2 - \frac{\left(\sum_i \hat{m}_i\right)^2}{v}\right], \text{com}$$

$\hat{m}_i$ = média ajustada do tratamento i, obtida da análise do látice com recuperação da informação interblocos.

Q_1^* é a variância efetiva média, da análise do látice com recuperação da informação interblocos (V_r'), que é dada por

$$Q_1^* = V_r' = \left\{1 + \left[\frac{r}{(r-1)(k+1)} \cdot \frac{(V_b - V_r)}{V_b}\right]\right\} \cdot V_r$$

em que

r é o número de repetições;

k é o número de parcelas em cada bloco;

V_b é o quadrado médio, da análise intrablocos, correspondente à fonte de variação blocos dentro de repetições (ajustado); e

V_r é o quadrado médio do resíduo intrablocos.

A estatística utilizada no modelo aleatório, para se testar a hipótese $H_0^{(3)}: \sigma_g^2 = 0$ *versus* $H_a^{(3)}: \sigma_g^2 > 0$ é:

$$F = \frac{Q_2}{Q_1^*},$$

que sob $H_0^{(3)}$ tem, aproximadamente, distribuição F, com (v -1) e (k-1)(rk-k-1) graus de liberdade.

A partir das esperanças matemáticas dos quadrados médios apresentadas na Tabela 4, obtiveram-se os estimadores dos componentes de variância, dados por

$$\hat{\sigma}^2 = Q_1^* \text{ e } \hat{\sigma}_g^2 = \frac{Q_2 - Q_1^*}{r}.$$

O estimador do componente de variância fenotípica, em nível de médias dos tratamentos é dado por

$$\hat{\sigma}_f^2 = \frac{\sum_i (\hat{\mu}_i - \hat{m})^2}{v-1} = \frac{Q_2}{r},$$

com $\hat{\mu}_i$ igual a média ajustada do tratamento i, obtida da análise do látice com recuperação da informação interblocos,

$$\text{e } \hat{m} = \frac{\sum_i \hat{\mu}_i}{v}.$$

TABELA 3. Esquema da análise de variância e esperanças dos quadrados médios da análise intrablocos do látice com tratamentos não-ajustados e blocos dentro de repetições ajustados, considerando o modelo aleatório.

Fonte de variação	GL	Soma de quadrado	QM	E(QM)
Repetições	r-1	SQRep.= R(α/μ)	Q_4	$\sigma^2 + k\sigma_b^2 + v\sigma_r^2$
Blocos/rep. (ajust.)	r(k-1)	SQB/Rep.(ajust.) = R(β/μ,τ,α)	Q_3	$\sigma^2 + (\frac{r-1}{r})k\sigma_b^2$
Tratamentos (não-ajust.)	v-1	SQTrat.(não-ajust.) = R(τ/μ,α)	Q_2	$\sigma^2 + (\frac{k}{k+1})\sigma_b^2 + r\sigma_g^2$
Resíduo	(k-1)(rk-k-1)	SQRes. = Y'Y-R(μ,τ,α,β)	Q_1	σ^2
Total	rv-1	SQTot. = Y'Y-R(μ)		

Eficiência relativa

A eficiência relativa dos experimentos montados em látice da análise com recuperação da informação interblocos, em relação aos blocos casualizados completos, foi calculada pela fórmula:

$$Ef(\%) = \frac{QMR}{V_r'} 100 ,$$

em que

V_r' = variância efetiva média da análise do látice com recuperação de informação interblocos; e

QMR = quadrado médio do resíduo da análise do látice como blocos casualizados completos.

Pela teoria tem-se que $V_b \geq V_r$. Mas, em virtude das variações do acaso, pode-se ter $V_b<V_r$. Nos casos onde ocorreu $V_b<V_r$, tomou-se V_b-V_r = 0. Este critério resulta nos seguintes fatos: i) o quadrado médio de tratamentos da quarta análise é idêntico ao da segunda e terceira análises; ii) $V_r' = V_r$; e iii) a eficiência da análise do látice com recuperação da informação interblocos (Ef) em relação aos blocos casualizados completos é menor que 100%.

Sabe-se que o estimador do componente de variância devido a blocos dentro de repetições ajustados ($\hat{\sigma}_b^2$ da 3ª análise) é dado por $\hat{\sigma}_b^2 = \frac{r(V_b - V_r)}{k(r-1)}$. Assim, se na análise de dados realmente ocorrer V_b=Vr, então $\hat{\sigma}_b^2 = 0$ e $V_r' = V_r = QMR$. Neste caso, a eficiência (Ef) é igual a 100%, conforme demonstrado por Silva (1997).

Herdabilidades

Estimaram-se as herdabilidades no sentido amplo, para a seleção com base nas médias dos tratamentos, para a variável altura de plantas, utilizando as estimativas dos componentes de variância fornecidas pelos quatro métodos de análise de experimentos montados em látice quadrado estudados, usando a seguinte fórmula:

$$\hat{h}_a^2 = \frac{\hat{\sigma}_g^2}{\hat{\sigma}_f^2} .$$

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os resumos das análises de variâncias individuais, considerando as quatro alternativas de análise estudadas, encontram-se apresentadas na Tabela 5.

Nota-se que as hipóteses formuladas sobre os tratamentos, H_0:$\sigma_g^2 = 0$ *vs.* H_a:$\sigma_g^2 > 0$, foram rejeitadas menos vezes na primeira análise do que nas demais, ou seja, o teste F para estas hipóteses apresentou resultados contraditórios para o mesmo experimento, em alguns locais, dependendo do tipo de análise adotado. Esta discordância deve-se ao fato de que a primeira análise (análise intrablocos do látice com tratamentos ajustados e blocos dentro de repetições não-ajustados), apresentou, em média, maiores probabilidades de ocorrência do erro tipo I (rejeitar H_0, quando H_0 é verdadeira), em comparação com os demais tipos de análise estudados, como pode ser observado na Tabela 6.

Na terceira análise não se aplicou o teste de significância referente a tratamentos, pois considerando o modelo de análise intrablocos do látice, o teste deve ser realizado com tratamentos ajustados, isto é, primeira análise.

Pode-se observar que o coeficiente de variação (CV) apresentou valores entre 2,72% e 7,42%, com

TABELA 4. Esquema da análise de variância e esperanças dos quadrados médios, para análise do látice como blocos casualizados completos, utilizando-se as médias ajustadas dos tratamentos da análise com recuperação da informação interblocos e tendo como quadrado médio do resíduo a variância efetiva média desta mesma análise do látice com recuperação da informação interblocos, considerando o modelo aleatório.

Fonte de variação	GL	Soma de quadrado	QM	E(QM)
Repetições	r -1	-	-	-
Tratamentos (ajust.)	v -1	SQTrat. (ajust.)	Q_2	$\sigma^2 + r\sigma_g^2$
Resíduo	(k-1)(rk-k-1)	-	Q_1	σ^2

média igual a 5,72% quando foram realizadas as análises intrablocos do látice, e de 3,5% a 9,46% com média 6,19% quando o látice foi analisado como blocos casualizados completos. Com base nestes resultados, verifica-se que os experimentos apresentaram boa precisão, e que a análise do látice como blocos casualizados completos apresentou, em média, coeficientes de variação ligeiramente maiores do que as análises intrablocos do látice.

Quanto à eficiência relativa, observou-se, em média, um reduzido ganho do delineamento em látice, em relação aos blocos casualizados completos, 112,45%. Porém, pode-se verificar, que em alguns locais, o delineamento em látice apresentou uma superioridade incontestável sobre o delineamento em blocos casualizados completos, chegando a apresentar valores de eficiências relativas bem elevados, como, por exemplo, no local 16, que foi de 210,57%.

Na Tabela 7, verifica-se que as estimativas do componente σ_g^2 obtidas por meio da análise do látice como blocos casualizados completos e da análise intrablocos do látice com tratamentos não-ajustados e blocos dentro de repetições ajustados foram idênticas, isto é $\hat{\sigma}^2_{g\ 2^{\underline{a}}\ \text{análise}} = \hat{\sigma}^2_{g\ 3^{\underline{a}}\ \text{análise}}$, concordando com os resultados obtidos por Cecon (1992). Viana (1993) demonstrou matematicamente a igualdade entre os estimadores destes dois componentes.

Comparando-se as Tabelas 5 e 7, verifica-se que a obtenção de estimativas de eficiência relativa dos delineamentos em látice com recuperação da informação interblocos, em relação aos blocos casualizados completos, inferiores a 100%, está associada à obtenção de estimativas negativas do componente de variância devido a efeitos de blocos den-

TABELA 5. Resumo das análises de variâncias individuais intrablocos do látice com tratamentos ajustados (1ª análise), análise do látice como blocos casualizados completos (2ª análise), análise intrablocos do látice com tratamentos não-ajustados (3ª análise), e análise do látice como blocos casualizados completos utilizando as médias ajustadas dos tratamentos, da análise com recuperação da informação interblocos, tendo como quadrado médio do resíduo a variância efetiva média desta mesma análise do látice (4ª análise), para a variável altura de plantas.

Análise	Fonte de variação	GL	Quadrado médio				
			Local 1	Local 2	Local 3	Local 4	Local 5
1ª análise	Repetições	1	734,6110	312,3888	2567,8330	1378,222	34,5000
	Blocos/rep. (não-ajust.)	10	286,9666	202,5000	778,0499	295,0583	318,0666
	Trat. (ajust.)	35	282,8110**	294,4047	304,2444	210,9857	188,5253
	Resíduo	25	67,3933	229,8377	224,0644	130,7877	139,3977
2ª análise	Repetições	1	734,6110	312,3888	2567,8330	1378,222	34,5000
	Tratamentos	35	329,6428**	295,3571	447,1000*	238,4428	247,1031*
	Resíduo	35	83,2968	221,0746	239,4904	150,2650	131,8714
3ª análise[1]	Repetições	1	734,6110	312,3888	2567,8330	1378,222	34,5000
	Blocos/rep. (ajust.)	10	123,0500	199,1666	278,0555	198,9583	113,0555
	Trat. (não-ajust.)	35	329,6428	295,3571	447,1000	238,4428	247,1031
	Resíduo	25	67,3933	229,8377	224,0644	130,7877	139,3977
4ª análise	Repetições	1	-	-	-	-	-
	Trat. (ajust.)	35	344,1785**	295,3571	422,3460*	234,3348	247,1000*
	Resíduo	25	76,1031	229,8377	236,4951	143,5914	139,3977
	Média (cm)		224,58	204,58	252,64	164,24	207,64
	CV látice intrablocos (%)		3,65	7,41	5,92	6,69	5,69
	CV blocos (%)		4,06	7,27	6,13	7,46	5,53
	Eficiência (%)		109,45	96,18	101,26	104,64	94,60

Continua ...

TABELA 5. Cont.

Análise	Fonte de variação	GL	Quadrado médio				
			Local 6	Local 7	Local 8	Local 9	Local 10
1ª análise	Repetições	1	200,0000	7605,5560	2005,5280	138,9444	34,6666
	Blocos/rep. (não-ajust.)	10	306,6660	181,1166	617,2249	202,2166	194,7375
	Trat. (ajust.)	35	276,6660	280,7920**	217,9349**	291,2730*	298,5298**
	Resíduo	25	210,0000	108,2220	62,8899	137,5533	92,0577
2ª análise	Repetições	1	200,0000	7605,5560	2005,5280	138,9444	34,6666
	Tratamentos	35	274,2857	284,2857**	322,2214**	314,1285**	339,4857**
	Resíduo	35	240,0000	125,5555	116,9849	133,1730	80,4380
3ª análise[1]	Repetições	1	200,0000	7605,5560	2005,5280	138,9444	34,6666
	Blocos/rep. (ajust.)	10	315,0000	168,8888	252,2220	122,2222	51,3888
	Trat. (não-ajust.)	35	274,2857	284,2857	322,2214	314,1285	339,4857
	Resíduo	25	210,0000	108,2222	62,8899	137,5533	92,0577
4ª análise	Repetições	1	-	-	-	-	-
	Trat. (ajust.)	35	277,2875	288,1171**	284,8936**	314,1269**	339,4841**
	Resíduo	25	230,0000	119,3292	76,3782	137,5533	92,0577
	Média (cm)		233,33	179,17	209,44	190,28	164,03
	CV látice intrablocos (%)		6,49	5,81	3,79	6,16	5,85
	CV blocos (%)		6,49	6,25	5,16	6,06	5,47
	Eficiência (%)		104,34	105,21	153,16	96,81	87,37

Continua ...

TABELA 5. Cont.

Análise	Fonte de variação	GL	Quadrado médio					
			Local 11	Local 12	Local 13	Local 14	Local 15	Local 16
1ª análise	Repetições	1	138,9444	5,2222	3901,2780	355,5555	58,7500	1334,6111
	Blocos/rep. (não-ajust)	10	202,2166	277,2666	570,2916	340,1499	457,8666	943,6333
	Trat. (ajust.)	35	269,3682*	126,0158**	360,4325*	260,5539	376,7730	427,573**
	Resíduo	25	120,2200	44,9022	174,7265	236,2222	273,0111	94,0600
2ª análise	Repetições	1	138,9444	5,2222	3901,2780	355,5555	58,7500	1334,6111
	Tratamentos	35	311,2714**	163,1714*	403,9285	257,2000	450,3500	518,2142*
	Resíduo	35	101,7444	74,1365	244,2492	251,2698	252,2500	246,1539
3ª análise[1]	Repetições	1	138,9444	5,2222	3901,2780	355,5555	58,7500	1334,6111
	Blocos/rep. (ajust.)	10	55,5555	147,2222	418,0555	288,8888	200,3472	626,3888
	Trat. (não-ajust.)	35	311,2714	163,1714	403,9285	257,2000	450,3500	518,2142
	Resíduo	25	120,2200	44,9022	174,7265	236,2222	273,0111	94,0600
4ª análise	Repetições	1	-	-	-	-	-	-
	Trat. (ajust.)	35	311,2698**	149,7449**	429,7356*	274,9556	450,3572	497,7080**
	Resíduo	25	120,2200	53,8185	203,7836	248,5265	273,0111	116,8987
	Média (cm)		234,72	246,11	231,25	208,47	222,57	165,83
	CVlátice intrablocos (%)		4,67	2,72	5,72	7,37	7,42	5,85
	CV blocos (%)		4,30	3,50	6,76	7,60	7,14	9,46
	Eficiência (%)		84,63	137,75	119,85	101,10	92,39	210,57

[1] Na terceira análise não se aplicou o teste de significância para tratamentos.
* Significativo a 5% de probabilidade pelo teste F.
** Significativo a 1% de probabilidade pelo teste F.

TABELA 6. Probabilidade do erro tipo I no teste das hipóteses sobre os tratamentos, para o caso das análises de variância individual intrablocos do látice com tratamentos ajustados (1ª análise), análise do látice como blocos casualizados completos (2ª análise), e análise do látice como blocos casualizados completos utilizando as médias ajustadas dos tratamentos, da análise com recuperação da informação interblocos, tendo como quadrado médio do resíduo a variância efetiva média desta mesma análise do látice (4ª análise), nos locais 1 a 16.

Local	1ª análise	2ª análise	4ª análise
1	0,00019	0,00004	0,00005
2	0,26266	0,20100	0,26260
3	0,21920	0,03527	0,03823
4	0,10888	0,09049	0,06100
5	0,21920	0,03409	0,07008
6	0,24322	0,35023	0,24957
7	0,00771	0,00893	0,00714
8	0,00093	0,00179	0,00003
9	0,02755	0,00662	0,01741
10	0,00156	0,00002	0,00057
11	0,01938	0,00069	0,00791
12	0,00452	0,01110	0,00064
13	0,03150	0,07169	0,01607
14	0,40756	0,47680	0,35380
15	0,20250	0,04627	0,10028
16	0,00009	0,01550	0,00001
Média	0,10980	0,08440	0,07400

tro de repetições ajustadas (obtidas pela terceira análise), pois neste caso o cálculo da eficiência foi feito tomando-se V_b-V_r = 0, conforme descrito na metodologia. Nota-se, também, uma associação entre a eficiência relativa do látice e a relação existente entre os valores de $\hat{\sigma}_g^2$ obtidos pela quarta análise e os obtidos pela segunda e terceira análise. Quando a eficiência relativa foi maior que 100%, as estimativas obtidas pela quarta análise foram maiores que as obtidas pela segunda e terceira análise, e quando a eficiência relativa foi menor que 100% estas estimativa foram inferiores às outras em questão. Estes resultados estão de acordo com os obtidos por Vianna & Silva (1978).

As estimativas do componente de variância σ_g^2 obtidas pela primeira análise (análise intrablocos com tratamentos ajustados e blocos dentro de repetições não-ajustados) ora foram maiores, ora foram menores que as obtidas pela segunda análise (análise do látice como blocos casualizados completos), de acordo com a seguinte expressão:

$$\hat{\sigma}_{g1}^2 = \frac{v-k}{v-1}\left(\hat{\sigma}_{b3}^2 - \hat{\sigma}_{b1}^2\right) + \hat{\sigma}_{g3}^2, \text{ (Silva, 1997)}$$

com

$\hat{\sigma}_{g1}^2$ sendo o estimador do componente de variância genotípica obtido na 1ª análise;

$\hat{\sigma}_{g3}^2$ sendo o estimador do componente de variância genotípica, obtido na 3ª análise;

$\hat{\sigma}_{b1}^2$ sendo o estimador do componente de variância devido ao efeito de blocos dentro de repetições não-ajustados, obtido na 1ª análise; e

$\hat{\sigma}_{b3}^2$ sendo o estimador do componente de variância devido ao efeito de blocos dentro de repetições ajustados, obtido na 3ª análise.

As estimativas do componente de variância residual, obtidas confirmam os resultados obtidos por Cecon (1992):

$$\hat{\sigma}^2_{2^{\underline{a}}\text{ análise}} = \hat{\sigma}^2_{a\ 1^{\underline{a}}\text{ ou } 3^{\underline{a}}\text{ análise}} + \frac{k}{k+1}\hat{\sigma}^2_{b3^{\underline{a}}\text{ análise}}.$$

Observando as estimativas do coeficiente de herdabilidade obtidas pelas quatro análises, apresentadas na Tabela 8, nota-se que elas foram, em média, bem semelhantes, o que poderia indicar a viabilidade de utilização de qualquer uma das quatro análises para se estimar a herdabilidade. Porém, deve-se ressaltar que estas conclusões foram realizadas a partir de um conjunto específico de dados, e que em média, a eficiência relativa dos delineamentos em látice foi baixa.

Fazendo-se uma divisão destas estimativas em dois grupos, de acordo com a eficiência relativa dos delineamentos em látice, nota-se que nos locais em que a eficiência relativa foi igual ou superior a 100%, as estimativas da herdabilidade, obtidas pela análise

TABELA 7. Estimativas dos componentes de variância genotípicas, residuais, de blocos dentro de repetições e fenotípicas, obtidas pelas análises de variância individual intrablocos do látice com tratamentos ajustados (1ª análise), análise do látice como blocos casualizados completos (2ª análise), análise intrablocos do látice com tratamentos não-ajustados (3ª análise), e análise do látice como blocos casualizados completos utilizando as médias ajustadas dos tratamentos, da análise com recuperação da informação interblocos, tendo como quadrado médio do resíduo a variância efetiva média desta mesma análise do látice (4ª análise), nos locais 1 a 16.

Local	$\hat{\sigma}_g^2$				$\hat{\sigma}^2$				$\hat{\sigma}_b^2$		$\hat{\sigma}_f^2$			
	1ª análise	2ª análise	3ª análise	4ª análise	1ª análise	2ª análise	3ª análise	4ª análise	1ª análise	3ª análise	1ª análise	2ª análise	3ª análise	4ª análise
1	125,6603	123,1730	123,1730	134,0377	67,3933	83,2968	67,3933	76,1031	15,6522	18,5540	190,4952	164,8214	164,8214	172,0893
2	37,6641	37,1412	37,1412	32,7597	229,8377	221,0746	229,8377	229,8377	-10,8336	-10,2237	177,5583	147,6786	147,6786	147,6786
3	46,7717	103,8048	103,8048	92,9254	224,0644	239,4904	224,0644	236,4951	84,5364	17,9970	191,8447	223,5500	223,5500	211,1730
4	46,7822	44,0889	44,0889	45,3717	130,7877	150,2650	130,7877	143,5914	19,5814	22,7235	131,9305	119,2214	119,2214	117,1674
5	28,6577	57,6158	57,6158	53,8511	139,3977	131,8714	139,3977	139,3977	25,0019	-8,7807	109,2255	123,5500	123,5500	123,5500
6	38,8888	17,1428	17,1428	23,6437	210,0000	240,0000	210,0000	230,000	9,6296	35,0000	171,6676	137,1429	137,1429	138,6438
7	100,6657	79,3651	79,3651	84,3939	108,2222	125,5555	108,2222	119,3292	-4,6286	20,2222	162,9376	142,1429	142,1429	144,0586
8	90,4429	102,6183	102,6183	104,2577	62,7799	116,9849	62,8899	76,3782	77,3154	63,1107	145,2387	161,1107	161,1107	142,4468
9	89,6698	90,4777	90,4777	88,2868	137,5533	133,1730	137,5533	137,5533	-4,1678	-5,1103	192,1440	157,0643	157,0643	157,0635
10	120,4420	129,5239	129,5239	123,7132	92,0577	80,4380	92,0577	92,0577	-2,9604	-13,5563	171,8459	169,7429	169,7429	169,7421
11	87,0031	104,7635	104,7635	95,5294	120,2200	101,7444	120,2200	120,2200	-0,8344	-21,5548	167,8579	155,6357	155,6357	155,6349
12	47,3163	44,5175	44,5145	47,9632	44,9022	74,1365	44,9022	53,8185	30,8414	34,1066	78,3331	81,5857	81,5857	74,8724
13	108,3284	79,8396	79,8396	112,826	174,7266	244,2492	174,7265	203,7836	47,8728	81,1096	248,8285	201,9643	201,9643	214,7178
14	14,1934	2,9651	2,9651	13,2145	236,2222	251,2698	236,2222	248,5265	14,9557	17,5555	170,6550	128,6000	128,6000	137,4778
15	60,5277	99,0500	99,0500	88,6730	273,0111	252,2500	273,0111	273,0111	20,7213	-24,2213	243,0793	225,1750	225,1750	225,1786
16	194,5493	136,0301	136,0301	190,4047	94,0600	246,1539	94,0600	116,8987	109,1707	177,4429	260,4964	259,1071	259,1071	248,8540
Mín.	14,1934	2,9651	2,9651	13,2145	44,9022	74,1365	44,9022	53,8185	-10,8336	-24,2213	78,3331	81,5857	81,5857	74,8724
Máx.	194,5493	136,0301	136,0301	190,4047	273,0111	252,2500	273,0111	273,0111	109,1707	177,4429	260,4964	259,1071	259,1071	248,8540
Méd.	77,3477	78,2573	78,2573	83,2407	146,5841	168,2471	146,5841	156,0626	27,0241	25,2734	175,8836	162,3808	162,3808	161,2718
Desv.	46,4144	40,2855	40,2855	46,0917	70,0776	70,4005	70,0776	70,2946	35,4265	50,0403	48,2043	45,4939	45,4939	44,7856

intrablocos do látice com tratamentos ajustados, foram superiores às obtidas via análise do látice como blocos casualizados completos. Porém, nos locais em que a eficiência dos delineamentos em látice foram inferiores a 100%, estas estimativas foram as menores obtidas, e isto se deve ao fato de que as estimativas do componente de variância devido a efeitos de tratamentos ($\hat{\sigma}_g^2$), obtidas nesta análise, foram menores que as demais, quando a eficiência relativa dos delineamentos em látice em relação aos blocos casualizados completos foram menores que 100%.

Os coeficientes de correlação de Spearman entre as médias ajustadas dos tratamentos, médias não-ajustadas e médias ajustadas com recuperação da informação interblocos, apresentados na Tabela 8, mostram que não houve grande discordância entre a classificação dos materiais avaliados, sendo que, no local 5, a classificação das médias não-ajustadas e ajustadas com recuperação da informação interblocos foram iguais (correlação igual a um). Este fato demonstra que os materiais selecionados por qualquer uma das estratégias de análise seriam praticamente os mesmos.

Silva (1997) apresentou as esperanças matemáticas dos produtos médios para as quatro alternativas de análise aqui apresentadas. Verificou que as relações observadas entre os componentes de variância também são válidas para os componentes de covariância. Apresentou ainda um estudo sobre correlações genotípicas, fenotípicas e de ambiente entre caracteres.

TABELA 8. Estimativas das herdabilidades no sentido amplo, com base nas médias dos tratamentos, para a variável altura de plantas, obtidas pelas quatro estratégias de análise estudadas, e coeficientes de correlação de Spearman entre as unidades de seleção adotadas em cada uma delas.

Local	Herdabilidade				Coeficiente de correlação de Spearman[1]		
	1ª análise	2ª análise	3ª análise	4ª análise	1-2	2-3	1-3
1	0,6597	0,7473	0,7473	0,7788	0,9137	0,9523	0,9729
2	0,2121	0,2515	0,2515	0,2218	0,8745	0,9873	0,8850
3	0,2438	0,4643	0,4643	0,4400	0,9265	0,9872	0,9586
4	0,3546	0,3698	0,3698	0,3872	0,8669	0,9783	0,9379
5	0,2624	0,4663	0,4663	0,4358	0,9197	1,0000	0,9197
6	0,2265	0,1249	0,1249	0,1705	0,8391	0,9697	0,9259
7	0,6178	0,5583	0,5583	0,5858	0,8695	0,9623	0,9245
8	0,6227	0,6369	0,6369	0,7319	0,8449	0,8937	0,9826
9	0,4667	0,5760	0,5760	0,5621	0,9503	0,9921	0,9415
10	0,7009	0,7630	0,7630	0,7288	0,9662	0,9900	0,9552
11	0,5183	0,6731	0,6731	0,6138	0,9662	0,9929	0,9705
12	0,6040	0,5456	0,5456	0,6405	0,8444	0,8823	0,9663
13	0,4354	0,3953	0,3953	0,5254	0,8301	0,9253	0,9724
14	0,0832	0,0930	0,0930	0,0961	0,8207	0,9762	0,8872
15	0,2490	0,4398	0,4398	0,3937	0,8743	0,9952	0,8747
16	0,7468	0,5249	0,5249	0,7651	0,7964	0,8480	0,9901
Méd.	0,4377	0,4769	0,4769	0,5048	0,8815	0,9513	0,9415
Desv.	0,2878	0,1974	0,1974	0,2128	0,0530	0,0464	0,0361

[1] 1: médias ajustadas; 2: médias não-ajustadas; 3: médias ajustadas com recuperação da informação interblocos.

CONCLUSÕES

1. O delineamento em látice apresenta, em média, um reduzido ganho em eficiência em relação aos blocos casualizados completos.

2. As estimativas dos componentes de variância devidos a efeitos de tratamentos, obtidas a partir da segunda e terceira análises são exatamente iguais.

3. As estimativas desses componentes obtidas através da primeira e terceira análise obedecem a seguinte relação:

$$\hat{\sigma}^2_{g1^a análise} = \frac{v-k}{v-1}(\hat{\sigma}^2_{b3^a análise} - \hat{\sigma}^2_{b1^a análise}) + \hat{\sigma}^2_{g3^a análise}.$$

4. As estimativas de herdabilidade, para seleção com base nas médias dos tratamentos, obtidas pelas quatro alternativas de análise são semelhantes entre si, e há uma grande concordância entre as quatro alternativas de análise quanto à classificação dos materiais avaliados.

REFERÊNCIAS

CECON, P.R. **Alternativas de análise de experimentos em látice e aplicações no melhoramento vegetal**. Piracicaba: ESALQ, 1992. 109p. Dissertação de Doutorado.

COCHRAN, W.G.; COX, G. **Experimental designs**. 2.ed. New York: John Wiley & Sons, 1957. 611p.

FEDERER, W.T. **Experimental designs**. New York: MacMillan, 1955. 544p.

PIMENTEL-GOMES, F. **Curso de Estatística Experimental**. 13.ed. Piracicaba: Nobel, 1990. 468p.

SILVA, H.D. **Análise de experimentos em látice quadrado (“Square Lattice”) com ênfase em componentes de variância e aplicações no melhoramento genético vegetal**. Viçosa, MG: UFV, 1997. 139p. Dissertação de Mestrado.

SUWANTARADON, K. **Simultaneous selection for several agronomic characters in the BSSS2 maize population by means of selection indices**. Ames: Iowa State University, 1974. 159p. Ph.D. Thesis.

VIANA, J.M.S. **Análises individual e conjunta intrablocos de experimentos em Látice Quadrado (“Square Lattice”), com aplicação no melhoramento genético**. Viçosa, MG: UFV, 1993. 89p. (Monografia de Genética e Melhoramento, n.1).

VIANNA, R.T.; SILVA, J.C. Comparação de três métodos estatísticos de análise de experimentos em “Látice” em milho (*Zea mays* L.). **Experientiae**, v.24, n.2, p.21-41, 1978.