ANÁLISE DE EXPERIMENTOS EM LÁTICE QUADRADO COM ÊNFASE EM COMPONENTES DE VARIÂNCIA.

II. ANÁLISE CONJUNTA[1]

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

RESUMO - Este trabalho teve como objetivo avaliar as seguintes alternativas de análise de grupo de experimentos em látice quadrado ("Square Lattice"), quanto à estimação de componentes de variância e alguns parâmetros genéticos: 1) análise intrablocos com tratamentos ajustados e blocos dentro de repetições não-ajustados; 2) análise do látice com blocos casualizados completos; 3) análise intrablocos com tratamentos não-ajustados e blocos dentro de repetições ajustados; 4) 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 média dos resíduos (variância efetiva média), das análises individuais, 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 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, para várias das análises individuais.

Termos para indexação: parâmetros genéticos, melhoramento de plantas.

ANALYSIS OF EXPERIMENTS IN SQUARE LATTICE WITH EMPHASIS ON VARIANCE COMPONENTS. II. JOINT ANALYSIS

ABSTRACT - This paper focused on four alternatives of experiment group analysis in square lattice as far as the estimation of variance components and some genetic parameters are concerned: 1) intrablock 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 of the errors (mean effective variance) of the individual analyses, of this same analysis with recovery of interblock 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 on 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 in the individual analyses.

Index terms: genetic parameters, plant breeding.

INTRODUÇÃO

A análise conjunta de experimentos é de grande interesse para os melhoristas de plantas, pois, segundo Ramalho (1977), as estimativas de parâmetros genéticos baseadas em experimentos conduzidos em um único ambiente são superestimadas. Isto ocorre devido ao fato de que, além do componente genético, há o componente da interação genótipo x am-

[1] Aceito para publicação em 19 de fevereiro de 1999.

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

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

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

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

biente envolvido nestas estimativas; segundo Gardner, citado por Ramalho (1977), em certos casos o erro das estimativas obtidas com base em apenas um ambiente é de quase 50%, mostrando que aquelas baseadas em experimentos conduzidos em dois ou mais ambientes são mais realistas.

O processo tradicional de investigar as interações genótipo x ambiente (G x A) é a análise de variância conjunta, isto é, análise de grupos de experimentos. Por meio desta análise, a magnitude das interações é avaliada pela variância dos efeitos de genótipos x locais, genótipos x anos, genótipos x anos x locais e outros, conforme o propósito do melhorista.

Para a realização da análise conjunta de experimentos, é pressuposta a homogeneidade dos quadrados médios residuais relativos a todos os experimentos envolvidos na análise. Segundo Cochran & Cox (1957) e Kempthorne (1973), testa-se a homogeneidade das variâncias residuais pelo teste de Bartlett. Porém, segundo Box (1953), citado por Pimentel-Gomes (1990), esse teste é muito sensível à falta de normalidade dos dados e deve ser preterido. Segundo Pimentel-Gomes (1990), estudos realizados por Box (1954) indicam que, se em todos os experimentos os tratamentos tiverem o mesmo número de parcelas, e a relação entre o maior e o menor quadrado médio do resíduo for de 3:1 ou 4:1, a análise de variância conjunta e os testes estatísticos podem ser realizados sem maiores complicações.

Pimentel-Gomes (1990) comenta o uso do teste F máximo e conclui que, se a relação entre o maior e o menor quadrado médio residual for menor do que sete, quase sempre a análise conjunta poderá ser efetuada sem maiores problemas. Porém, quando essa relação for muito além disso, convém considerar separadamente subgrupos de experimentos com quadrados médios residuais não muito heterogêneos.

Segundo Ramalho et al. (1993), o emprego da análise de variância no estudo dos caracteres quantitativos iniciou-se no princípio deste século, com os trabalhos de Fisher. Muitas contribuições importantes foram realizadas posteriormente, sobretudo no que se refere às metodologias estatístico-genéticas para a obtenção dos componentes da variação genética (Hallauer & Miranda Filho, 1982; Mather & Jinks, 1982, 1984; Falconer, 1987; Vencovsky, 1987).

Componentes de variância são as variâncias associadas aos parâmetros de efeitos aleatórios de um modelo estatístico. As estimativas de componentes de variância têm larga aplicação no melhoramento de plantas, pois fornecem subsídios na tomada de decisão durante o planejamento e execução de um programa de melhoramento. Segundo Hallauer & Miranda Filho (1982), as estimativas de componentes de variância auxiliam também na escolha da população base e do método de seleção a ser utilizado, bem como na avaliação para definir a viabilidade da continuação de um programa em andamento.

Viana (1993) apresentou a metodologia para análise conjunta intrablocos do látice, baseada na teoria de modelos lineares, bem como as esperanças dos quadrados médios desta análise, considerando o modelo aleatório e o misto com efeitos de tratamentos fixos e demais aleatórios.

Se um experimento é conduzido em látice, existem algumas alternativas de análise que podem ser realizadas. Quando o efeito de tratamentos for fixo, tendo-se como interesse testar hipóteses a respeito de combinações lineares dos mesmos, o problema torna-se simples. Quando, porém, o efeito de tratamentos for aleatório, naturalmente o interesse será na estimação de componentes de variância e covariância, 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 e covariância. Nesse caso, para algumas das alternativas de análise o problema é mais complexo, principalmente no caso de análise conjunta de experimentos.

Os objetivos do presente trabalho foram apresentar e avaliar quatro alternativas para a análise conjunta de experimentos conduzidos em látice quadrado ("Square Lattice"), estruturando os quadros da análise de variância com as respectivas esperanças matemáticas dos quadrados médios, com vistas à estimação dos componentes de variância, e discutir sobre as vantagens e desvantagens de cada uma.

MATERIAL E MÉTODOS

As alternativas de análise dos experimentos conduzidos em látice quadrado avaliadas foram as seguintes: análise intrablocos, com tratamentos ajustados e blocos dentro de repetições não-ajustados (primeira análise); análise do látice como blocos casualizados completos (segunda análise); análise intrablocos com tratamentos não-ajustados e blocos dentro de repetições ajustados (terceira análise); 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 média dos resíduos (variância efetiva média) das análises individuais, desta mesma análise com recuperação da informação interblocos (quarta análise).

Para ilustração das alternativas de análise apresentadas no presente trabalho, foram utilizados os dados de 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, em dez locais, com as mesmas repetições ortogonais. Os caracteres avaliados foram altura de plantas em centímetros e produção de grãos em quilogramas por parcela (18 m^2) corrigida para 14,5% de umidade.

Para cada uma das análises, foram obtidos os estimadores e as estimativas dos componentes de variância genotípica $\left(\hat{\sigma}_g^2\right)$, fenotípica $\left(\hat{\sigma}_f^2\right)$, residual $\left(\hat{\sigma}^2\right)$ e devido à interação genótipos x local $\left(\hat{\sigma}_{ga}^2\right)$. Estimou-se, ainda, a herdabilidade no sentido amplo, para seleção com base nas médias dos tratamentos $\left(\hat{h}_a^2\right)$ e a eficiência relativa do látice com recuperação de informações interblocos, em relação aos blocos casualizados completos.

As quatro alternativas de análise avaliadas são apresentadas a seguir.

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

O modelo estatístico utilizado foi o seguinte, apresentado por Viana (1993):

$y_{il(j)(p)} = \mu + t_i + (r/a)_{j(p)} + (b/r/a)_{l(j)(p)} + a_p + (ta)_{ip} + e_{il(j)(p)}$, em que

$y_{il(j)(p)}$: 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), no local p (p = 1, 2, ..., s);

μ: constante inerente a todas as observações;

t_i: efeito do tratamento i;

$(r/a)_{j(p)}$: efeito da repetição j dentro do local p;

$(b/r/a)_{l(j)(p)}$: efeito do bloco incompleto l dentro da repetição j do local p;

a_p: efeito do local p;

$(ta)_{ip}$: efeito da interação entre o tratamento i e o local p; e

$e_{il(j)(p)}$: erro aleatório associado a observação $y_{il(j)(p)}$.

Para obtenção da análise de variância conjunta intrablocos do látice com tratamentos ajustados e blocos dentro de repetições não-ajustados, procedeu-se à seguinte decomposição ortogonal da soma de quadrados de parâmetros devida ao ajuste do modelo completo, denotada por $R(\mu,\tau,\alpha,\beta,\gamma,\tau\gamma)$, proposta por Viana (1993):

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

Tem-se que estas reduções $R(\cdot)$ representam uma soma de quadrados. Assim, $R(\mu)$, $R(\gamma/\mu)$, $R(\alpha/\mu,\gamma)$, $R(\beta/\mu,\gamma,\alpha)$, $R(\tau/\mu,\gamma,\alpha,\beta)$ e $R(\tau\gamma/\mu,\tau,\gamma,\alpha,\beta)$ correspondem às somas de quadrados devido à constante μ, local, repetições dentro de local, blocos dentro de repetições dentro de local (não-ajustado), tratamentos (ajustados) e interação tratamentos x local, respectivamente.

A soma de quadrados para tratamentos (ajustados) é dada por

$R(\tau/\mu,\gamma,\alpha,\beta) = R(\mu,\tau,\gamma,\alpha,\beta) - R(\mu,\gamma,\alpha,\beta)$;

a soma de quadrados para a interação tratamentos x local é dada por $R(\tau\gamma/\mu,\tau,\gamma,\alpha,\beta) = R(\mu,\tau,\gamma,\alpha,\beta,\tau\gamma) - R(\mu,\tau,\gamma,\alpha,\beta)$;

as demais somas de quadrados são obtidas de maneira análoga.

Adotou-se o modelo aleatório e as seguintes pressuposições:

a) $t_i \sim NID\left(0,\sigma_g^2\right)$;

b) $(r/a)_{j(p)} \sim NID\left(0,\sigma_r^2\right)$;

c) $(b/r/a)_{l(j)(p)} \sim NID\left(0,\sigma_b^2\right)$;

d) $a_p \sim NID\left(0,\sigma_a^2\right)$;

e) $(ta)_{ip} \sim NID\left(0,\sigma_{ga}^2\right)$;

f) $e_{il(j)(p)} \sim NID\left(0,\sigma^2\right)$;

g) t_i,$(r/a)_{j(p)}$,$(b/r/a)_{l(j)(p)}$,a_p,$(ta)_{ip}$ e $e_{il(j)(p)}$ independentes.

As expressões das esperanças matemáticas dos quadrados médios, considerando o modelo anteriormente descrito, foram obtidas por Viana (1993) e estão apresentadas na Tabela 1.

A estatística utilizada para o teste da hipótese $H_0^{(1)}: \sigma_g^2 = 0$ *vs.* $H_a^{(1)}: \sigma_g^2 > 0$ é:

$F = Q_3/Q_2$, a qual, sob $H_0^{(1)}$, tem distribuição F com (v-1) e (s-1)(v-1) graus de liberdade.

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

$F = Q_2/Q_1$, a qual, sob $H_0^{(2)}$, tem distribuição F com (s-1)(v-1) e s(k-1)(rk-k-1) graus de liberdade.

A estatística utilizada para o teste da hipótese $H_0^{(3)}: \sigma^2_a = 0$ vs. $H_a^{(3)}: \sigma^2_a > 0$ é:

$F = (Q_6 + (\frac{k+1}{k}) Q_1)/(Q_5 + (\frac{k+1}{k}) Q_2)$, a qual sob $H_0^{(3)}$, tem, aproximadamente, distribuição F com v_1 e v_2 graus de liberdade, sendo:

$$v_1 = \frac{\left[Q_6 + (\frac{k+1}{k}) Q_1\right]^2}{\frac{[Q_6]^2}{s-1} + \frac{[(\frac{k+1}{k}) Q_1]^2}{s(k-1)(rk-k-1)}} \quad \text{e}$$

$$v_2 = \frac{\left[Q_5 + (\frac{k+1}{k}) Q_2\right]^2}{\frac{[Q_5]^2}{s(r-1)} + \frac{\left[(\frac{k+1}{k}) Q_2\right]^2}{(s-1)(v-1)}}.$$

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

$$\hat{\sigma}^2 = Q_1 \,;\; \hat{\sigma}^2_g = (\tfrac{k+1}{k})\left(\frac{Q_3 - Q_2}{rs}\right);$$

$$\hat{\sigma}^2_b = \frac{Q_4 - Q_1 - \left(\frac{k+1}{rk}\right)\left(Q_2 - Q_1\right) - \frac{Q_3 - Q_2}{rs}}{k}; \quad \text{e}$$

$$\hat{\sigma}^2_{ga} = (\tfrac{k+1}{k})\left(\frac{Q_2 - Q_1}{r}\right).$$

Cabe ressaltar que o estimador $\hat{\sigma}^2_b$ aqui obtido é não-ajustado.

O estimador para o componente de variância fenotípica, em nível de médias de tratamento é dado por (Viana, 1993):

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

Análise do látice como blocos casualizados completos - segunda análise

Para realizar este tipo de análise, considerou-se cada repetição do látice como sendo um bloco completo (inclui todos os tratamentos), e utilizou-se o modelo usual para análise de experimentos em blocos casualizados completos.

Para análise de variância conjunta do látice, como blocos casualizados completos, utilizou-se o seguinte modelo:

$y_{ij(p)} = \mu + t_i + a_p + (r/a)_{j(p)} + (ta)_{ip} + e_{ij(p)}$,

em que

$y_{ij(p)}$: valor observado do tratamento (i = 1, 2, ..., v = k^2), na repetição j(j = 1, 2, ..., r), no local p(p = 1, 2, ..., s);

μ: constante inerente a todas as observações;

t_i: efeito do tratamento i;

TABELA 1. Esquema da análise de variância conjunta 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	QM	E(QM)
Local	s - 1	Q_6	$\sigma^2 + r\sigma^2_{ga} + v\sigma^2_r + k\sigma^2_b + rv\sigma^2_a$
Rep./local	s(r - 1)	Q_5	$\sigma^2 + k\sigma^2_b + v\sigma^2_r$
Blocos/rep./local (não-ajust.)	sr(k - 1)	Q_4	$\sigma^2 + \sigma^2_{ga} + \sigma^2_g + k\sigma^2_b$
Tratamentos (ajust.)	v - 1	Q_3	$\sigma^2 + (\frac{k}{k+1})r\sigma^2_{ga} + (\frac{k}{k+1})rs\sigma^2_g$
Trat. x local	(s - 1)(v - 1)	Q_2	$\sigma^2 + (\frac{k}{k+1})r\sigma^2_{ga}$
Resíduo	s(k - 1)(rk - k - 1)	Q_1	σ^2

a_p: efeito do local p;
$(r/a)_{j(p)}$: efeito da repetição j dentro do local p;
$(ta)_{ip}$: efeito da interação entre o tratamento i e o local p;
$e_{ij(p)}$: erro aleatório associado a observação $y_{ij(p)}$.

Adotou-se o modelo aleatório e as seguintes pressuposições:

a) $t_i \sim NID(0, \sigma_g^2)$;

b) $a_p \sim NID(0, \sigma_a^2)$;

c) $(r/a)_{j(p)} \sim NID(0, \sigma_r^2)$;

d) $(ta)_{ip} \sim NID(0, \sigma_{ga}^2)$;

e) $e_{i(j)(p)} \sim NID(0, \sigma^2)$; e

f) $t_i, a_p, (r/a)_{j(p)}, (ta)_{ip}$ e $e_{ij(p)}$ são independentes.

As expressões das esperanças matemáticas dos quadrados médios, para o caso da análise conjunta do látice como blocos casualizados completos, considerando o modelo aleatório, estão apresentadas na Tabela 2.

A estatística utilizada para testar a hipótese $H_0^{(4)}: \sigma_g^2 = 0$ *vs.* $H_a^{(4)}: \sigma_g^2 > 0$ é:
$F = Q_3/Q_2$, que sob $H_0^{(4)}$ tem distribuição F com (v-1) e (v-1)(s-1) graus de liberdade.

A estatística utilizada para testar a hipótese $H_0^{(5)}: \sigma_{ga}^2 = 0$ *vs.* $H_a^{(5)}: \sigma_{ga}^2 > 0$ é:
$F = Q_2/Q_1$, que sob $H_0^{(5)}$ tem distribuição F com (v-1)(s-1) e s(v-1)(r-1) graus de liberdade.

A estatística utilizada para testar a hipótese $H_0^{(6)}: \sigma_a^2 = 0$ *vs.* $H_a^{(6)}: \sigma_a^2 > 0$ é:
$F = (Q_5 + Q_1) / (Q_4 + Q_2)$, que, sob $H_0^{(6)}$, tem, aproximadamente, distribuição F com v_1 e v_2 graus de liberdade para o numerador e denominador, respectivamente, sendo

$$v_1 = \frac{[Q_5 + Q_1]^2}{\frac{[Q_5]^2}{s-1} + \frac{[Q_1]^2}{s(v-1)(r-1)}} \quad \text{e}$$

$$v_2 = \frac{[Q_4 + Q_2]^2}{\frac{[Q_4]^2}{s(r-1)} + \frac{[Q_2]^2}{(v-1)(s-1)}}.$$

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

$$\hat{\sigma}^2 = Q_1;\ \hat{\sigma}_g^2 = \frac{Q_3 - Q_2}{sr};\ \text{e}\ \hat{\sigma}_{ga}^2 = \frac{Q_2 - Q_1}{r}.$$

O estimador para o componente de variância fenotípica, em nível de médias de tratamentos é dado por:

$$\hat{\sigma}_f^2 = \frac{\sum_i (\hat{\mu}_i - \hat{m})^2}{v-1} = \frac{Q_3}{sr}$$

com $\hat{\mu}_i$ = média do tratamento i, e $\hat{m} = \sum_i \hat{\mu}_i / v$.

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

Para realização desta análise, utilizou-se o mesmo modelo e pressuposições adotadas na análise intrablocos do látice com tratamentos ajustados e blocos dentro de repetições não-ajustados, diferindo desta apenas na decomposição ortogonal da soma de quadrados de parâmetros.

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

Fonte de variação	GL	QM	E (QM)
Local	s - 1	Q_5	$\sigma^2 + r\sigma_{ga}^2 + v\sigma_r^2 + rv\sigma_a^2$
Rep./local	s(r - 1)	Q_4	$\sigma^2 + v\sigma_r^2$
Tratamentos	v - 1	Q_3	$\sigma^2 + r\sigma_{ga}^2 + sr\sigma_g^2$
Trat. x local	(v - 1)(s - 1)	Q_2	$\sigma^2 + r\sigma_{ga}^2$
Resíduo	s(v - 1)(r - 1)	Q_1	σ^2

Para se obter a análise de variância conjunta intrablocos do látice com tratamentos não-ajustados e blocos dentro de repetições ajustados, foi utilizada a seguinte decomposição ortogonal da soma de quadrados de parâmetros, devida ao ajuste do modelo completo, denotada por $R(\mu,\tau,\alpha,\beta,\gamma,\tau\gamma)$ proposta pelo mesmo autor:
$R(\mu,\tau,\alpha,\beta,\gamma,\tau\gamma) = R(\mu) + R(\gamma/\mu) + R(\alpha/\mu,\gamma) + R(\beta/\mu,\tau,\gamma,\alpha) + R(\tau/\mu,\gamma,\alpha) + R(\tau\gamma/\mu,\tau,\gamma,\alpha,\beta)$.

As expressões das esperanças matemáticas dos quadrados médios foram obtidas por Viana (1993), e estão apresentadas na Tabela 3.

A estatística utilizada para se testar a hipótese $H_0^{(7)}: \sigma^2_{ga} = 0$ *vs.* $H_a^{(7)}: \sigma^2_{ga} > 0$ é:

$F = Q_2/Q_1$, que, sob $H_0^{(7)}$, tem distribuição F com (s-1)(v-1) e s(k-1)(rk-k-1) graus de liberdade.

A estatística utilizada para o teste da hipótese $H_0^{(8)}: \sigma^2_a > 0$ *vs.* $H_a^{(8)}: \sigma^2_a > 0$ é:

$F = (Q_6 + (\frac{k+1}{k})Q_1)/(Q_5 + (\frac{k+1}{k})Q_2)$, que sob $H_0^{(8)}$, tem, aproximadamente, distribuição F com v_1 e v_2 graus de liberdade, com

$$v_1 = \frac{\left[Q_6 + (\frac{k+1}{k})Q_1\right]^2}{\frac{[Q_6]^2}{s-1} + \frac{\left[(\frac{k+1}{k})Q_1\right]^2}{s(k-1)(rk-k-1)}} \text{ e}$$

$$v_2 = \frac{\left[Q_5 + (\frac{k+1}{k})Q_2\right]^2}{\frac{[Q_5]^2}{s(r-1)} + \frac{\left[(\frac{k+1}{k})Q_2\right]^2}{(s-1)(v-1)}}.$$

O teste F, relativo ao 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

$$\hat{\sigma}^2 = Q_1;\ \hat{\sigma}^2_{ga} = (\tfrac{k+1}{k})\left(\frac{Q_2 - Q_1}{r}\right);$$

$$\hat{\sigma}^2_b = (\tfrac{rs}{k(rs-1)})\left(Q_4 - Q_1 - (\tfrac{s-1}{s})\hat{\sigma}^2_{ga}\right); \text{ e}$$

$$\hat{\sigma}^2_g = (\tfrac{1}{rs})\left[Q_3 - Q_1 - r\hat{\sigma}^2_{ga} - (\tfrac{k}{k+1})\hat{\sigma}^2_b\right].$$

O estimador para o componente de variância fenotípica, em nível de médias de tratamentos, é dado por (Viana, 1993):

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

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 média dos resíduos (variância efetiva média) das análises individuais, desta mesma análise do látice com recuperação da informação interblocos - quarta análise

Para a realização desta análise de variância conjunta, primeiramente foram realizadas as análises para cada um dos s locais e em seguida montou-se a Tabela 4 contendo o esquema da análise de variância conjunta.

TABELA 3. Esquema da análise de variância conjunta 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	QM	E(QM)
Local	s - 1	Q_6	$\sigma^2 + r\sigma^2_{ga} + v\sigma^2_r + k\sigma^2_b + rv\sigma^2_a$
Rep./local	s(r - 1)	Q_5	$\sigma^2 + k\sigma^2_b + v\sigma^2_r$
Blocos/rep./local (ajust.)	sr(k - 1)	Q_4	$\sigma^2 + (\frac{s-1}{s})\sigma^2_{ga} + (\frac{rs-1}{rs})k\sigma^2_b$
Tratamentos (não-ajust.)	v - 1	Q_3	$\sigma^2 + r\sigma^2_{ga} + (\frac{k}{k+1})\sigma^2_b + rs\sigma^2_g$
Trat. x local	(s - 1)(v - 1)	Q_2	$\sigma^2 + (\frac{k}{k+1})r\sigma^2_{ga}$
Resíduo	s(k - 1)(rk - k - 1)	Q_1	σ^2

A fim de obter as somas de quadrados apresentadas na Tabela 4, foi montada uma tabela de dupla entrada, com as médias ajustadas dos tratamentos em cada local, segundo o esquema apresentado na Tabela 5. Feito isto, as somas de quadrados, apresentadas na Tabela 4, foram obtidas por meio das fórmulas apresentadas a seguir.

$$SQL = r\left[\frac{1}{v}\sum_{p=1}^{s}\hat{m}_{\bullet p}^2 - \frac{\hat{m}_{\bullet\bullet}^2}{vs}\right];$$

$$SQTrat.\ (ajust.)^* = r\left[\frac{1}{s}\sum_{i=1}^{v}\hat{m}_{i\bullet}^2 - \frac{\hat{m}_{\bullet\bullet}^2}{vs}\right];$$

SQT x L = SQT,L - SQTrat. (ajust.)*- SQL, com

$$SQT,L = r\left[\sum_{i=1}^{v}\sum_{p=1}^{s}\hat{m}_{ip}^2 - \frac{\hat{m}_{\bullet\bullet}^2}{vs}\right].$$

O quadrado médio do resíduo desta análise (Q_1) é a média aritmética ponderada dos quadrados médios dos resíduos das análises individuais.

No presente trabalho, no qual os resíduos das análises individuais para cada local p(p = 1, 2, ..., s) têm o mesmo número de graus de liberdade, tem-se que:

$Q_1 = (\sum_{p=1}^{s} Q_p^*) / s$, em que Q_p^* é a variância efetiva média, da análise do látice com recuperação da informação interblocos para o local p, dada por:

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

em que

r: o número de repetições;

k: o número de parcelas em cada bloco;

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

V_r: o quadrado médio do resíduo intrablocos.

Nas análises individuais, onde ocorreu $V_b<V_r$, tomou-se $V_b-V_r = 0$.

TABELA 4. Esquema da análise de variância conjunta 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 média dos resíduos (variância efetiva média), das análises individuais, desta mesma análise do látice.

Fonte de variação	GL	SQ	QM
Rep./locais	s(r - 1)	-	-
Local	s - 1	SQL	Q_4
Tratamentos (ajust.)*	v - 1	SQTrat. (ajust.)*	Q_3
Trat. x local	(v - 1)(s - 1)	SQTrat x local	Q_2
Resíduo médio	s(k - 1)(rk - k - 1)	-	Q_1

TABELA 5. Esquema da tabela de dupla entrada, das médias ajustadas dos tratamentos, em s locais, utilizada na obtenção das somas de quadrados apresentadas na Tabela 4.

Trat.\local	1	2	...	s	Total*
1	$\hat{m}_{11}$	$\hat{m}_{12}$	...	$\hat{m}_{1S}$	$\hat{m}_{1\bullet}$
2	$\hat{m}_{21}$	$\hat{m}_{22}$	...	$\hat{m}_{2S}$	$\hat{m}_{2\bullet}$
...	...	...	...	...	...
v	$\hat{m}_{V1}$	$\hat{m}_{V2}$	...	$\hat{m}_{VS}$	$\hat{m}_{V\bullet}$
Total*	$\hat{m}_{\bullet 1}$	$\hat{m}_{\bullet 2}$	...	$\hat{m}_{\bullet S}$	$\hat{m}_{\bullet\bullet}$

* $\hat{m}_{i\bullet} = \sum_{p=1}^{s}\hat{m}_{ip}$; $\hat{m}_{\bullet p} = \sum_{i=1}^{v}\hat{m}_{ip}$; $\hat{m}_{\bullet\bullet} = \sum_{i=1}^{v}\sum_{p=1}^{s}\hat{m}_{ip}$.

As esperanças matemáticas dos quadrados médios apresentadas na Tabela 6 foram simplesmente acopladas ao esquema da análise, como se fosse o modelo aleatório usual de análise conjunta de experimentos em blocos casualizados completos. Esta é uma alternativa de análise aproximada muito utilizada pelos melhoristas de plantas.

A estatística utilizada para testar a hipótese $H_0^{(9)}: \sigma_g^2 = 0$ *vs.* $H_a^{(9)}: \sigma_g^2 > 0$ é:

$F = Q_3/Q_2$, que sob $H_0^{(9)}$, tem, aproximadamente, distribuição F com (v-1) e (v-1)(s-1) graus de liberdade.

A estatística utilizada para testar a hipótese $H_0^{(10)}: \sigma_{ga}^2 = 0$ *vs.* $H_a^{(10)}: \sigma_{ga}^2 > 0$ é:

$F = Q_2/Q_1$, que sob $H_0^{(10)}$, tem, aproximadamente, distribuição F com (v-1)(s-1) e s(k-1)(rk-k-1) graus de liberdade.

A partir das expressões das esperanças matemáticas dos quadrados médios apresentadas na Tabela 6, obtiveram-se os seguintes estimadores dos componentes de variância:

$$\hat{\sigma}^2 = Q_1;\ \hat{\sigma}_g^2 = (Q_3 - Q_2)/\text{sr};\ \hat{\sigma}_{ga}^2 = (Q_2 - Q_1)/\text{r}.$$

O estimador para o componente de variância fenotípica, em nível de médias dos tratamentos, é dado por:

$$\hat{\sigma}_f^2 = \frac{\hat{\sigma}^2}{\text{sr}} + \frac{\hat{\sigma}_{ga}^2}{\text{s}} + \hat{\sigma}_g^2 = \frac{Q_3}{\text{sr}}.$$

Na análise conjunta, 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:

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

em que

V_r': variância efetiva média da análise do látice com recuperação de informação interblocos; (quadrado médio do resíduo da quarta análise) e

QMR: quadrado médio do resíduo da análise do látice como blocos casualizados completos (quadrado médio do resíduo da segunda análise).

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

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

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Na Tabela 7, estão apresentados os resumos das análises de variância conjunta referentes aos caracteres altura de plantas e produção de grãos, considerando as quatro alternativas de análise em estudo. Pode-se verificar que as eficiências relativas foram 96,96% e 102,06% para os caracteres altura de plantas e produção de grãos, respectivamente.

Na análise conjunta intrablocos do látice, observa-se a seguinte relação entre as somas de quadrados:

TABELA 6. Esquema da análise de variância conjunta, e esperanças matemáticas dos quadrados médios da análise do látice como blocos casualizados completos, utilizando as médias ajustadas dos tratamentos da análise do látice com recuperação da informação interblocos, e tendo com o quadrado médio do resíduo a média dos resíduos (variância efetiva média), das análises individuais, desta mesma análise, considerando o modelo aleatório.

Fonte de variação	GL	QM	E (QM)
Local	s - 1	-	-
Rep./local	s(r - 1)	-	-
Tratamentos (ajust.)*	v - 1	Q_3	$\sigma^2 + r\sigma_{ga}^2 + sr\sigma_g^2$
Trat. x local	(v - 1)(s - 1)	Q_2	$\sigma^2 + r\sigma_{ga}^2$
Resíduo médio	s(k - 1)(rk - k - 1)	Q_1	σ^2

SQ Blocos/Rep./Loc. (ajust.) + SQTrat. (não ajust.) = SQBlocos/Rep./Loc. (não ajust.) + SQtrat. (ajust.)

Observando as estimativas dos componentes de variância apresentadas nas Tabelas 8 e 9, nota-se que as estimativas do componente de variância residual obtidas pelas análises intrablocos são iguais entre si e diferentes da obtida pela análise do látice como blocos casualizados completos, sendo que a relação $\hat{\sigma}^2_{blocos} = \hat{\sigma}^2_{látice} + \frac{k}{k+1}\hat{\sigma}^2_{b3^a\ análise}$ encontrada por Cecon (1992) não se verificou. Esta relação é verdadeira somente para as análises individuais.

Observa-se, ainda, que as estimativas dos componentes de variância devido à interação tratamentos x locais ($\hat{\sigma}^2_{ga}$) obtidas pelas análises intrablocos são iguais.

As estimativas dos componentes de variância devido a efeitos de tratamentos ($\hat{\sigma}^2_{g}$), e devido a efeitos de interação entre tratamentos x locais ($\hat{\sigma}^2_{ga}$), obtida pela análise conjunta do látice como blocos casualizados completos (2ª análise) são diferentes das obtidas pela análise conjunta intrablocos do látice com tratamentos não-ajustados (3ª análise). Estes resultados estão de acordo com aqueles obti-

TABELA 7. Resumo das análises de variância conjunta para as variáveis altura de plantas e produção de grãos, considerando as quatro alternativas de análise em estudo.

Análises	Fonte de variação	GL	Quadrado médio	
			Altura de plantas	Produção de grãos
1ª análise	Local	9	61266,6510**	224,7816**
	Rep./local	10	1262,5690**	1,5532**
	Blocos/rep./loc. (não-ajust)	100	317,1940	1,6546
	Tratamentos (ajust.)	35	1121,8210**	8,2711**
	Trat. x local	315	183,7370	1,6433**
	Resíduo	250	169,1360	0,6134
2ª análise	Local	9	61266,6510 **	224,7816**
	Rep./local	10	1262,5690	1,5532
	Tratamentos	35	1417,0710**	9,6888**
	Trat. x local	315	198,4050	1,2922**
	Resíduo	350	168,7132	0,6540
3ª análise[1]	Local	9	61266,6510**	224,7816**
	Rep./local	10	1262,5690	1,5532
	Blocos/rep./loc. (ajust.)	100	213,8570	1,1584
	Tratamentos (não-ajust.)	35	1417,0710	9,6888
	Trat. x local	315	183,7370	1,6433**
	Resíduo	250	169,1360	0,6134
4ª análise	Local	9	-	-
	Rep./local	10	-	-
	Tratamentos (ajust)*	35	1382,1171**	9,5161**
	Trat. x local	315	199,4839	1,3134**
	Resíduo médio	250	174,0020	0,6408
	Ef (%)		96,96	102,06
	Média		202,83	7,45
	CV Látice intrablocos (%)		6,41	10,51
	CV Blocos (%)		6,40	10,85

[1] Na 3ª análise não se aplicou o teste de significância para tratamentos.
** Significativo a 1% de probabilidade pelo teste F.

dos por Viana (1993) e discordam dos obtidos por Cecon (1992). O fato é que Cecon (1992) utilizou nas suas análises a mesma fórmula para computar a soma de quadrados devida à interação tratamentos x locais, o que não é apropriado.

Observando as estimativas de herdabilidade apresentadas na Tabela 10, verifica-se que elas foram bem semelhantes, e os coeficientes de correlação de Spearman, apresentados na Tabela 11, indicam que os materiais selecionados por qualquer uma das estratégias adotadas seriam praticamente os mesmos.

Silva (1997) apresentou as esperanças matemáticas dos produtos médios para as quatro alternativas de análise aqui apresentadas. Verificou que as rela-

TABELA 8. Estimativas dos componentes de variância para a variável altura considerando as quatro alternativas de análise em estudo.

Componentes de variância[1]	1ª análise	2ª análise	3ª análise	4ª análise
$\hat{\sigma}^2$	169,136	168,7132	169,1360	174,0020
$\hat{\sigma}^2_g$	54,7216	60,9333	61,2660	59,1317
$\hat{\sigma}^2_{ga}$	8,5173	14,8459	8,5173	12,7410
$\hat{\sigma}^2_b$	15,4349	-	6,5010	-
$\hat{\sigma}^2_f$	68,7384	70,8536	70,8536	69,1059

[1] $\hat{\sigma}^2$, $\hat{\sigma}^2_g$, $\hat{\sigma}^2_{ga}$, $\hat{\sigma}^2_b$ e $\hat{\sigma}^2_f$ são as estimativas dos componentes de variância residual, tratamento, interação tratamento x local, blocos dentro de repetição dentro de local e fenotípica, respectivamente.

TABELA 9. Estimativas dos componentes de variância para a variável produção de grãos, considerando as quatro alternativas de análise em estudo.

Componentes de variância[1]	1ª análise	2ª análise	3ª análise	4ª análise
$\hat{\sigma}^2$	0,6134	0,6540	0,6134	0,6408
$\hat{\sigma}^2_g$	0,3866	0,4198	0,3937	0,4101
$\hat{\sigma}^2_{ga}$	0,6008	0,3191	0,6008	0,5299
$\hat{\sigma}^2_b$	0,0182	-	0,0008	-
$\hat{\sigma}^2_f$	0,4553	0,4844	0,4844	0,4951

[1] $\hat{\sigma}^2$, $\hat{\sigma}^2_g$, $\hat{\sigma}^2_{ga}$, $\hat{\sigma}^2_b$ e $\hat{\sigma}^2_f$ são as estimativas dos componentes de variância residual, tratamento, interação tratamento x local, blocos dentro de repetição dentro de local e fenotípica, respectivamente.

TABELA 10. Estimativas das herdabilidades $(\hat{h}^2)$, no sentido amplo, para seleção com base nas médias dos tratamentos, para as variáveis altura de plantas e produção de grãos, obtidas a partir das quatro alternativas de análise em estudo.

Variável	1ª análise	2ª análise	3ª análise	4ª análise
Altura de plantas	0,7941	0,8600	0,8600	0,9142
Produção de grãos	0,8491	0,8666	0,8666	0,8283

TABELA 11. Estimativas do coeficiente de correlação de Spearman entre as unidades de seleção adotadas em cada uma das quatro alternativas de análise de experimento montados em látice.

Variável	Coeficientes de correlação de Spearman[1]		
	1-2	2-3	1-3
Altura de plantas	0,9691	0,9822	0,9875
Produção de grãos	0,9868	0,9984	0,9907

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

ções observadas entre os componentes de variância também são válidas quanto aos componentes de covariância. Apresentou, ainda, um estudo sobre correlações genotípicas, fenotípicas e de ambiente entre carateres.

CONCLUSÕES

1. As estimativas do componente de variância residual obtidas pelas análises intrablocos são iguais entre si, e diferentes da obtida pela análise do látice com blocos casualizados completos, sendo que a relação $\hat{\sigma}^2_{\text{blocos}} = \hat{\sigma}^2_{\text{látice}} + \frac{k}{k+1}\hat{\sigma}^2_{b\ \text{ajustado}}$ só é verdadeira em relação a análises individuais.

2. As estimativas dos componentes de variância, devido a efeitos de tratamentos $(\hat{\sigma}^2_g)$, e devido a efeitos da interação tratamentos x locais $(\hat{\sigma}^2_{ga})$, obtidas pela análise conjunta do látice como blocos casualizados completos são diferentes das obtidas pela análise conjunta intrablocos do látice com tratamentos não-ajustados.

3. As estimativas de herdabilidade, para seleção com base nas médias dos tratamentos, obtidas pelas quatro alternativas de análise são bastante semelhantes entre si, e há uma grande concordância entre as análises, 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.

FALCONER, D.S. **Introdução à genética quantitativa.** Viçosa, MG: Impr. Univ., 1987. 279p.

HALLAUER, A.R.; MIRANDA FILHO, J.B. **Quantitative genetics in maize breeding.** Ames: Iowa State Univ. Press, 1982. 486p.

KEMPTHORNE, O. **The designs and analysis of experiments.** 6.ed. New York: Krieger, 1973. 631p.

MATHER, K.; JINKS, J.L. **Biometrical genetics:** the study of continuous variation. 3.ed. London: Chapman and Hall, 1982. 396p.

MATHER, K.; JINKS, J.L. **Introdução à genética biométrica.** Ribeirão Preto: Sociedade Brasileira de Genética, 1984. 242p.

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

RAMALHO, M.A.P. **Eficiência relativa de alguns processos de seleção intrapopulacional no milho baseados em famílias não endógamas.** Piracicaba: ESALQ, 1977. 121p. Dissertação de Doutorado.

RAMALHO, M.A.P.; SANTOS, J.B. dos; ZIMMERMANN, M.J.O. **Genética quantitativa em plantas autógamas:** aplicações ao melhoramento do feijoeiro. Goiânia: UFG, 1993. 271p.

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

VENCOVSKY, R. Herança quantitativa. In: PATERNIANI, E.; VIEGAS, G. (Eds.). **Melhoramento e produção do milho no Brasil.** Piracicaba: ESALQ/Campinas: Fundação Cargill, 1987. p.122-195.

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).