ALTERNATIVAS DE ANÁLISE DE EXPERIMENTOS EM LÁTICE E APLICAÇÕES NO MELHORAMENTO VEGETAL

PAULO ROBERTO CECON

Tese apresentada à Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", da Universidade de São Paulo, para obtenção do título de Doutor em Agronomia. Área de Concentração: Estatística e Experimentação Agronômica.

P I R A C I C A B A
Estado de São Paulo - Brasil
Abril - 1992

Ficha catalográfica preparada pela Seção de Livros da
Divisão de Biblioteca e Documentação - PCAP/USP

Cecon, Paulo Roberto
C388a Alternativas de análise de experimentos em látice e a-
plicações no melhoramento vegetal. Piracicaba, 1992.
109p.

Tese - ESALQ
Bibliografia.

2 ~~1~~. Análise de variância 1 ~~2~~. Análise de covariância 3.
Estatística experimental 4. Genética quantitativa 5. Mi-
lho - Melhoramento

CDD 519.535

ALTERNATIVAS DE ANÁLISE DE EXPERIMENTOS EM LÁTICE E APLICAÇÕES NO MELHORAMENTO VEGETAL

PAULO ROBERTO CECON

APROVADA EM: 26.06.1992

COMISSÃO JULGADORA:

PROF. DR. DÉCIO BARBIN	ESALQ/USP
PROFª DRª MARIA CRISTINA STOLF NOGUEIRA	ESALQ/USP
PROF. DR. HUMBERTO DE CAMPOS	ESALQ/USP
PROF. DR. ADAIR JOSÉ REGAZZI	UFV
PROF. DR. SÉRGIO DO NASCIMENTO KRONKA	FCAV/UNESP

Barbin

Prof. Dr. Décio Barbin

Orientador

A meus pais, João Batista e Auzilia, in memorian

À Ony, Pedro e Chiara

OFEREÇO

À minha esposa, Neusa e as

nossas filhas: Camila, Roberta e

Paula, pela compreensão e pelo apoio

DEDICO

AGRADECIMENTOS

- A Deus, sempre presente, pela fé, pela coragem e pela saúde.

- Ao Professor Dr. Décio Barbin, pela orientação segura, séria, amiga e honesta, que muito contribuiu para este trabalho.

- À Universidade Federal de Viçosa (UFV) e à Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz" (ESALQ), pela oportunidade de realizar o curso de pós-graduação.

- À CAPES/PICD, pela concessão da bolsa de estudo.

- À minha esposa Neusa e as minhas filhas Camila, Roberta e Paula, pela compreensão e horas dispensadas.

- Aos professores Dr. Humberto de Campos, Dr. Adair José Regazzi e Dr. Roland Vencovsky, pela atenção, sugestões e pelos esclarecimentos prestados.

- Aos professores do Departamento de Matemática da UFV, pela contribuição em minha formação científica e pela amizade.

- Aos professores e funcionários do Departamento de Matemática e Estatística da ESALQ, pelos ensinamentos e pela amizade.

- Ao Professor Alcides Reis Condé e família, pelo apoio constante e pela amizade sincera.

- A Empresa Capixaba de Pesquisa Agropecuária (EMCAPA - ES), pelo fornecimento dos dados experimentais.

- À Ony Vivacqua, Pedro Cola Netto e Chiara Casagrande Cola, pelo amor, incentivo e conhecimntos transmitidos.

- À meus irmãos, que sempre apoiaram e incentivaram.

- Aos colegas de curso, em especial aos pós-graduandos Amauri, Augusto, Cecília, César, Cosme Damião, Creusa, Luiz Eloi (*in memoriam*), Eufrázio, Gener, Gilmar, Guidoni, Iza, João Gil, Joel, Maurício, Rosa, Rosana, Rui, Sônia, Carlos Tadeu e Tiemi, pelo apoio e incentivo.

- A Rejane Alves e Sandra Giovanoni, pelo serviço de digitação.

- Finalmente, a todos que, direta ou indiretamente, contribuíram para a realização e conclusão deste trabalho.

SUMÁRIO

Página

ALTERNATIVAS DE ANÁLISE DE EXPERIMENTOS EM LÁTICE E APLICAÇÕES NO MELHORAMENTO VEGETAL

AUTOR: PAULO ROBERTO CECON
ORIENTADOR: PROF. DR. DÉCIO BARBIN

RESUMO

O presente trabalho teve como objetivo obter os estimadores dos componentes de variância e covariância nos experimentos em látice, e na análise conjunta dos experimentos, bem como as correlações fenotípicas, genotípicas e de ambiente entre caracteres X e Y. Visou-se também a aplicação e avaliação dos tipos alternativos de análise estatística a saber:

a) análise do látice com tratamentos não ajustados e erro intrabloco (primeira análise);
b) análise do experimento em látice, como blocos casualizados, usando tratamento não ajustado e, como resíduo, o erro experimental de blocos casualizados (segunda análise);
c) análise do experimento em látice, como blocos casualizados, usando-se as médias dos tratamentos ajustados da análise com recuperação da informação interblocos e, como resíduo, o erro efetivo do látice (terceira análise).

A estimativa ($\hat{\sigma}^2_t$) do componente de variância da análise individual e as estimativas ($\hat{\sigma}^2_t$ e $\hat{\sigma}^2_{t\ell}$) dos compo-

nentes da análise conjunta da primeira e da segunda análises são iguais, independente da eficiência do látice. Mas as estimativas ($\hat{\sigma}^2_e$) do componente de variância nas análises individuais e na análise conjunta não são iguais, isto é

$\hat{\sigma}^2_{e_{\text{Bloco}}} = \hat{\sigma}^2_{e_{\text{Látice}}} + \frac{k}{k+1}\hat{\sigma}^2_{\beta}$, onde k é o número de tratamentos, por bloco e $\hat{\sigma}^2_{\beta}$ é a estimativa do componente de variância devido ao efeito de bloco dentro de repetição.

A estimativa ($\hat{\sigma}_t$) de covariância na análise individual e as estimativas ($\hat{\sigma}_t$ e $\hat{\sigma}_{t\ell}$) da covariância entre as variáveis na análise conjunta da primeira e segunda análises são iguais, e a estimativa ($\hat{\sigma}_e$) de covariância nas análises individuais e na análise conjunta não são iguais, isto é $\hat{\sigma}_{e_{\text{Bloco}}} = \hat{\sigma}_{e_{\text{Látice}}} + \frac{k}{k+1}\hat{\sigma}_{\beta}$.

As estimativas dos coeficientes de correlação genotípica (r_G) das análises individuais e análise conjunta são iguais para a primeira e segunda análises.

As estimativas ($\hat{\sigma}^2_t$) do componente obtidas da terceira análise, são ligeiramente maiores ou menores que as estimativas ($\hat{\sigma}^2_t$) da primeira e segunda análises, dependendo da eficiência do látice.

De maneira geral, conclui-se que quando um experimento é montado na estrutura de látices e que o objetivo é estimar parâmetros genéticos, devemos analisar este experimento em látice, independente da eficiência ser alta ou baixa em relação à 1ª e à 2ª análises.

ALTERNATIVES OF ANALYSIS OF EXPERIMENTS IN LATTICE SQUARE AND APPLICATION TO THE VEGETABLE IMPROVEMENT

AUTHOR: PAULO ROBERTO CECON
ADVISER: PROF. DR. DÉCIO BARBIN

SUMMARY

The objective of the present thesis was to obtain the variance and covariance compounds estimators in square lattice experiments, and in joint analysis, as well as the fenotypical, genotypical and ambiental correlations between X and Y characters, and also the applications and valuation of the anternative kinds of statistical analysis, namely:

a) square lattice analysis with non adjusted treatments and residue intrabloc (first analysis);
b) analysis of square lattice experiments, as casualized blocks, using non adjusted treatment and, as residue, the experimental error of casualized blocks (second analysis);
c) analysis of square lattice experiments, as casualized blocks, using the adjusted mean of treatments of the analysis with recovery of interblock information and, as residue, the effective error of the square lattice (third analysis).

The ($\hat{\sigma}_i^2$) estimatives of the variance compounds of individual analysis and the ($\hat{\sigma}_i^2$) and ($\hat{\sigma}_{i\ell}^2$) estimatives of

the joint analysis compounds of the first and second analysis are equals, independent of the square lattice efficiency. But the $(\hat{\sigma}^2_e)$ estimatives of the variance compounds in the individual and in the joint analysis aren't equals, that is $\hat{\sigma}^2_{e\,(Block)} = \hat{\sigma}^2_{e\,(Lattice)} + \frac{k}{k+1}\hat{\sigma}^2_\beta$,
where k is the number of treatment per block, and $\hat{\sigma}^2_\beta$ is the compounds estimative of the variance of the block within replications.

The $(\hat{\sigma}_t)$ estimative of covariance in the individual analysis and the $(\hat{\sigma}_t$ and $\hat{\sigma}_{t\ell})$ estimatives of the covariance among the variables in the joint analysis of the first and second analysis aren't equals, that is

$$\hat{\sigma}_{e\,(Block)} = \hat{\sigma}_{e\,(Lattice)} + \frac{k}{k+1}\hat{\sigma}_\beta.$$

The estimative of the genotypical correlation coefficient (r_G) of the individual and joint analysis are equals for the first and second analysis.

The $(\hat{\sigma}^2_t)$ compounds estimatives, obtained from the third analysis, are little bigger or smaller than the $(\hat{\sigma}^2_t)$ estimatives of the first and second analysis, depending on the square lattice efficiency.

In general form, it was concluded that when an experiment is designed like square lattice and the objective is to estimate genetics parameters, this experiment must be analysed in square lattice, independent of the efficiency to be high or low with relation to the first and second analysis.

1. INTRODUÇÃO

Muitas vezes, o pesquisador tem necessidade de estudar um número elevado de tratamentos e, dada a heterogeneidade ambiental, deve adotar o delineamento em blocos casualizados. No entanto, esse delineamento ameniza o problema da heterogeneidade, mas pode apresentar o inconveniente de, pelo grande número de parcelas, ou pelo tamanho delas, se tornar também heterogêneo. Esta e outras razões levam o pesquisador a optar por outros tipos de delineamentos dentre eles, o reticulado quadrado ("square lattices").

Os experimentos em látice são muito utilizados na experimentação agronômica, principalmente quando se trabalha com um grande número de tratamentos, como é o caso do melhoramento vegetal, especialmente do milho.

É de grande interesse para os melhoristas, principalmente para os geneticistas quantitativos, a apresentação de métodos estatísticos de uso mais simples ou simplificações dos métodos analíticos já existentes, sem perda, da precisão nas estimativas dos componentes de variância e nos testes estatísticos. Tais métodos permitem aos melhoristas realizar maior número de experimentos, concomitantemente com populações maiores, dispondo mais rapidamente dos resultados das análises, o que permite um desenvolvimento contínuo das pesquisas a que se propõem.

Portanto, são imprescindíveis processos de avaliação de análise estatística que visem à triagem de métodos mais simples e eficientes para que os melhoristas possam atingir rapidamente os objetivos a que se propõem.

Na avaliação dos experimentos em látices propomos com três tipos alternativos de análises estatísticas. São eles:

a) análise do látice, com tratamentos não ajustados e erro intrabloco;

b) análise do experimento em látice, como blocos casualizados, usando tratamento não ajustado e, como resíduo, o erro experimental de blocos casualizados;

c) análise do experimento em látice, como blocos casualizados usando-se as médias dos tratamentos ajustados da análise com recuperação da informação interblocos e, como resíduo, o erro efetivo do látice.

Os processos de determinação das esperanças matemáticas de quadrados médios, para as estimativas dos componentes de variâncias e covariâncias, em experimentos em látice, são complexos, principalmente no caso de análise conjunta desses experimentos.

Um aspecto genético de grande valor para o melhoramento de plantas, que deve receber atenção especial dos melhoristas, é a estimativa das correlações entre caracteres.

A associação entre caracteres, quando existe, pode ser benéfica ao melhoramento de uma população, uma vez que sua estimativa dá idéia da mudança que se pode esperar em alguns caracteres, quando se pratica a seleção em determinada característica.

O presente trabalho se propõe a:

a) obter os estimadores dos componentes de variância e covariância nos experimentos em látice;

b) obter os estimadores dos componentes de variância e covariância na análise conjunta dos experimentos;

c) obter as correlações fenotípicas, genotípicas e de ambiente entre caracteres X e Y;

d) Aplicar e avaliar tipos alternativos de análise estatística na estimativa dos componentes de variância.

2. REVISÃO DE LITERATURA

Os experimentos em blocos incompletos são bastante úteis na experimentação, principalmente em experimentos com grande número de tratamentos, ocupando áreas grandes, comprometendo a homogeneidade ambiental. São chamados blocos incompletos porque os tratamentos são arranjados em blocos ou grupos menores do que uma repetição completa. Assim, cada bloco contém apenas alguns dos tratamentos, viabilizando a homogeneidade dentro dele.

Os látices constituem um caso particular de delineamentos em blocos incompletos, onde cada repetição é constituída de um grupo de blocos e cada tratamento aparece uma única vez em cada repetição e cada par de tratamentos aparece no máximo uma vez em cada bloco. COCHRAN & COX (1957) fornecem os arranjos ou esquemas básicos que mostram como se distribuem os tratamentos nos blocos em cada repetição. Estes arranjos são identificados por letras como x, y, z ... etc.

De acordo com esses autores, na instalação de um experimento em látice, a casualização deve ser feita do seguinte modo:

a) casualização dos blocos, separadamente e independentemente em cada repetição;

b) casualização dos tratamentos separadamente e independentemente em cada bloco; e

c) enumerar aleatoriamente os tratamentos.

Os experimentos em látice podem ser classificados sob diferentes critérios, ou seja:

i) Quanto à precisão das comparações:

a) Balanceados: quando cada tratamento ocorre uma vez com qualquer outro tratamento no mesmo bloco. Assim, quaisquer comparações entre tratamentos são igualmente precisas, pois os ajustes das médias de tratamentos para os efeitos de blocos são igualmente eficientes para todos os tratamentos. As dimensões de um látice balanceado são:

número de tratamentos = k^2;

tamanho do bloco = k;

número de repetições ortogonais = $k + 1$.

b) Parcialmente balanceados: Neste caso, apenas alguns tratamentos ocorrem juntos no mesmo bloco, o que dá uma maior precisão nas comparações entre médias de tais tratamentos. Outros pares de tratamentos não ocorrem juntos no mesmo bloco, acarretando menor precisão de suas comparações.

ii) Quanto à repetição dos esquemas básicos:

a) Sem repetição: São os látices balanceados ou parcialmente balanceados onde se utiliza um dos esquemas básicos e uma única vez. Quanto aos tratamentos, se apresentam com:

2 repetições (x, y) - látice simples

3 repetições (x, y, z) - látice triplo

4 repetições (x, y, z, w) - látice quadruplo

k + 1 repetições (x, y, ..., etc) - látice balanceado

b) Com repetição: São os látices balanceados ou parcialmente balanceados onde o esquema básico selecionado é utilizado duas ou mais vezes.

4 repetições (2x + 2y) - látice simples duplicado

6 repetições (2x + 2y + 2z) - látice triplo duplicado

6 repetições (3x + 3y) - látice simples triplicado

2 (k + 1) repetições (2x + 2y + ... etc) - látice balanceado duplicado

Os látices 6 x 6 e 10 x 10 não podem ser balanceados, utilizam-se os látices simples (x, y) ou triplos (x, y, z).

iii) Quanto à dimensão:

a: Látice quadrado: k^2 tratamentos

b: Látice retangular: k(k + 1) tratamentos

c: Látice cúbico: k^3 tratamentos.

ZUBER (1942), estudou a eficiência relativa de delineamentos em blocos incompletos, em experimentos de milho, usando quatro desses delineamentos: O látice quadrado, o látice balanceado, o látice simples e o látice triplo. A média de todos os experimentos, calculados sem recuperação de informação interblocos, mostrou um ganho de 25% de eficiência em favor do delineamento em blocos incompletos sobre o delineamento em blocos casualizados.

Quando aqueles mesmos experimentos foram analisados com recuperação da informação interblocos, foi encontrado um ganho médio de 36% de eficiência em favor dos blocos incompletos.

WELLHAUSEN (1943), estudando a precisão dos delineamentos em blocos incompletos em experimentos varietais no Estado da Virginia, Estados Unidos, mostra que estes, em geral, tendem a ser substancialmente mais precisos do que o delineamento em blocos casualizados.

Para FEDERER (1955), se em um experimento em látice duplo, com 9 tratamentos, a diferença de eficiência relativa a blocos casualizados é pequena (quando muito de 10 a 15%), pode-se usar o erro padrão para blocos casualizados, não sendo necessário o ajuste das médias de tratamentos. Se o ganho em eficiência for maior do que 15 a 20%, deve-se usar a análise em látice e ajustar as médias de tratamentos.

COCHRAN & COX (1960), comparando os delineamentos em blocos incompletos, com blocos completos casualizados, dizem que o ganho de eficiência de um delineamento sobre outro, depende do tipo do material experimental e que a medida que aumenta o número de tratamentos, pode-se esperar um ganho de eficiência, para blocos incompletos.

PEREIRA (1967), trabalhando com 141 experimentos de competição de variedades e híbridos de milho, em látice triplo, látice triplo repetido, látice balanceado, com 16, 25, 36, 49, 64, 81 e 100 tratamentos, conduzidos nas diversas estações experimentais do Estado de Minas Gerais, nos anos de 1950 a 1963, afirma que os látices apresentaram um ganho médio de eficiência de 25,9% em relação aos delineamentos em blocos casualizados, quando se considerou a análise com a recuperação da informação interblocos e 14%, quando se considerou a análise intrablocos. Para os delineamentos com mais de 25 tratamentos o látice apresentou um aumento apreciável de eficiência. Para 25 e 36 tratamentos, não houve aumento na eficiência, quando se aumentou o número de repetições.

MORAES (1987), afirma que na obtenção dos parâmetros genéticos não levou em consideração as argumentações de MIRANDA FILHO (1978), de que seria mais justificável a utilização do látice só quando sua eficiência fosse superior a 110%. Portanto, mesmo no caso de baixa eficiência optou-se pelo látice para a determinação das estimativas de variância usadas na obtenção dos parâmetros genéticos.

Segundo RUSCHEL (1968) no estudo de interação genótipos x localidades na região centro-sul em milho (*Zea* *mays* L.), o látice mostrou eficiência sobre os blocos ao acaso. O modelo matemático adotado para o cálculo das estimativas da variância dos tratamentos e das interações foi

$$y_{ijk} = m + t_i + \ell_j + (t\ell)_{ij} + r_{kj} + e_{ijk} \quad ,$$

onde, y_{ijk} corresponde ao valor observado numa determinada parcela do tratamento i, na localidade j e na repetição k, m é a média geral; t_i mede o efeito do tratamento i; ℓ_j mede o efeito do local j; r_{kj} mede o efeito da repetição k dentro do local j; $(t\ell)_{ij}$ mede o efeito da interação entre o tratamento i e a localidade j; sendo e_{ijk} o erro residual, admitindo-se que os efeitos do tratamento, da interação tratamentos x localidades e o erro residual são variáveis aleatórias independentes.

EBERHART (1970) relatou que os processos de determinação das esperanças matemáticas de quadrados médios, para as estimativas dos componentes de variância, em experimentos em látice são complexos, principalmente no caso de análise conjunta de vários deles, como geralmente ocorre na prática.

Os autores EBERHART (1970) e SUWANTARADON (1974) apresentaram, em seus trabalhos, látices analisados como blocos casualizados, usando médias de tratamentos ajustados da análise com recuperação da informação interblocos e como resíduo, o erro efetivo do látice, procurando eliminar, ao máximo, com esse procedimento, a variação devida ao meio ambiente. Eles obtiveram, nesses tipos de análises, precisão satisfatória nos testes estatísticos e nas estimativas dos componentes de variância.

PATERNIANI (1968), com dados obtidos da análise de famílias de "meios-irmãos" de milho, afirmou que as estimativas dos componentes de variância obtidas a partir da análise do látice como blocos casualizados, usando-se os tratamentos não ajustados e, como resíduo, o erro experimental de blocos casualizados foram semelhantes àquelas obtidas pela análise do látice.

VIANNA (1977), com dados obtidos da análise de progênies de "meios-irmãos" de milho, concluiu que em três tipos alternativos de análise estatística dos experimentos em látices, os resultados foram semelhantes com relação às estimativas obtidas para os componentes de variância. Assim, as estimativas do componente de variância genética devido ao efeito de tratamentos, $\sigma^2_{t(1)}$ obtidas da análise usual da variância do látice simples 8x8, foram essencialmente semelhantes, para cada um dos sete caracteres estudados em ambos experimentos, às estimativas correspondentes desse mesmo componente, $\sigma^2_{t(2)}$ obtidas da análise da variância do látice como blocos casualizados, usando-se os tratamentos não ajustados e, como resíduo, o erro experimental de blocos casualizados. As estimativas do componente de variância genética devido ao efeito de tratamentos, $\sigma^2_{t(3)}$ obtidas da análise da variância do látice como blocos casualizados, usando-se as médias dos tratamentos ajustados e, como resíduo, o erro efetivo do látice, foram ligeiramente maiores para alguns caracteres (altura da planta, altura da espiga e número de dias até o florescimento) e ligeiramente menores para outros (peso de 50 grãos e porcentagem de umidade dos grãos), em ambos os experimentos, dependendo da eficiência do látice. Em razão da semelhança entre as três estimativas do componente de variância genética devido ao efeito de tratamentos, $\sigma^2_{t(1)}$, $\sigma^2_{t(2)}$ e $\sigma^2_{t(3)}$, conclui-se que há viabilidade de uso de qualquer uma das três análises estatísticas nas estimativas dos componentes de variância.

COCHRAN & COX (1960), afirmaram que nas análises da variação de dados provenientes de um experimento delineado em reticulado quadrado, quando o quadrado médio para blocos (ajustados) dentro de repetições é menor do que o quadrado médio para o erro intrabloco, analisa-se o experimento pelo processo usual de análise de delineamento em blocos casualizados.

Segundo COCHRAN & COX (1960), a recuperação da informação interblocos não deve ser utilizada se o número de blocos do ensaio for pequeno. Para o caso particular de ensaios reticulados quadrados, os autores afirmam que esta não deve ser utilizada, a menos que o número de blocos seja maior que 10.

Antes do ano de 1939 toda estimativa para comparação de tratamentos nos ensaios em blocos incompletos baseava-se apenas, na informação intrablocos que, como o próprio nome indica, é a informação obtida através de comparações entre os valores observados em parcelas de um mesmo bloco. Foi exatamente neste ano que YATES (1939) mostrou como aproveitar a informação sobre efeito de tratamentos contida nas comparações entre totais de blocos denominado de informação interblocos, com um ensaio reticulado cúbico p x p x p.

Para isso, o autor considerou os efeitos de blocos aleatórios, e, para obter melhores estimativas para diferenças entre tratamentos, considerou uma combinação da informação interblocos com a informação intrablocos. Essas estimativas foram denominadas estimativas combinadas ou estimativas das diferenças entre tratamentos com a recuperação da informação interblocos.

COCHRAN & COX (1960), mencionaram que, se a informação interblocos é recuperada nos experimentos em um reticulado, o teste F para tratamentos em um experimento individual não é exato, porque os pesos relativos dados às estimativas inter e intrablocos estão sujeitos a erros de amostragem. Pela mesma razão, qualquer análise conjunta de experimentos com delineamento reticulado é aproximada.

Segundo YATES & COCHRAN (1938), a análise estatística apropriada para os dados de uma série de experimentos depende do objetivo da pesquisa.

Entretanto, os estágios preliminares das análises tendem a ser os mesmos em todos os casos.

O primeiro passo consiste na análise e interpretação dos dados de cada experimento. Examinam-se, então, se as diferenças entre tratamentos são consistentes em todos experimentos, isto é, se os efeitos dos tratamentos variam da mesma forma em todos os locais.

O segundo passo consiste na estimação e comparação dos efeitos médios de tratamentos sobre o conjunto de experimentos.

Entre os diversos trabalhos sobre a análise conjunta de experimentos encontrados na literatura podem-se citar FEDERER (1956) que tratou da análise de delineamentos aumentados, ou seja, aqueles decorrentes de acréscimos de parcelas nos blocos; COCHRAN & COX (1960), CAMPOS (1984) e PIMENTEL GOMES (1985) que propuseram a análise de um conjunto de experimentos em blocos ao acaso com v tratamentos e r repetições conduzidos em ℓ locais; KEMPTHORNE (1973) que apresenta um método para análise de um grupo de experimentos instalados em diversos locais, onde considera a informação de cada parcela do experimento ao invés do total ou das médias de tratamentos em cada local.

Para a obtenção da análise conjunta de experimentos é pressuposta a homogeneidade dos quadrados médios residuais para todos os experimentos.

Segundo COCHRAN & COX (1960) e KEMPTHORNE (1973) testa-se a homogeneidade das variâncias residuais pelo teste de Bartlett, dentre outros. Porém, segundo BOX (1953), citado por PIMENTEL GOMES (1985), esse teste é muito sensível à falta de normalidade dos dados e deve ser preterido. Entretanto, segundo o mesmo autor, estudos realizados por BOX (1954) indicam que, se em todos os experimentos, os tratamentos tiverem o mesmo número de parcelas, a relação entre o maior e o menor quadrado médio residual for até 3:1 ou 4:1, a análise da variância e os testes complementares podem ser efetuados sem que isso acarrete prejuízos sérios.

GREINER (1986) apresentou um método de análise conjunta de experimentos em blocos incompletos balanceados (BIB) com alguns tratamentos comuns a todos os experimentos, possuindo não necessariamente, os mesmos parâmetros de um experimento para outro e obteve: o sistema de equações normais; os estimadores dos efeitos ajustados de tratamentos, a matriz de dispersão dos efeitos de tratamentos, as somas de quadrados, a variância da estimativa dos contrastes possíveis entre duas médias de tratamentos, além de ter dado um procedimento para a obtenção da soma de quadrados para a interação e para as esperanças matemáticas das somas de quadrados.

No caso de um conjunto de experimentos em látice realizados em ℓ locais, ou em ℓ locais e a anos, COCHRAN & COX (1960) sugeriram tomar as médias (ou totais) ajustados dos tratamentos e o erro efetivo de cada experimento e proceder como na análise conjunta de experimentos em blocos casualizados.

A interação genótipo x ambiente é definida como sendo o comportamento diferencial de genótipos em diferentes ambientes. Isto significa que os efeitos genéticos e ambientais não são independentes, uma vez que as respostas fenotípicas dos genótipos podem diferir com as variações ambientais (SOUZA JÚNIOR & VENCOVSKY, 1989).

A influência que o ambiente exerce sobre o genótipo, de forma a propiciar a ocorrência de interação genótipo x ambiente, é um dos maiores problemas que o melhorista enfrenta na seleção de genótipos mais adaptados, pois a quantidade de variância genética liberada é afetada pelo ambiente específico em que é realizada a seleção e o material melhorado geralmente é distribuído para ambientes diversos.

A ocorrência de interação genótipo x ambiente pode ser detectada estatísticamente, através da análise conjunta de experimentos repetidos em mais de um ambiente e cujos tratamentos sejam constituídos de espécies, cultivares, procedências ou progênies.

A detecção da significância para a interação não esclarece, contudo, as implicações que esta possa ter sobre o melhoramento, de forma que estudos de detalhamento deste componente da variação devem também ser realizados (VENCOVSKY & GERALDI, 1977).

Para EBERHART & RUSSEL (1966), as interações estão normalmente presentes para qualquer material genético com o qual o melhorista possa estar trabalhando, sugerindo, então, que um programa de melhoramento poderia ser orientado para o desenvolvimento de variedades particulares a determinados ambientes, mas entretanto, que isto levaria a grande dispêndio de recursos financeiros e material genético.

Segundo PATERNIANI (1978) nos experimentos em látice, a análise de grupos de experimentos pode ser realizada operando-se com os totais ajustados de tratamentos para cada ambiente.

Assim, a metodologia fica semelhante à de blocos casualizados com a diferença de que na análise conjunta utiliza-se o erro efetivo médio (média ponderada dos erros efetivos de cada experimento).

Segundo GOLDEMBERG (1968), os coeficientes de correlação genotípica fornecem uma medida da associação genotípica entre caracteres e dão indicação dos que podem ser úteis na seleção indireta de outros caracteres econômicos. Também ajudam a identificar caracteres que têm pouca ou nenhuma importância em programas de seleção e fornecem informações básicas para que o melhorista conheça a espécie com que trabalha.

O estudo de correlações entre caracteres é de grande importância no melhoramento de maneira geral, uma vez que o mesmo nem sempre visa caracteres isolados, mas sempre atua em um conjunto de caracteres simultaneamente (VENCOVSKY, 1987).

Segundo FALCONER (1972), uma das importâncias do estudo das correlações entre caracteres é poder quantificar as alterações que ocorrem em outros caracteres, quando a seleção é praticada em um determinado caráter. Estas alterações são denominadas respostas correlacionadas e podem ser obtidas facilmente pelo princípio de regressão.

Segundo esse mesmo autor correlações genéticas são também de grande utilidade nos casos em que a seleção indireta em outro caráter conduz a melhores progressos do que a seleção no próprio caráter de interesse. Isto acontece quando o caráter selecionado indiretamente possui herdabilidade mais baixa que o caráter submetido à seleção e, ao mesmo tempo, os dois caracteres são altamente correlacionadas entre si.

O estudo de correlações entre caracteres de importância agronômica, tem sido efetuado em trabalhos de melhoramento, por servir como base para o melhorista decidir sobre o material que deve ser selecionado ou descartado (VENCOVSKY, 1978).

Desse modo, em um esquema de seleção simultânea, as correlações genéticas, quantificando as inter-relações herdáveis, são de fundamental importância, pois, se dois caracteres forem positivamente correlacionados, eles serão herdados no mesmo sentido (FALCONER, 1972).

3. MATERIAL E MÉTODOS

3.1. Material

Para este estudo, utilizou-se parte dos dados coletados em um grupo de experimentos de avaliação de cultivares de milho efetuados no Espírito Santo no ano agrícola de 1984/85 pela Empresa Capixaba de Pesquisa Agropecuária (EMCAPA). Esses experimentos constituem parte do "Ensaio Regional de Milho".

O conjunto de experimentos constituiu-se de 5 experimentos instalados, cada um em cada local da região do Espírito Santo e incluem os mesmos 36 tratamentos.

Os tratamentos considerados e os locais de instalação dos experimentos são relacionados a seguir:

Tratamentos

1. AG 163
2. AG. 301
3. AG 401
4. AG 403
5. Cargill 111-S
6. Cargill 115
7. Cargill 317
8. Cargill 511
9. G-07 C
10. Contimax 233
11. Contimax 322
12. Contimax 611
13. Dina 10
14. Dina 46
15. Pioneer 3218
16. Pioneer 3216
17. Pioneer 6875
18. Pioneer XCR 31
19. XL-560
20. XL-605
21. XL-670
22. RO 91
23. RO 06
24. RO 15
25. G-01 C
26. G-03 C
27. CMS 05.08
28. Centralmex-ES
29. IAC HMD 7974
30. IAC HMD 8214
31. IAC Pheony x 2120
32. Save 342
33. Save 342-A
34. BR 105
35. BR 300
36. BR 301

Locais

1. Linhares
2. Colatina
3. São Mateus
4. Afonso Claudio
5. Conceição de Castelo

O delineamento adotado foi o reticulado quadrado simples ("Simple Square Lattice") 6x6 com duas repetições. A parcela experimental foi constituída de quatro fileiras de 5 m de comprimento, com espaçamento de 1 m entre fileiras e 40 cm entre covas, com duas plantas por cova após o desbate. As avaliações foram efetuadas nas duas linhas centrais.

As características anotadas foram:

X_1 = número de dias para florescimento

X_4 = número de plantas acamadas/parcela

X_5 = número de plantas quebradas/parcela

X_6 = "stand" final

X_7 = número de espigas total/parcela

X_8 = número de espigas doentes

X_9 = peso de espigas despalhadas em quilos/parcela

X_{10} = peso de grãos em quilos/parcela

X_{11} = Teor de umidade em porcentagem.

3.2. Métodos

Os delineamentos reticulados ou látices se classificam em:

a) Látices quadrados;

b) Látices cúbicos;

c) Látices retangulares;

d) Quadrados látices.

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

Este trabalho trata apenas dos láticos quadrados e em particular o látice com duas repetições ortogonais, que constitui o reticulado duplo (*double lattice*), também chamado simples (*simple lattice*).

3.2.1. Análises individuais

A análise da variância dos láticos envolve particularidades de metodologia que podem variar de acordo com o seu tipo.

Para qualquer delineamento em látice, há três tipos de análise bem distintas; expostos a seguir.

3.2.1.1. Análises do látice simples com tratamentos não ajustados e erro intrabloco

A análise com recuperação da informação interblocos, mais sofisticada, conduz a resultados apenas aproximados, mas é muitas vezes, a mais eficiente. Nessa análise, as esperanças matemáticas dos quadrados médios, para determinação dos componentes de variância, foram obtidas de acordo com FEDERER (1955).

Usaram-se, para esta análise, as equações propostas por este autor, que correspondem a observação do ij-ésimo tratamento na g-ésima repetição.

$$X_{1ij} = \mu + \rho_1 + \beta_{1i} + \tau_{ij} + e_{1ij}$$

$$X_{2ij} = \mu + \rho_2 + \beta_{2j} + \tau_{ij} + e_{2ij}$$

onde:

μ = é uma constante;

β_{1i} = efeito do bloco incompleto no arranjo X;

β_{2j} = efeito do bloco incompleto no arranjo **y**;

ρ_g = efeito da g-ésima repetição

$$g = 1, 2$$

τ_{ij} = efeito do tratamento da ij-ésima posição da estrutura matricial do látice

$$i, j = 1, 2, \dots k$$

e_{gij}: erro experimental;

$\rho_g \sim NID(0, \sigma^2_\rho)$;

$\beta_{gij} \sim NID(0, \sigma^2_\beta)$;

$\tau_{ij} \sim NID(0, \sigma^2_\tau)$;

$e_{gij} \sim NID(0, \sigma^2_e)$;

NID = Normal e independentemente distribuído;

σ^2_ρ = componente de variância devido ao efeito de repetição;

σ^2_β = componente de variância devido ao efeito de bloco, dentro de repetição;

σ^2_τ = componente de variância devido ao efeito de tratamento (obtido da análise usual de látice);

σ^2_e = componente de variância devido ao erro experimental.

Assim sendo, demonstra-se que:

$$E\left[S.Q.T.\ (\text{não ajustada})\right] = E\left[\frac{1}{2}\sum_i\sum_j X^2_{.ij} - \frac{X^2_{...}}{2k^2}\right] =$$

$$= \frac{1}{2}\sum_i\sum_j E\left[(2\mu + \sum_g \rho_g + \beta_{1i} + \beta_{2j} + 2\tau_{ij} + \varepsilon_{1ij} + \varepsilon_{2ij})^2\right] -$$

$$- \left[\frac{1}{2k^2}(2k^2\mu + k^2\sum\rho_g + k\sum\beta_{1i} + k\sum\beta_{2j} + \right.$$

$$\left. + 2\sum\sum\tau_{ij} + \sum\sum\sum\varepsilon_{gij})^2\right]$$

$$= 2k^2\mu^2 + k^2\sigma^2_\rho + k^2\sigma^2_\beta + 2k^2\sigma^2_\tau + k^2\sigma^2_e - 2k^2\mu^2 - k^2\sigma^2_\rho -$$

$$- k\sigma^2_\beta - 2\sigma^2_\tau - \sigma^2_e$$

$$E\left[S.Q.T.\ (\text{não ajustada})\right] = (k^2-1)\left[\sigma^2_e + \frac{k}{k+1}\sigma^2_\beta + 2\sigma^2_\tau\right]$$

Analogamente, obtém-se:

$$E\left[S.Q.\text{Repetição}\right] = E\left[\frac{1}{k^2}\sum_g X^2_{g..} - \frac{X^2_{...}}{2k^2}\right] =$$

$$= 2k^2(\mu^2 + \sigma^2_\rho) + 2k\sigma^2_\beta + 2\sigma^2_\tau + 2\sigma^2_e - E[X^2_{...}/2k^2]$$

$$= \sigma^2_e + k\sigma^2_\beta + k^2\sigma^2_\rho$$

$E[S.Q.\text{Blocos d. Repetição (ajustado)}] =$

$$= E\left[\sum_i \frac{(X_{2i.} - X_{1i.})^2}{2k} + \sum_j \frac{(X_{1.j} - X_{2.j})^2}{2k} - 2\frac{(X_{1..} - X_{2..})^2}{2k^2}\right] =$$

$$= 2(k-1)\left[\sigma^2_e + \frac{k\,\sigma^2_\beta}{2}\right]$$

$$E[S.Q.\ Total] = E\left[\sum\sum\sum X^2_{gij} - \frac{X^2_{...}}{2k^2}\right] =$$

$$= (2k^2-1)\sigma^2_e + (2k^2-k)\sigma^2_\beta + 2(k^2-1)\sigma^2_\tau + k^2\sigma^2_\rho ,$$

associado a $2k^2-1$ graus de liberdade.

A soma de quadrado do resíduo intrabloco é obtida por subtração e obtêm-se E[S.Q. Resíduo Intrabloco] = $(k - 1)(rk - k - 1)\ \sigma^2_e$.

A Tabela 1 mostra, em esquema, como seria a análise da variância baseada nesse modelo.

Tabela 1 – Esquema da análise da variância com tratamentos não ajustados e erro intrabloco, e esperanças dos quadrados médios, para um delineamento de látice simples ($r = 2$).

F.V.	G.L.	Q.M.	E(Q.M.)
Repetição	$r-1$	Q_4	$\sigma^2_e + k\sigma^2_\beta + k^2\sigma^2_\rho$
Blocos d. das Repetições (ajust.)	$r(k-1)$	Q_3	$\sigma^2_e + \frac{k}{2}\sigma^2_\beta$
Tratamentos (ñ aj.)	k^2-1	Q_2	$\sigma^2_e + \frac{k}{k+1}\sigma^2_\beta + 2\sigma^2_\tau$
Resíduo Intrabloco	$(k-1)(rk-k-1)$	Q_1	σ^2_e
TOTAL	rk^2-1		

F.V. = fontes de variação;

G.L. = graus de liberdade;

Q.M. = quadrados médios;

E(Q.M.) = esperanças dos quadrados médios.

As estimativas dos componentes de variância podem ser obtidas conforme se segue:

$$\hat{\sigma}^2_e = Q_1$$

$$\hat{\sigma}^2_\beta = \frac{2(Q_3 - Q_1)}{k}$$

$$\hat{\sigma}^2_\rho = \frac{Q_4 - 2Q_3 + Q_1}{k^2}$$

$$\hat{\sigma}^2_\tau = \frac{Q_2 - Q_1}{2} - \frac{Q_3 - Q_1}{k + 1}$$

3.2.1.2. Análise do látice simples como blocos casualizados

SNEDECOR (1946) aplicou aos látices simples, a estrutura de análise de blocos casualizados. A análise como blocos casualizados se faz considerando que cada uma das repetições é um bloco completo. Os cálculos são feitos pelas fórmulas conhecidas para esse tipo de delineamento, [CAMPOS (1984)]. Esta análise não leva em conta a provável heterogeneidade presente em cada bloco e, pois, fornece, em geral, um Q.M.Resíduo superior, principalmente no caso de experimentos florestais, em que as parcelas e os blocos são necessariamente bem maiores do que nos ensaios com culturas anuais (milho e sorgo, por exemplo).

Para essa análise, as esperanças matemáticas dos quadrados médios foram obtidas de acordo com indicações de FEDERER & SPRAGUE (1947) e PATERNIANI (1968).

O modelo estatístico, neste tipo de análise é:

$$y_{ij} = \mu + t_i + r_j + e_{ij}$$

onde:

y_{ij} = observação do tratamento i na repetição j;

μ = é uma constante;

t_i = efeito do tratamento i, i = 1, 2, ... k^2;

r_j = efeito da repetição j, j = 1, 2, ... r;

e_{ij} = erro experimental;

$t_i \sim NID\ (0,\ \sigma^2_t)$;

$r_j \sim NID\ (0,\ \sigma^2_r)$;

$e_{ij} \sim NID\ (0,\ \sigma^2_e)$;

σ^2_t = componente de variância devido ao efeito de tratamentos (obtidos da análise de blocos ao acaso, sem ajuste dos tratamentos);

σ^2_r = componente de variância devido a repetição;

σ^2_e = componente de variância devido ao erro experimental.

A Tabela 2 mostra, em esquema, como seria a análise da variância baseada nesse modelo.

Tabela 2 - Esquema da análise da variância e esperanças dos quadrados médios, para um delineamento em blocos casualizados (r = 2).

F.V.	G.L.	Q.M.	E(Q.M.)
Repetição	$r-1$	Q_3	$\sigma_e^2 + k^2\ \sigma_r^2$
Tratamentos (não ajustado)	k^2-1	Q_2	$\sigma_e^2 + r\ \sigma_t^2$
Erro	$(r-1)(k^2-1)$	Q_1	σ_e^2
TOTAL	rk^2-1		

As estimativas dos componentes de variância são obtidas nesta análise, do seguinte modo:

$$\hat{\sigma}_e^2 = Q_1$$

$$\hat{\sigma}_t^2 = (Q_2 - Q_1)/r$$

$$\hat{\sigma}_r^2 = (Q_3 - Q_1)/k^2$$

3.2.1.3. Análise do látice simples, como blocos casualizados usando-se as médias dos tratamentos ajustados da análise com recuperação da informação interblocos e, como resíduo, o erro efetivo do látice

Nessa análise, as esperanças matemáticas dos quadrados médios foram obtidas de acordo com as indicações de SUWANTARADON (1974) e EBERHART (1970), como é mostrado esquematicamente na Tabela 3.

Neste caso, usou-se, também, o modelo estatístico para blocos casualizados. Obtiveram-se, desse modo, as estimativas dos componentes σ_t^2 e σ_e^2, onde:

σ_t^2 = componente de variância devido ao efeito de tratamentos (obtido da análise de blocos ao acaso, usando-se as médias dos tratamentos ajustados da análise com recuperação da informação interblocos e, como resíduo, o erro efetivo do látice);

σ_e^2 = componente de variância devido ao erro experimental (erro efetivo do látice);

A Tabela 3 mostra, em esquema, como seria a análise da variância baseada nesse modelo.

Tabela 3 - Esquema de análise de variância e esperanças dos quadrados médios, de um látice simples, estruturada nos moldes da análise de blocos casualizados, utilizando-se as médias dos tratamentos ajustados da análise com recuperação da informação interblocos, e o erro efetivo do látice (r = 2).

F.V.	G.L.	Q.M.	E(Q.M.)
Repetição	$r-1$		
Tratamentos (ajustado)	k^2-1	Q_2	$\sigma_e^2 + r\ \sigma_t^2$
Erro efetivo	$(k-1)(rk-k-1)$	Q_1^*	σ_e^2

* Q_1 = quadrado médio do erro efetivo, calculado pelo método de COCHRAN & COX (1957).

$$Q_1^* = Q_1\left[1 + \frac{rkm}{(k + 1)}\right]$$

onde:

k = número de tratamentos por bloco;

m = fator de correção do látice;

$m = \frac{(Q_3 - Q_1)}{k(r-1)\ Q_3}$; se $Q_3 \leq Q_1$, toma-se $m=0$;

Q_3 = quadrado médio de bloco dentro de repetição (ajustado) da Tabela 1;

Q_1 = quadrado médio do resíduo intrabloco da Tabela 1;

r = número de repetições.

A eficiência do delineamento reticulado quadrado segundo COCHRAN & COX (1960), é dada por

$$\text{Eficiência} = \frac{Q_1}{Q_1^*}$$

onde:

Q_1 = quadrado médio do resíduo do delineamento em blocos casualizados (Tabela 2);

Q_1^* = quadrado médio do erro efetivo (Tabela 3).

Os componentes de variância, nesta análise, são estimados como os da segunda análise (análise da variância do látice como blocos casualizados).

3.2.2. Análises conjuntas

3.2.2.1. Análise conjunta de experimentos em látice simples com tratamentos não ajustados e erro intrabloco

Nessa análise, as esperanças matemáticas dos quadrados médios, para determinação dos componentes de variância foram obtidas das equações, que correspondem a observação do ij-ésimo tratamento na g-ésima repetição do h-ésimo local.

$$X_{1hij} = \mu + L_h + \rho_{1(h)} + \beta_{1i(h)} + T_{ij} + (LT)_{hij} + e_{1hij}$$

$$X_{2hij} = \mu + L_h + \rho_{2(h)} + \beta_{2j(h)} + T_{ij} + (LT)_{hij} + e_{2hij}$$

onde:

μ é uma constante;

L_h = efeito do local

$$h = 1, 2, \ldots, \ell$$

$\beta_{1i(h)}$ = efeito do bloco incompleto no arranjo X dentro do local h;

$\beta_{2j(h)}$ = efeito do bloco incompleto no arranjo y dentro do local h;

$\rho_{1(h)}$ = efeito da repetição 1, dentro do local h;

$\rho_{2(h)}$ = efeito da repetição 2, dentro do local h;

T_{ij} = efeito do tratamento ij

$$i, j = 1, 2, \ldots k$$

$(LT)_{hij}$ = efeito da interação do local h com o tratamento i, j;

e_{ghij} = erro experimental

$$g = 1,\ 2$$

$\rho_{g(h)} \sim NID\ (0,\ \sigma^2_{\rho})$

$L_h \sim NID\ (0,\ \sigma^2_{L})$

$\beta_{gij(h)} \sim NID\ (0,\ \sigma^2_{\beta})$

$T_{ij} \sim NID\ (0,\ \sigma^2_{T})$

$(TL)_{hij} \sim NID\ (0,\ \sigma^2_{TL})$

$e_{ghij} \sim NID\ (0,\ \sigma^2_{e})$

σ^2_{ρ} = componente de variância devido ao efeito de repetição, dentro de local;

σ^2_{L} = componente de variância devido ao efeito de local;

σ^2_{β} = componente de variância devido ao efeito de bloco, dentro de repetição, dentro de local;

σ^2_{T} = componente de variância devido ao efeito de tratamento (obtido da análise do látice com tratamentos não ajustados e erro intrabloco);

σ^2_{TL} = componente de variância devido ao efeito da interação tratamento x local;

σ^2_{e} = componente de variância devido ao erro experimental.

Assim sendo,

$$E[S.Q.T.\ (\text{não ajustada})] = E\left[\frac{1}{2\ell} \sum_i \sum_j X^2_{..ij} - \frac{X^2_{....}}{2\ell k^2} \right]$$

$$E\left[\frac{1}{2\ell}\sum_i\sum_j X^2_{..ij}\right] = \frac{1}{2\ell}\sum_i\sum_j E\left[X^2_{..ij}\right] =$$

$$= \frac{1}{2\ell}\sum_i\sum_j E\left[2\ell\mu + \sum_{gh}\rho_{g(h)} + \sum_h \beta_{1i(h)} + \sum_h \beta_{2j(h)} + 2\sum_h L_h + \right.$$

$$\left. + 2\ell\, T_{ij} + 2\sum_h (TL)_{hij} + \sum_h e_{1hij} + \sum_h e_{2hij}\right]^2$$

$$= \frac{1}{2\ell}\sum_i\sum_j E\left[4\ell^2\mu^2 + \left(\sum_{gh}\rho_{g(h)}\right)^2 + \left(\sum_h \beta_{1i(h)}\right)^2 + \left(\sum_h \beta_{2j(h)}\right)^2\right.$$

$$+ 4(\sum_h L_h)^2 + 4\ell^2\, T^2_{ij} + 4\left(\sum_h (TL)_{hij}\right)^2 +$$

$$\left. + \left(\sum_h e_{1hij}\right)^2 + \left(\sum_h e_{2hij}\right)^2 + \text{Duplos Produtos}\right]$$

$$= \frac{1}{2\ell}\sum_i\sum_j [4\ell^2\mu^2 + 2\ell\sigma^2_\rho + 2\ell\sigma^2_\beta + 4\ell\sigma^2_L + 4\ell^2\sigma^2_T + 4\ell\,\sigma^2_{TL} + 2\ell\sigma^2]$$

$$E\left[\frac{1}{2\ell}\sum_i\sum_j X^2_{..ij}\right] = 2\ell k^2\mu^2 + k^2\sigma^2_\rho + k^2\sigma^2_\beta + 2k^2\sigma^2_L + 2\ell k^2\sigma^2_T +$$

$$+ 2k^2\sigma^2_{TL} + k^2\sigma^2) \qquad [1]$$

$$E\left[\frac{1}{2\ell k^2} X^2_{....}\right] = E[\text{Correção} = C]$$

$$E[C] = \frac{1}{2\ell k^2} E[2\ell k^2\mu + 2k^2\sum_h L_h + k^2\sum_{gh}\rho_{g(h)} + k\sum_{ih}\beta_{1i(h)} +$$

$$+ k\sum_{jh}\beta_{2j(h)} + 2\ell\sum_{ij} T_{ij} + 2\sum_{hij}(TL)_{hij} +$$

$$+ \sum_{hij} e_{1hij} + \sum_{hij} e_{2hij}]^2$$

$$E[C] = \frac{1}{2\ell k^2} E\Big[4\ell^2 k^4 \mu^2 + 4k^4(\sum_h L_h)^2 + k^4(\sum_{gh} \rho_{g(h)})^2 +$$

$$+ k^2(\sum_{ih} \beta_{1i(h)})^2 + k^2(\sum_{jh} \beta_{2j(h)})^2 +$$

$$+ 4\ell^2(\sum_{ij} T_{ij})^2 + 4(\sum_{hij} (TL)_{hij})^2 + (\sum_{hij} e_{1hij})^2 +$$

$$+ (\sum_{hij} e_{2hij})^2 + \text{Duplos Produtos}\Big]$$

$$E[C] = 2\ell k^2\mu^2 + 2k^2\sigma^2_L + k^2\sigma^2_\rho + k\sigma^2_\beta + 2\ell\sigma^2_T + 2\sigma^2_{TL} + \sigma^2 \qquad [2]$$

E[S.Q.T. (não ajustada)] = expressão [1] − expressão [2]

$$E[S.Q.T.\ (\text{não ajustada})] = (k^2-1)\left[\sigma^2 + \frac{k}{k+1}\sigma^2_\beta + 2\sigma^2_{TL} + 2\ell\sigma^2_T\right]$$

$$S.Q.\text{Local} = \frac{1}{2k^2}\sum_h X^2_{.h..} - C$$

$$E\left[\frac{1}{2k^2}\sum_h X^2_{.h..}\right] = \frac{1}{2k^2}\sum_h E\Big[2k^2\mu + 2k^2 L_h + k^2\sum_g \rho_{g(h)} +$$

$$+ k\sum_i \beta_{1i_{(h)}} + k\sum_j \beta_{2j(h)} + 2\sum_{ij} T_{ij} +$$

$$+ 2\sum_{ij}(TL)_{hij} + \sum_{ij} e_{1hij} + \sum_{ij} e_{2hij}\Big]^2$$

$$= \frac{1}{2k^2}\sum_h [4k^4\mu^2 + 4k^4\sigma^2_L + 2k^4\sigma^2_\rho + 2k^3\sigma^2_\beta +$$

$$+ 4k^2\sigma^2_T + 4k^2\sigma^2_{TL} + 2k^2\sigma^2]$$

$$E\left[\frac{1}{2k^2}\sum_h X^2_{.h..}\right] = 2\ell k^2\mu^2 + 2\ell k^2\sigma^2_L + \ell k^2\sigma^2_\rho + \ell k\sigma^2_\beta + 2\ell\sigma^2_T +$$

$$+ 2\ell\sigma^2_{TL} + \ell\sigma^2 \qquad [3]$$

$E[S.Q.Local] =$ expressão [3] - expressão [2]

$$= (\ell - 1)\ [\sigma^2 + k^2\sigma^2_\rho + k\sigma^2_\beta + 2\sigma^2_{TL} + 2k^2\sigma^2_L]$$

S.Q.Repetição dentro de Local = S.Q.Rep. d. Local

$E[S.Q.Rep.\ d.\ Local] = E[S.Q.Rep.] - E[S.Q.Local]$

$$S.Q.Rep. = \frac{1}{k^2}\sum_g\sum_h X^2_{gh..} - C$$

$$E\left[\frac{1}{k^2}\sum_g\sum_h X^2_{gh..}\right] = \frac{1}{k^2}\sum_g\sum_h E\Big[k^2\mu + k^2L_h + k^2\rho_{g(h)} +$$

$$+ k\sum_i \beta_{1i(h)} + k\sum_j \beta_{2j(h)} + \sum_{ij} T_{ij} +$$

$$+ \sum_{ij}(TL)_{hij} + \sum_{ij} e_{1hij} + \sum_{ij} e_{2hij}\Big]^2$$

$$= \frac{1}{k^2}\sum_g\sum_h [k^4\mu^2 + k^4\sigma^2_L + k^4\sigma^2_\rho + k^3\sigma^2_\beta + k^2\sigma^2_T + k^2\sigma^2_{TL} + k^2\sigma^2]$$

$$= 2\ell k^2\mu^2 + 2\ell k^2\sigma_L + 2\ell k^2\sigma^2_\rho + 2\ell k\sigma^2_\beta + 2\ell\sigma^2_T + 2\ell\sigma^2_{TL} + 2\ell\sigma^2 \qquad [4]$$

$E[S.Q.Rep.\ d.\ Local] =$ expressão [4] - expressão [3]

$$= \ell[\sigma^2 + k\sigma^2_\beta + k^2\sigma^2_\rho]$$

$$S.Q.T,L = \frac{1}{2} \sum_h \sum_i \sum_j X^2_{.hij} - C$$

$$E\left[\frac{1}{2} \sum_h \sum_i \sum_j X^2_{.hij}\right] = \frac{1}{2} \sum_h \sum_i \sum_j E\Big[2\mu + 2L_h + \sum_g \rho_{g(h)} + \beta_{1i(h)}$$

$$+ \beta_{2i(h)} + 2T_{ij} + 2(TL)_{hij} + e_{1hij} + e_{2hij}\Big]^2$$

$$E\left[\frac{1}{2} \sum_h \sum_i \sum_j X^2_{.hij}\right] = 2\ell k^2\mu^2 + 2\ell k^2\sigma^2_L + \ell k^2\sigma^2_\rho + \ell k^2\sigma^2_\beta +$$

$$+ 2\ell k^2\sigma^2_T + 2\ell k^2\sigma^2_{TL} + \ell k^2\sigma^2 \qquad [5]$$

E[S.Q.T,L] = expressão [5] - expressão [2]

$$E[S.Q.T,L] = \ell k^2\sigma^2 - \sigma^2 + \ell k^2\sigma^2_\rho - k^2\sigma^2_\rho + \ell k^2\sigma^2_\beta - k\sigma^2_\beta +$$

$$+ 2\ell k^2\sigma^2_L - 2k^2\sigma^2_L + 2\ell k^2\sigma^2_{TL} - 2\sigma^2_{TL} +$$

$$+ 2\ell k^2\sigma^2_T - 2\ell\sigma^2_T$$

S.Q.TL = S.Q.T,L - S.Q.L. - S.Q.T.

E[S.Q.TL] = E[S.Q.T,L] - E[S.Q.L.] - E[S.Q.T]

$$E[S.Q.TL] = (\ell-1)(k^2-1)[\sigma^2 + \frac{k}{k+1}\sigma^2_\beta + 2\sigma^2_{TL}]$$

E[S.Q.Blocos d. Repetição d. Local (ajustado)]

$$E\left[\sum_h \sum_i \frac{(X_{2hi.} - X_{1hi.})^2}{2k} + \sum_h \sum_j \frac{(X_{1h.j} - X_{2h.j})^2}{2k} - 2\sum_h \frac{(X_{1h..} - X_{2h..})^2}{2k^2}\right]$$

Vamos obter a

$$E\left[\sum_h \sum_i \frac{(X_{2hi.}-X_{1hi.})^2}{2k}\right]$$

$$E\left[\sum_h \sum_i \frac{(X_{2hi.}-X_{1hi.})^2}{2k}\right] = \frac{1}{2k}\sum_h \sum_i E\left[k\mu + kL_h + k\rho_{2(h)} + \sum_j \beta_{2j(h)} + \right.$$

$$+ \sum_j T_{ij} + \sum_j (TL)_{hij} + \sum_j \;{}_{2hij} - k\mu - kL_h - k\rho_{1(h)} -$$

$$\left. - k\beta_{1i(h)} - \sum_j T_{ij} - \sum_j (TL)_{hij} - \sum_j e_{1hij}\right]^2$$

$$= \ell k^2\sigma^2_\rho + \ell k\sigma^2 + \frac{\ell k}{2}\sigma^2_\beta + \frac{\ell k^2}{2}\sigma^2_\beta \qquad [6]$$

Observe-se que a

$$E\left[\sum_h \sum_j \frac{(X_{1h.j}-X_{2h.j})^2}{2k}\right]$$

dá o mesmo resultado da

$$E\left[\sum_h \sum_i \frac{(X_{2hi.}-X_{1hi.})^2}{2k}\right]$$

Vamos obter a

$$E\left[2 \sum_h \frac{(X_{1h..} - X_{2h..})^2}{2k^2}\right] = \frac{1}{k^2} \sum_h E[X_{1h..} - X_{2h..}]^2 =$$

$$= \frac{1}{k^2} \sum_h E[k^2\mu + k^2L_h + k^2\rho_{1(h)} + k \sum_i \beta_{1i(h)} + \sum_{ij} T_{ij} +$$

$$+ \sum_{ij}(TL)_{hij} + \sum_{ij} e_{1hij} - k^2\mu - k^2L_h - k^2\rho_{2(h)} -$$

$$- k \sum_j \beta_{2j(h)} - \sum_{ij} T_{ij} - \sum_{ij} (TL)_{hij} - \sum_{ij} e_{2hij}]$$

$$= 2\ell k^2\sigma^2_\rho + 2\ell k\sigma^2_\beta + 2\ell\sigma^2 \qquad [7]$$

Portanto,

E[S.Q.Bloco d. Repetição d. Local (ajustado)]

$$= 2 \text{ expressão } [6] - \text{expressão } [7]$$

$$= 2\ell(k-1)\ [\sigma^2 + \frac{k}{2}\sigma^2_\beta]$$

$$E[S.Q.Total] = (2\ell k^2-1)\sigma^2 + (2\ell k^2 - k^2)\sigma^2_\rho + (2\ell k^2-k)\sigma^2_\beta$$

$$+ (2\ell k^2-2k^2)\sigma^2_L + (2\ell k^2 - 2\ell)\sigma^2_T + (2\ell k^2 - 2)\sigma^2_{TL}$$

O esquema da análise da variância conjunta com as esperanças matemáticas dos quadrados médios, é apresentado na Tabela 4. Neste Quadro, GLE_i é o número de graus de liberdade do resíduo intrabloco para o i-ésimo local, σ^2 é o erro médio intrabloco.

Tabela 4 - Esquema da análise da variância conjunta com respectivas esperanças dos quadrados médios do delineamento de látice simples com tratamentos não ajustados e erro intrabloco $(r = 2)$.

F. V.	G. L.	Q. M.	E(Q. M.)
Repetições/ Locais	$\ell(r-1)$	Q_6	$\sigma^2_e + k\sigma^2_\beta + k^2\sigma^2_\rho$
Blocos d. Rep./Locais (ajustado)	$\ell r(k-1)$	Q_5	$\sigma^2_e + \frac{k}{2}\sigma^2_\beta$
Locais (L)	$\ell-1$	Q_4	$\sigma^2_e + k^2\sigma^2_\rho + k\sigma^2_\beta + 2\sigma^2_{TL} + 2k^2\sigma^2_L$
Tratamentos (ñ ajustado)	k^2-1	Q_3	$\sigma^2_e + \frac{k}{k+1}\sigma^2_\beta + 2\sigma^2_{TL} + 2\ell\sigma^2_T$
Int. TxL	$(\ell-1)(k^2-1)$	Q_2	$\sigma^2_e + \frac{k}{k+1}\sigma^2_\beta + 2\sigma^2_{TL}$
Erro Intrablocos	$\sum_i GLE_i$	Q_1	σ^2_e
TOTAL	$r\ell k^2-1$		

Os componentes de variância são estimados do seguinte modo:

$$\hat{\sigma}^2 = Q_1$$

$$\hat{\sigma}^2_T = \frac{Q_3 - Q_2}{2\ell}$$

$$\hat{\sigma}^2_\beta = \frac{2(Q_5 - Q_1)}{k}$$

$$\hat{\sigma}^2_{TL} = \frac{Q_2 - Q_1}{2} - \frac{Q_5 - Q_1}{k+1}$$

$$\hat{\sigma}^2_\rho = \frac{Q_6 - 2Q_5 + Q_1}{k^2}$$

$$\hat{\sigma}^2_L = \frac{Q_4 - Q_2}{2k^2} + \frac{Q_5 - Q_6}{2k^2} + \frac{(k - 1)(Q_5 - Q_1)}{2k^2(k+1)}$$

3.2.2.2. Análise conjunta do látice simples como blocos casualizados

Efetuou-se a análise da variância do látice simples como blocos casualizados, conjuntamente para todos os locais de acordo com o seguinte modelo, segundo YATES & COCHRAN (1938).

$$y_{i\ell j} = \mu + t_i + \ell_\ell + r_{j\ell} + (t\ell)_{i\ell} + e_{i\ell j} \quad ,$$

onde:

$y_{i\ell j}$ é a observação do tratamento i no local ℓ da repetição j;

μ é uma constante;

t_i é o efeito do tratamento i

$(i = 1, 2, \dots k^2)$;

ℓ_ℓ é o efeito do local ℓ

$(\ell = 1, 2, \dots L)$

$r_{j\ell}$ é o efeito da repetição j para o local ℓ

$(j = 1, 2, \dots r)$

$(t\ell)_{i\ell}$ é o efeito da interação do tratamento i com o local ℓ;

$e_{i\ell j}$ é o erro experimental;

$t_i \sim NID\ (0, \sigma^2_t)$

$\ell_\ell \sim NID\ (0, \sigma^2_\ell)$

$r_{j\ell} \sim NID\ (0, \sigma^2_r)$

$(t\ell)_{i\ell} \sim NID\ (0, \sigma^2_{t\ell})$

$e_{i\ell j} \sim NID\ (0, \sigma^2_e)$

σ^2_t = componente de variância devido ao efeito de tratamentos (obtido da análise e blocos ao acaso, sem ajuste dos tratamentos);

σ^2_ℓ = componente de variância devido ao efeito de local;

σ^2_r = componente de variância devido a repetição;

$\sigma^2_{t\ell}$ = componente de variância devido a interação Tratamento x Local;

σ^2_e = componente de variância devido ao erro experimental.

Nessa análise usaram-se os tratamentos não ajustados e, como resíduo, o erro médio experimental de blocos casualizados.

O esquema da análise conjunta envolvendo os ℓ locais, com as respectivas esperanças de quadrados médios, encontra-se na Tabela 5.

Tabela 5 - Esquema da análise da variância conjunta envolvendo ℓ locais com respectivas esperanças dos quadrados médios (r = 2).

F.V.	G.L.	Q.M.	E(Q.M.)
Tratamentos	k^2-1	Q_5	$\sigma^2_e + r\sigma^2_{t\ell} + \ell r\sigma^2_t$
Locais	$\ell-1$	Q_4	$\sigma^2_e+k^2\sigma^2_r+r\sigma^2_{t\ell}+k^2r\sigma^2_\ell$
Trat. x Locais	$(k^2-1)(\ell-1)$	Q_3	$\sigma^2_e+r\sigma^2_{t\ell}$
Rep. dentro Locais	$\ell(r-1)$	Q_2	$\sigma^2_e+k^2\sigma^2_r$
Resíduo	$\ell(k^2-1)(r-1)$	Q_1	σ^2_e
TOTAL	ℓrk^2-1		

As estimativas dos componentes de variância são estimados nesta análise, do seguinte modo:

$$\hat{\sigma}^2_e = Q_1$$

$$\hat{\sigma}^2_r = \frac{Q_2 - Q_1}{k^2}$$

$$\hat{\sigma}^2_{t\ell} = \frac{Q_3 - Q_1}{r}$$

$$\hat{\sigma}^2_{\ell} = \frac{Q_4 - Q_2 - Q_3 + Q_1}{k^2 r}$$

$$\hat{\sigma}^2_t = \frac{Q_5 - Q_3}{\ell r}$$

3.2.2.3. Análise conjunta do látice simples, como blocos casualizados usando-se as médias dos tratamentos ajustados da análise com recuperação da informação interblocos

Nesta análise conjunta de experimentos em látice simples, como blocos casualizados envolvendo ℓ locais, utilizou-se a média ajustada de tratamentos, ajustamento devido a efeitos de blocos, observado a partir das análises individuais, e como resíduo, o erro efetivo médio do látice.

As esperanças matemáticas dos quadrados médios foram obtidas de acordo com o modelo do item 3.2.2.2.

Neste caso, os componentes são:

σ^2_t = componente de variância devido ao efeito de tratamentos (obtido da análise de blocos ao acaso, usando-se as médias dos tratamentos ajustados da análise com recuperação da informação interblocos e, como resíduo, o erro efetivo médio do látice);

σ^2_ℓ = componente de variância devido ao efeito de local;

σ^2_r = componente de variância devido ao efeito de repetição;

$\sigma^2_{t\ell}$ = componente de variância devido ao efeito da interação Tratamento x Local;

σ^2_e = componente de variância devido ao erro experimental (erro efetivo médio do látice).

A Tabela 6 mostra um esquema da análise conjunta da variância.

Tabela 6 - Esquema da análise da variância conjunta envolvendo ℓ locais com respectivas esperanças dos quadrados médios (r = 2).

F.V.	G.L.	Q.M.	E(Q.M.)
Tratamentos (ajust.)	k^2-1	Q_5	$\sigma^2_e + r\sigma^2_{t\ell} + \ell r\sigma^2_t$
Locais	$\ell-1$	Q_4	$\sigma^2_e+k^2\sigma^2_r+r\sigma^2_{t\ell}+rk^2\sigma^2_\ell$
Trat. x Locais	$(k^2-1)(\ell-1)$	Q_3	$\sigma^2_e+r\sigma^2_{t\ell}$
Rep. dentro Locais	$\ell(r-1)$	Q_2	$\sigma^2_e+k^2\sigma^2_r$
Erro efetivo médio	$\sum_i GLE_i$	Q_1	σ^2_e
TOTAL	ℓrk^2-1		

3.2.3. Análise individual e análise conjunta do látice admitindo a média e o efeito do tratamento como fixos

Para os itens que se seguem admite-se que:

$$\sum_i T_{ij} = \sum_j T_{ij} = \sum_{ij} T_{ij} = 0$$

3.2.3.1. Análise do látice com tratamentos não ajustados e erro intrabloco

Nesta análise, as esperanças matemáticas dos quadrados médios são mostradas esquematicamente na Tabela 7.

Tabela 7 - Esquema da análise da variância e esperanças dos quadrados médios para um delineamento de látices simples com tratamentos não ajustados e erro intrabloco (r = 2).

F. V.	G. L.	Q. M.	E(Q. M.)
Repetição	$r-1$	Q_4	$\sigma_e^2 + k\sigma_\beta^2 + k^2\sigma_\rho^2$
Blocos d. das Repetições (ajust.)	$r(k-1)$	Q_3	$\sigma_e^2 + \frac{k}{2}\sigma_\beta^2$
Tratamentos (ñ ajust.)	k^2-1	Q_2	$\sigma_e^2 + \frac{k}{k+1}\sigma_\beta^2 + 2\phi_t$
Resíduo Intrabloco	$(k-1)(rk-k-1)$	Q_1	σ_e^2
TOTAL	rk^2-1		

onde $\phi_t = \dfrac{\sum_{ij} T_{ij}^2}{k^2 - 1}$

Na análise com a recuperação da informação interblocos não há nenhum teste exato de significância, mas se pode fazer um teste aproximado, ou seja:

$$F_{TRAT} = \frac{Q_2}{\frac{(k-1)}{k+1} Q_1 + \frac{2}{k+1} Q_3}$$

com (k^2-1) e M_1 graus de liberdade, respectivamente, onde M_1 é obtido por SATTERTHWAITE (1946).

$$M_1 = \frac{\left(\frac{k-1}{k+1} Q_1 + \frac{2}{k+1} Q_3\right)^2}{\frac{\left(\frac{(k-1)}{k+1} Q_1\right)^2}{(k-1)(rk-k-1)} + \frac{\left(\frac{2}{k+1} Q_3\right)^2}{r(k-1)}}$$

3.2.3.2. Análise do látice simples como blocos casualizados

Nesta análise utilizaram-se os totais de tratamentos não ajustados e como resíduo, o erro experimental de blocos casualizados.

O esquema da análise da variância com as esperanças matemáticas dos quadrados médios são apresentadas na Tabela 8.

Tabela 8 - Esquema da análise da variância e esperanças dos quadrados médios, para um delineamento em blocos completamente casualizados (r = 2).

F. V.	G. L.	Q. M.	E(Q. M.)
Repetição	$r-1$	Q_3	$\sigma_e^2 + k^2\sigma_r^2$
Tratamentos (ñ ajust.)	k^2-1	Q_2	$\sigma_e^2 + r\phi_t$
Erro	$(r-1)(k^2-1)$	Q_1	σ_e^2
TOTAL	rk^2-1		

onde $\phi_t = \dfrac{\sum_i t_i^2}{k^2-1}$

Para testar o efeito de tratamentos usa-se o quadrado médio do erro como denominador

$$F_{TRAT} = \frac{Q_2}{Q_1}$$

com (k^2-1) e $(r-1)(k^2-1)$ graus de liberdade.

3.2.3.3. Análise dolátice simples, como blocos casualizados usando-se as médias dos tratamentos ajustados da análise com recuperação da informação inter-blocos

Nesta análise, as esperanças matemáticas dos quadrados médios são mostradas esquematicamente na Tabela 9.

Tabela 9 - Esquema da análise da variância e esperanças dos quadrados médios, para um delineamento em blocos completamente casualizados, usando-se as médias dos tratamentos ajustados da análise com recuperação da informação interblocos, e o erro efetivo do látice (r = 2).

F.V.	G.L.	Q.M.	E(Q.M.)
Repetição	$r-1$	Q_3	
Tratamentos (ajustado)	k^2-1	Q_2	$\sigma_e^2 + r\phi_t$
Erro efetivo	$(k-1)(rk-k-1)$	Q_1	σ_e^2
TOTAL	rk^2-1		

onde $\phi_t = \dfrac{\sum_i t_i^2}{k^2-1}$

Para testar o efeito de tratamentos usa-se o quadrado médio do erro efetivo, como denominador (Q_1^* da Tabela 3).

$$F_{TRAT} = \frac{Q_2}{Q_1^*}$$

com (k^2-1) e $(k-1)(rk-k-1)$ graus de liberdade.

Para comparar dois tratamentos, utilizamos a estimativa de variância.

$$\hat{V}(\hat{t}_i - \hat{t}_u) = \frac{2}{r} Q_1^*$$

(Q_1^* da Tabela 3).

3.2.3.4. Análise conjunta de experimentos em látice simples com tratamentos não ajustados e erro intrabloco, envolvendo ℓ locais

Nesta análise, às esperanças dos quadrados médios são apresentadas na Tabela 10.

Tabela 10 - Esquema da análise da variância conjunta envolvendo ℓ locais com respectivas esperanças dos quadrados médios do delineamento de látice simples com tratamentos não ajustados e erro intrabloco (r = 2).

F.V.	G.L.	Q.M.	E(Q.M.)
Repetições/ Locais	$\ell(r-1)$	Q_6	$\sigma_e^2 + k\sigma_\beta^2 + k^2\sigma_\rho^2$
Blocos d. Rep./Locais (ajustado)	$r\ell(k-1)$	Q_5	$\sigma_e^2 + k/2\ \sigma_\beta^2$
Locais	$(\ell-1)$	Q_4	$\sigma_e^2 + k^2\sigma_\rho^2 + k\sigma_\beta^2 + 2k^2\sigma_L^2$
Tratamentos (ñ ajustado)	(k^2-1)	Q_3	$\sigma_e^2 + \frac{k}{k+1}\sigma_\beta^2 + 2\sigma_{TL}^2 + 2\ell\ \phi_t$
Int. TxL	$(\ell-1)(k^2-1)$	Q_2	$\sigma_e^2 + \frac{k}{k+1}\sigma_\beta^2 + 2\ \sigma_{TL}^2$
Erro Intrabloco	$\sum_i GLE_i$	Q_1	σ_e^2
TOTAL	$r\ell k^2-1$		

$$\text{onde } \phi_t = \frac{\sum_{ij} T_{ij}^2}{k^2 - 1}$$

Um teste para a interação locais x tratamentos é dado pela estatística

$$F_{TL} = \frac{Q_2 + \frac{1-k}{k+1} Q_1}{\frac{2}{k+1} Q_5}$$

com M_2 e $r\ell(k-1)$ graus de liberdade, respectivamente, onde M_2 é obtido por SATTERTHWAITE (1946).

$$M_2 = \frac{\left[Q_2 + \frac{1-k}{k+1} Q_1\right]^2}{\frac{(Q_2)^2}{(\ell-1)(k^2-1)} + \frac{\left[\left(\frac{1-k}{k+1}\right) Q_1\right]^2}{\sum_i GLE_i}}$$

O efeito de local pode ser testado por

$$F_L = \frac{Q_4 + Q_5}{Q_6 + Q_5}$$

com M_3 e M_4 graus de liberdade obtidos por SATTERTHWAITE (1946).

$$M_3 = \frac{\left[Q_4 + Q_5\right]^2}{\frac{(Q_4)^2}{(\ell-1)} + \frac{(Q_5)^2}{r\ell(k-1)}}$$

e

$$M_4 = \frac{\left[Q_6 + Q_5\right]^2}{\frac{(Q)_6^2}{\ell(r-1)} + \frac{(Q_5)^2}{r\ell\ GLE_1}}$$

Quanto ao efeito de tratamento a estatística adequada é

$$F_{TRAT} = \frac{Q_3}{Q_2}$$

com (k^2-1) e $(\ell-1)(k^2-1)$ graus de liberdade, respectivamente.

3.2.3.5. Análise conjunta do látice simples como blocos casualizados

Nesta análise usaram-se os tratamentos não ajustados e, como resíduo, o erro médio experimental do delineamento de blocos casualizados.

O esquema da análise da variância conjunta envolvendo os ℓ locais, com as respectivas esperanças de quadrados médios, encontra-se na Tabela 11.

Tabela 11 - Esquema da análise da variância conjunta envolvendo ℓ locais com respectivas esperanças dos quadrados médios (r = 2).

F.V.	G.L.	Q.M.	E(Q.M.)
Tratamento (T)	k^2-1	Q_5	$\sigma_e^2 + r\sigma_{TL}^2 + r\ell\,\phi_t$
Locais (L)	$\ell-1$	Q_4	$\sigma_e^2 + k^2\sigma_r^2 + r\sigma_{TL}^2 + rk^2\sigma_L^2$
Int. TxL	$(\ell-1)(k^2-1)$	Q_3	$\sigma_e^2 + r\sigma_{TL}^2$
Repetição dentro Locais	$\ell(r-1)$	Q_2	$\sigma_e^2 + k^2\sigma_r^2$
Resíduo	$\ell(k^2-1)(r-1)$	Q_1	σ_e^2
TOTAL	$r\ell k^2-1$		

onde $\phi_t = \dfrac{\sum_i t_i^2}{k^2-1}$

Um teste para a interação Tratamentos x Locais é dado pela estatística

$$F_{TL} = \frac{Q_3}{Q_1}$$

com $(\ell-1)(k^2-1)$ e $\ell(k^2-1)(r-1)$ graus de liberdade.

O teste para o efeito de tratamentos é dado por:

$$F_{TRAT} = \frac{Q_5}{Q_3},$$

com (k^2-1) e $(\ell-1)(k^2-1)$ graus de liberdade, respectivamente.

Já para o efeito de Locais,

$$F_L = \frac{Q_4 + Q_1}{Q_3 + Q_2}$$

com M_5 e M_6 graus de liberdade por SATTERTHWAITE (1946).

$$M_5 = \frac{\left[Q_4 + Q_1\right]^2}{\dfrac{(Q_4)^2}{\ell-1} + \dfrac{(Q_1)^2}{\ell(k^2-1)(r-1)}}$$

e

$$M_6 = \frac{\left[Q_3 + Q_2\right]^2}{\dfrac{(Q_3)^2}{(\ell-1)(k^2-1)} + \dfrac{(Q_2)^2}{\ell(r-1)}}$$

3.2.3.6. Análise conjunta do látice simples, como blocos casualizados usando-se as médias dos tratamentos ajustados da análise com recuperação da informação interblocos

Esta análise tem a mesma estrutura e as mesmas estatísticas da análise anterior, diferindo apenas pelo fato de que nesta utilizaram-se as médias dos tratamentos ajustados da análise com recuperação da informação interblocos, observado a partir das análises individuais, e como resíduo, o erro efetivo do látice.

O teste F para os efeitos é apenas aproximado. É necessária a utilização de combinações lineares de quadrados médios e a determinação do número correspondente dos graus de liberdade segundo a fórmula aproximada dada por SATTERTHWAITE (1946).

3.3. Obtenção dos Produtos Médios e Estimativas de Correlações entre Caracteres

3.3.1. Obtenção dos produtos médios para cada local

As análises entre caracteres foram efetuadas a partir de análises da variância, mediante a aplicação de método apresentado por KEMPTHORNE (1966), o que compreende, além de análises da variância relativas a cada um dos caracteres envolvidos nas combinações, análises da variância da soma de caracteres dois a dois. Os produtos médios entre caracteres resultam dos quadrados médios das análises da variância realizada. Na Tabela 12 é apresentado o esquema utilizado para a obtenção dos produtos médios.

Tabela 12 - Procedimento para obtenção dos produtos médios, para um delineamento de látice simples, com tratamentos não ajustados e erro intrabloco.

F.V.	PRODUTOS MÉDIOS (P.M.)
	x,y
Repetições	$PMR_{x,y} = \frac{1}{2}(QMR_z - QMR_x - QMR_y)$
Blocos dentro das repetições (ajust.)	$PMB_{x,y} = \frac{1}{2}(QMB_z - QMB_x - QMB_y)$
Tratamentos (ñ ajust.)	$PMT_{x,y} = \frac{1}{2}(QMT_z - QMT_x - QMT_y)$
Resíduo Intrabloco	$PME_{x,y} = \frac{1}{2}(QME_z - QMT_x - QMT_y)$

onde:

x e y referem-se aos caracteres em estudo;

$z = x + y$;

QM_x, QM_y correspondem aos quadrados médios obtidos nas análises da variância para os caracteres x e y respectivamente;

QM_z correspondem aos quadrados médios das análises da soma dos caracteres x e y.

Desse modo, foram obtidos os produtos médios que, segundo MODE & ROBINSON (1959), têm a mesma esperança dos respectivos quadrados médios, bastando para isso, substituir as estimativas dos componentes de variância das esperanças dos quadrados médios pelas respectivas estimativas dos componentes de covariância das esperanças dos produtos médios.

O esquema da análise com as respectivas esperanças dos produtos médios, encontra-se na Tabela 13.

Tabela 13 - Esquema da análise com as respectivas esperanças dos produtos médios, para um delineamento de látices simples com tratamentos não ajustados e erro intrabloco (r = 2).

F.V.	G.L.	P.M.	E(P.M.)
Repetições	r-1	P_4	$\sigma_{e(x,y)}+k\sigma_{\beta(x,y)}+k^2\sigma_{\rho(x,y)}$
Blocos dentro de Repetições (ajust.)	r(k-1)	P_3	$\sigma_{e(x,y)} + \frac{k}{2}\sigma_{\beta(x,y)}$
Tratamentos (ñ ajust.)	k^2-1	P_2	$\sigma_{e(x,y)}+\frac{k}{k+1}\sigma_{\beta(x,y)}+2\sigma_{T(x,y)}$
Resíduo Intrabloco	(k-1)(rk-k-1)	P_1	$\sigma_{e(x,y)}$

onde:

$\sigma_{e(x,y)}$ é a covariância de ambiente entre os caracteres x e y;

$\sigma_{\beta(x,y)}$ é a covariância de bloco, entre os caracteres x e y;

$\sigma_{\rho(x,y)}$ é a covariância de repetição, entre os caracteres x e y;

$\sigma_{T(x,y)}$ é a covariância de tratamento entre os caracteres x e y.

As correlações fenotípicas, genotípicas e de ambiente entre os caracteres são estimadas com o uso das seguintes fórmulas (FALCONER, 1964; KEMPTHORNE, 1966):

$$r_p = \frac{\hat{\sigma}_{p(x,y)}}{\sqrt{\hat{\sigma}^2_{px} \cdot \hat{\sigma}^2_{py}}} \quad ;$$

$$r_G = \frac{\hat{\sigma}_{G(x,y)}}{\sqrt{\hat{\sigma}^2_{Gx} \cdot \hat{\sigma}^2_{Gy}}} \quad ;$$

$$r_e = \frac{\hat{\sigma}_{e(x,y)}}{\sqrt{\hat{\sigma}^2_{ex} \cdot \hat{\sigma}^2_{ey}}} \quad ;$$

onde:

r_p = estimador do coeficiente de correlação fenotípica ao nível de média das parcelas entre os caracteres x e y;

$\hat{\sigma}_{p(x,y)}$ = estimador da covariância fenotípica ao nível de média das parcelas entre os caracteres x e y;

$$\hat{\sigma}_{p(x,y)} = \hat{\sigma}_{T(x,y)} + \frac{\hat{\sigma}_{e(x,y)}}{r};$$

$\hat{\sigma}^2_{px}$ e $\hat{\sigma}^2_{py}$ = estimadores das variâncias fenotípicas ao nível de média das parcelas para os caracteres x e y, respectivamente;

$$\hat{\sigma}^2_{p(x,y)} = \hat{\sigma}^2_{T(x,y)} + \frac{\hat{\sigma}_{e(x,y)}}{r}$$

r_G = estimador do coeficiente de correlação genotípica entre os caracteres x e y;

$\hat{\sigma}_{G(x,y)}$ = estimador da covariância genotípica entre caracteres x e y;

$\hat{\sigma}_{G(x,y)} = \hat{\sigma}_{T(x,y)}$

$\hat{\sigma}^2_{Gx}$ e $\hat{\sigma}^2_{Gy}$ = estimadores das variâncias genotípicas dos caracteres x e y, respectivamente;

$\hat{\sigma}^2_{G(x,y)} = \hat{\sigma}^2_{T(x,y)}$

r_e = estimador do coeficiente de correlação de ambiente entre os caracteres x e y;

$\hat{\sigma}_{e(x,y)}$ = estimador da covariância de ambiente entre os caracteres x e y;

$\hat{\sigma}^2_{ex}$ e $\hat{\sigma}^2_{ey}$ = estimadores das variâncias de ambiente dos caracteres x e y, respectivamente;

3.3.2. Obtenção dos produtos médios das análises conjuntas

As análises conjuntas foram realizadas aplicando-se a metodologia de KEMPTHORNE (1966) relatada anteriormente. Na Tabela 14 é apresentado o processo utilizado para a obtenção dos produtos médios das análises conjuntas.

Tabela 14 - Procedimento para obtenção dos produtos médios das análises conjuntas, para um delineamento de látice simples com tratamentos não ajustados e erro intrabloco.

F.V.	PRODUTOS MÉDIOS (P.M.) x,y
Repetições/Locais	$\frac{1}{2}(QMR_z - QMR_x - QMR_y)$
Blocos d. Rep./Locais (ajustado)	$\frac{1}{2}(QMB_z - QMB_x - QMB_y)$
Locais	$\frac{1}{2}(QML_z - QML_x - QML_y)$
Tratamentos (ñ ajust.)	$\frac{1}{2}(QMT_z - QMT_x - QMT_y)$
Locais x Tratamentos	$\frac{1}{2}(QMLT_z - QMLT_x - QMLT_y)$
Erro Intrabloco	$\frac{1}{2}(QME_z - QME_x - QME_y)$

onde:

x e y referem-se aos caracteres em estudo;

$z = x + y$;

QM_x, QM_y correspondem aos quadrados médios obtidos nas análises da variância conjuntas envolvendo ℓ locais para os caracteres x e y, respectivamente;

QM_z correspondem aos quadrados médios das análises da variância da soma dos caracteres x e y, conjuntas para os ℓ locais.

O esquema da análise conjunta para os ℓ locais e as esperanças dos produtos médios, é apresentado na Tabela 15.

Tabela 15 - Esquema da análise conjunta envolvendo ℓ locais com respectivas esperanças dos produtos médios do delineamento de látice simples com tratamentos não ajustados e erro intrabloco (r = 2).

F.V.	G.L.	P.M.	E(P.M.)
Repetições/ Locais	$\ell(r-1)$	P_6	$\sigma_{(x,y)} + k\sigma_{\beta(x,y)} + k^2\sigma_{\rho(x,y)}$
Blocos dentro de Repeti- ções/Locais (ajustado)	$r\ell(k-1)$	P_5	$\sigma_{(x,y)} + \frac{k}{2}\sigma_{\beta(x,y)}$
Locais	$\ell-1$	P_4	$\sigma_{(x,y)} + k^2\sigma_{\rho(x,y)} + k\sigma_{\beta(x,y)} + 2\sigma_{TL(x,y)} + 2k^2\sigma_{L(x,y)}$
Tratamentos (ñ ajustados)	k^2-1	P_3	$\sigma_{(x,y)} + \frac{k}{k+1}\sigma_{\beta(x,y)} + 2\sigma_{TL(x,y)} + 2\ell\sigma_{T(x,y)}$
Int. TxL	$(\ell-1)(k^2-1)$	P_2	$\sigma_{(x,y)} + \frac{k}{k+1}\sigma_{\beta(x,y)} + 2\sigma_{TL(x,y)}$
Erro Intrabloco	$\sum_i GLE_i$	P_1	$\sigma_{(x,y)}$

onde:

$\sigma_{e(x,y)}$ é a covariância de ambiente entre os caracteres x e y;

$\sigma_{\beta(x,y)}$ é a covariância de bloco entre os caracteres x e y;

$\sigma_{\rho(x,y)}$ é a covariância de repetição entre os caracteres x e y;

$\sigma_{L(x,y)}$ é a covariância de local entre os caracteres x e y;

$\sigma_{T(x,y)}$ é a covariância de tratamento entre os caracteres x e y;

$\sigma_{TL(x,y)}$ é a covariância da interação Tratamentos x Locais entre os caracteres x e y.

Os componentes de covariância, são estimados do mesmo modo que os componentes de variância.

As correlações fenotípicas, genotípicas e de ambiente entre os caracteres na análise conjunta são estimados com o uso das seguintes expressões (FALCONER, 1972; KEMPTHORNE, 1966):

$$r_p = \frac{\hat{\sigma}_{p(x,y)}}{\sqrt{\hat{\sigma}^2_{px} \cdot \hat{\sigma}^2_{py}}} \quad ;$$

$$r_G = \frac{\hat{\sigma}_{G(x,y)}}{\sqrt{\hat{\sigma}^2_{Gx} \cdot \hat{\sigma}^2_{Gy}}} \quad ;$$

$$r_e = \frac{\hat{\sigma}_{e(x,y)}}{\sqrt{\hat{\sigma}^2_{ex} \cdot \hat{\sigma}^2_{ey}}} \quad ;$$

onde:

r_P = coeficiente de correlação fenotípica ao nível de médias das parcelas entre os caracteres x e y;

$\hat{\sigma}_{P(x,y)}$ = estimador da covariância fenotípica ao nível de médias das parcelas entre os caracteres x e y;

$$\hat{\sigma}_{P(x,y)} = \hat{\sigma}_{T(x,y)} + \frac{\hat{\sigma}_{LxT(x,y)}}{\ell} + \frac{\hat{\sigma}_{e(x,y)}}{r\ell};$$

$\hat{\sigma}^2_{Px}$ e $\hat{\sigma}^2_{Py}$ = estimadores das variâncias fenotípicas ao nível de média das parcelas para os caracteres x e y;

$$\hat{\sigma}^2_{P(x,y)} = \hat{\sigma}^2_{T(x,y)} + \frac{\hat{\sigma}^2_{t\ell(x,y)}}{\ell} + \frac{\hat{\sigma}^2_{e(x,y)}}{r\ell}.$$

r_G = coeficiente de correlação genotípica ao nível de média das parcelas entre os caracteres x e y;

$\hat{\sigma}_{G(x,y)}$ = estimador da covariância genotípica entre os caracteres x e y;

$$\hat{\sigma}_{G(x,y)} = \hat{\sigma}_{T(x,y)};$$

$\hat{\sigma}^2_{Gx}$ e $\hat{\sigma}^2_{Gy}$ = estimadores das variâncias genotípicas para os caracteres x e y, respectivamente;

$$\hat{\sigma}^2_{G(x,y)} = \hat{\sigma}^2_{T(x,y)};$$

r_e = coeficiente de correlação de ambiente entre os caracteres x e y;

$\hat{\sigma}_{e(x,y)}$ = estimador da covariância de ambiente entre x e y;

$\hat{\sigma}^2_{ex}$ e $\hat{\sigma}^2_{ey}$ = estimadores das variâncias de ambiente dos caracteres x e y, respectivamente.

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os resultados das análises individuais dos cinco locais referentes às variáveis em estudo são sumarizados nas Tabelas 16 a 20.

Nelas são encontrados os resultados das análises da variância com os respectivos quadrados médios das variáveis em estudo do látice simples, com tratamentos não ajustados e erro intrabloco do látice simples como blocos casualizados usando-se os tratamentos não ajustados e, como resíduo, o erro experimental de blocos casualizados e do látice simples, como blocos casualizados usando-se as médias dos tratamentos ajustados da análise com recuperação da informação interblocos e, como resíduo, o erro efetivo do látice.

Nas Tabelas 21 a 25, apresentam-se as estimativas dos componentes de variância de tratamento e de ambiente dos experimentos citados acima e a eficiência do látice das variáveis em estudo.

Tabela 16 - Resumo das Análises de Variância das variáveis X_1, X_4, ..., X_{11} do látice simples, com tratamentos não ajustados e erro intrabloco, do látice simples como blocos casualizados usando-se os tratamentos não ajustados e, como resíduo, o erro experimental de blocos casualizados e do látice simples, como blocos casualizados usando-se as médias dos tratamentos ajustados da análise com recuperação da informação interblocos e, como resíduo, o erro efetivo do látice do local 1 (Linhares, ES).

F.V.	G.L.	QUADRADOS MÉDIOS								
		X_1	X_4	X_5	X_6	X_7	X_8	X_9	X_{10}	X_{11}
Repetições	1	21,1250	1,6805	0,2222	68,0625	26,8906	0,0000	0,5551	0,1187	7,6699
Blocos dentro de repetições (ajustados)	10	2,6416	0,7472	0,7055	13,5222	47,6722	33,1166	0,3482	0,1995	0,8011
Tratamentos (ñ ajustados)	35	12,8044	7,3186	6,3285	77,4857	69,3651	46,7142	1,3120	0,9004	2,2218
Erro Intrablocos	25	3,1183	6,4138	1,3888	20,9886	26,0154	16,8733	0,8200	0,5665	1,5402
Tratamentos (ñ ajustados)	35	12,8044	7,3186	6,3285	77,4857	69,3651	46,7142	1,3120	0,9004	2,2218
Resíduo	35	2,9821	4,7948	1,1936	18,8553	32,2031	21,5142	0,6852	0,4618	1,3290
Tratamentos (ajustados)	35	12,8044	7,3186	6,3285	77,4857	55,3009	43,8021	1,3120	0,9004	2,2218
Erro Efetivo	25	3,1183	6,4138	1,3888	20,9886	29,3921	19,2379	0,8200	0,5665	1,5402

Tabela 17 - Resumo das Análises de Variância das variáveis X_4, X_5, ..., X_{11} do látice simples com tratamentos não ajustados e erro intrabloco, do látice simples como blocos casualizados usando-se os tratamentos não ajustados e, como resíduo, o erro experimental de blocos casualizados e do látice simples, como blocos casualizados usando-se as médias dos tratamentos ajustados da análise com recuperação da informação interblocos e, como resíduo, o erro efetivo do látice dolocal 2 (Colatina, ES).

F. V.	G. L.	QUADRADOS MÉDIOS							
		X_4	X_5	X_6	X_7	X_8	X_9	X_{10}	X_{11}
Repetições	1	93,3889	2,3472	53,3906	401,3906	128,0000	1,2690	0,8298	0,4384
Blocos dentro de repetições (ajustados)	10	21,8388	1,7138	62,9722	112,0222	18,1500	3,0877	2,3276	0,2298
Tratamentos (ñ ajustados)	35	30,7000	1,7757	117,1317	118,7127	29,5793	3,4407	2,4101	0,7516
Erro Intrablocos	25	16,6088	1,4805	62,9554	73,2554	13,8600	1,1754	0,9166	0,3112
Tratamentos (ñ ajustados)	35	30,7000	1,7757	117,1317	118,7127	29,5793	3,4407	2,4101	0,7516
Resíduo	35	18,1031	1,5472	62,9602	84,3317	15,0857	1,7218	1,3198	0,2879
Tratamentos (ajustados)	35	30,4081	1,7821	117,1120	105,0608	28,8283	3,2399	2,3030	0,7516
Erro Efetivo	25	17,7453	1,5381	62,9602	80,4986	14,7960	1,3834	1,0754	0,3112

Tabela 18 - Resumo das Análises de Variância das variáveis X_5, X_6, ..., X_{10} do látice simples com tratamentos não ajustados e erro intrabloco do látice simples como blocos casualizados usando-se os tratamentos não ajustados e, como resíduo, o erro experimental de blocos casualizados e do látice simples, como blocos casualizados usando-se as médias dos tratamentos ajustados da análise com recuperação da informação interblocos e, como resíduo, o erro efetivo do látice do local 3 (São Mateus, ES).

F.V.	G.L.	QUADRADOS MÉDIOS					
		X_5	X_6	X_7	X_8	X_9	X_{10}
Repetições	1	28,1250	10,1250	1,1250	5,0139	0,0244	0,0151
Blocos dentro de repetições (ajustados)	10	10,7250	7,0916	36,4916	12,2972	0,5033	0,3697
Tratamentos (ñ ajustados)	35	15,9186	40,4964	49,1821	14,0138	0,8268	0,6402
Erro Intrablocos	25	8,7650	13,6183	16,4983	7,8605	0,2869	0,2363
Tratamentos (ñ ajustados)	35	15,9186	40,4964	49,1821	14,0138	0,8268	0,6402
Resíduo	35	9,3250	11,7535	22,2107	9,1281	0,3487	0,2744
Tratamentos (ajustados)	35	15,2952	40,4964	48,6598	12,8755	0,8607	0,6647
Erro Efetivo	25	9,2226	13,6183	19,0809	8,6708	0,3222	0,2607

Tabela 19 - Resumo das Análises de Variância das variáveis X_6, X_7, ..., X_{10} do látice simples com tratamentos não ajustados e erro intrabloco, do látice simples como blocos casualizados usando-se os tratamentos não ajustados e, como resíduo, o erro experimental de blocos casualizados e do látice simples, como blocos casualizados usando-se as médias dos tratamentos ajustados da análise com recuperação da informação interblocos e, como resíduo, o erro efetivo do látice do local 4 (Afonso Cláudio, ES).

F.V.	G.L.	QUADRADOS MÉDIOS				
		X_6	X_7	X_8	X_9	X_{10}
Repetições	1	1,3906	0,8906	0,5000	0,0301	0,0673
Blocos dentro de repetições (ajustados)	10	19,2555	19,1722	5,4333	0,4805	0,3467
Tratamentos (ñ ajustados)	35	61,5080	66,7555	22,4031	2,1929	1,4225
Erro Intrablocos	25	22,6015	26,6954	6,4866	0,5739	0,3534
Tratamentos (ñ ajustados)	35	61,5080	66,7555	22,4031	2,1929	1,4225
Resíduo	35	21,6459	24,5459	6,1857	0,5472	0,3515
Tratamentos (ajustados)	35	61,5080	66,7555	22,4031	2,1929	1,4225
Erro Efetivo	25	22,6015	26,6954	6,4866	0,5739	0,3534

Tabela 20 - Resumo das Análises de Variância das variáveis X_5, X_6, ..., X_{10} do látice simples com tratamentos não ajustados e erro intrabloco, do látice simples como blocos casualizados usando-se os tratamentos não ajustados e, como resíduo, o erro exper mental de blocos casualizados e do látice simples, como blocos casualizados usando-se as médias dos tratamentos ajustados da análise com recuperação da informação interblocos e, como resíduo, o erro efetivo do látice do local 5 (Conceição de Castelo, ES).

F. V.	G. L.	QUADRADOS MÉDIOS					
		X_5	X_6	X_7	X_8	X_9	X_{10}
Repetições	1	0,8889	430,2188	186,8906	55,1250	2,0102	0,8872
Blocos dentro de repetições (ajustados)	10	1,8222	19,6888	35,4888	10,0916	0,9907	0,7570
Tratamentos (ñ ajustados)	35	4,5126	50,5142	96,7285	22,8678	2,4518	1,6927
Erro Intrablocos	25	2,5155	34,7556	28,8888	6,8993	0,9237	0,6368
Tratamentos (ñ ajustados)	35	4,5126	50,5142	96,7285	22,8678	2,4518	1,6927
Resíduo	35	2,3174	30,4508	30,7745	7,8107	0,9428	0,6712
Tratamentos (ajustados)	35	4,5126	50,5142	93,3399	20,3200	2,4203	1,6469
Erro Efetivo	25	2,5155	34,7556	30,4238	7,5220	0,9415	0,6657

Tabela 21 – Estimativa dos Componentes de Variância de tratamento ($\hat{\sigma}_t^2$) e variância de Ambiente ($\hat{\sigma}_e^2$) das variáveis X_1, X_4, X_5, ..., X_{11} do látice simples com tratamentos não ajustados e erro intrabloco, do látice simples como blocos casualizados usando-se os tratamentos não ajustados e como resíduo, o erro experimental de blocos casualizados e o látice simples, como blocos casualizados usando-se as médias dos tratamentos ajustados da análise com recuperação da informação interblocos e, como resíduo, o erro efetivo do látice e a eficiência do látice do local 1 (Linhares, ES).

EXPERIM.	VARIÂNCIA	VARIÁVEIS								
		X_1	X_4	X_5	X_6	X_7	X_8	X_9	X_{10}	X_{11}
Látice Simples	$\hat{\sigma}_t^2$	4,9111	1,2619	2,5674	29,3151	18,5810	12,5999	0,3134	0,2193	0,4463
	$\hat{\sigma}_e^2$	3,1183	6,4138	1,3888	20,9886	26,0154	16,8733	0,8200	0,5665	1,5402
Blocos Casualizados (Tratamentos ñ ajustados)	$\hat{\sigma}_t^2$	4,9111	1,2619	2,5674	29,3151	18,5810	12,5999	0,3134	0,2193	0,4463
	$\hat{\sigma}_e^2$	2,9821	4,7948	1,1936	18,8553	32,2031	21,5142	0,6852	0,4618	1,3290
Blocos Casualizados (Tratamentos Ajustados)	$\hat{\sigma}_t^2$	4,8430	0,4524	2,4698	28,2485	12,9544	12,2821	0,2460	0,1669	0,3408
	$\hat{\sigma}_e^2$	3,1183	6,4138	1,3888	20,9886	29,3921	19,2379	0,8200	0,5665	1,5402
EFICIÊNCIA DO LÁTICE (%)		95,63	74,75	85,94	89,83	109,56	111,83	83,56	81,49	86,28

Tabela 22 - Estimativa dos Componentes de Variância de tratamento ($\hat{\sigma}^2_t$) e variância de Ambiente ($\hat{\sigma}^2_e$) das variáveis X_4, X_5, ..., X_{11} do látice simples com tratamentos não ajustados e erro intrabloco, do látice simples como blocos casualizados usando-se os tratamentos não ajustados e como resíduo, o erro experimental de blocos casualizados e o látice simples, como blocos casualizados usando-se as médias dos tratamentos ajustados da análise com recuperação da informação interblocos e, como resíduo, o erro efetivo do látice e a eficiência do látice do local 2 (Colatina, ES).

EXPERIM.	VARIÂNCIA	VARIÁVEIS							
		X_4	X_5	X_6	X_7	X_8	X_9	X_{10}	X_{11}
Látice Simples	$\hat{\sigma}^2_t$	6,2984	0,1142	27,0857	17,1905	7,2467	0,8594	0,5451	0,2318
	$\hat{\sigma}^2_e$	16,6088	1,4805	62,9554	73,2554	13,8600	1,1754	0,9166	0,3112
Blocos Casualizados (Tratamentos ñ ajustados)	$\hat{\sigma}^2_t$	6,2984	0,1142	27,0857	17,1905	7,2467	0,8594	0,5451	0,2318
	$\hat{\sigma}^2_e$	18,1031	1,5472	62,9602	84,3317	15,0857	1,7218	1,3198	0,2879
Blocos Casualizados (Tratamentos Ajustados)	$\hat{\sigma}^2_t$	6,3314	0,1220	27,0759	12,2811	7,0161	0,9282	0,6138	0,2202
	$\hat{\sigma}^2_e$	17,7453	1,5381	62,9602	80,4986	14,7960	1,3824	1,0754	0,3112
EFICIÊNCIA DO LÁTICE (%)		102,01	100,59	100,00	104,76	101,95	124,46	122,72	92,53

Tabela 23 - Estimativa dos Componentes de Variância de tratamento ($\hat{\sigma}^2_t$) e variância de Ambiente ($\hat{\sigma}^2_e$) das variáveis X_5, X_6, ..., X_{10} do látice simples com tratamentos não ajustados e erro intrabloco, do látice simples como blocos casualizados usando-se os tratamentos não ajustados e como resíduo, o erro experimental de blocos casualizados e o látice simples, como blocos casualizados usando-se as médias dos tratamentos ajustados da análise com recuperação da informação interblocos e, como resíduo, o erro efetivo do látice e a eficiência do látice do local 3 (São Mateus, ES).

EXPERIM.	VARIÂNCIA	VARIÁVEIS					
		X_5	X_6	X_7	X_8	X_9	X_{10}
Látice Simples	$\hat{\sigma}^2_t$	3,2968	14,3714	13,4857	2,4428	0,2390	0,1828
	$\hat{\sigma}^2_e$	8,7650	13,6183	16,4983	7,8605	0,2869	0,2363
Blocos Casualizados (Tratamentos ñ ajustados)	$\hat{\sigma}^2_t$	3,2968	14,3714	13,4857	2,4428	0,2390	0,1828
	$\hat{\sigma}^2_e$	9,3250	11,7535	22,2107	9,1281	0,3487	0,2744
Blocos Casualizados (Tratamentos Ajustados)	$\hat{\sigma}^2_t$	3,0363	13,4390	14,7894	2,1023	0,2692	0,2020
	$\hat{\sigma}^2_e$	9,2226	13,6183	19,0809	8,6708	0,3222	0,2607
EFICIÊNCIA DO LÁTICE (%)		101,10	86,30	116,40	105,27	108,24	105,27

Tabela 24 - Estimativa dos Componentes de Variância de tratamento ($\hat{\sigma}^2_t$) e variância de Ambiente ($\hat{\sigma}^2_e$) das variáveis X_6, X_7, ..., X_{10} do látice simples com tratamentos não ajustados e erro intrabloco, do látice simples como blocos casualizados usando-se os tratamentos não ajustados e como resíduo, o erro experimental de blocos casualizados e o látice simples, como blocos casualizados usando-se as médias dos tratamentos ajustados da análise com recuperação da informação interblocos e, como resíduo, o erro efetivo do látice e a eficiência do látice do local 4 (Afonso Cláudio, ES).

EXPERIM.	VARIÂNCIA	VARIÁVEIS				
		X_6	X_7	X_8	X_9	X_{10}
Látice Simples	$\hat{\sigma}^2_t$	19,9312	21,1047	8,1087	0,8228	0,5355
	$\hat{\sigma}^2_e$	22,6015	26,6954	6,4866	0,5739	0,3534
Blocos Casualizados (Tratamentos ñ ajustados)	$\hat{\sigma}^2_t$	19,9312	21,1047	8,1087	0,8228	0,5355
	$\hat{\sigma}^2_e$	21,6459	24,5459	6,1857	0,5472	0,3515
Blocos Casualizados (Tratamentos Ajustados)	$\hat{\sigma}^2_t$	19,4532	20,0300	7,9582	0,8095	0,5345
	$\hat{\sigma}^2_e$	22,6015	26,6954	6,4866	0,5739	0,3534
EFICIÊNCIA DO LÁTICE (%)		95,76	91,94	95,36	95,35	99,45

Tabela 25 - Estimativa dos Componentes de Variância de tratamento ($\hat{\sigma}^2_t$) e variância de Ambiente ($\hat{\sigma}^2_e$) das variáveis X_5, X_6, ..., X_{10} do látice simples com tratamentos não ajustados e erro intrabloco, do látice simples como blocos casualizados usando-se os tratamentos não ajustados e como resíduo, o erro experimental de blocos casualizados e o látice simples, como blocos casualizados usando-se as médias dos tratamentos ajustados da análise com recuperação da informação interblocos e, como resíduo, o erro efetivo do látice e a eficiência do látice do local 5 (Con- ceição de Castelo, ES).

EXPERIM.	VARIÂNCIA	VARIÁVEIS					
		X_5	X_6	X_7	X_8	X_9	X_{10}
Látice Simples	$\hat{\sigma}^2_t$	1,0976	10,0317	32,9769	7,5285	0,7544	0,5107
	$\hat{\sigma}^2_e$	2,5155	34,7556	28,8888	6,8983	0,9237	0,6368
Blocos Casualizados (Tratamentos ñ ajustados)	$\hat{\sigma}^2_t$	1,0976	10,0317	32,9769	7,5285	0,7544	0,5107
	$\hat{\sigma}^2_e$	2,3174	30,4508	30,7745	7,8107	0,9428	0,6712
Blocos Casualizados (Tratamentos Ajustados)	$\hat{\sigma}^2_t$	0,9985	7,8793	31,4580	6,3990	0,7394	0,4906
	$\hat{\sigma}^2_e$	2,5155	34,7556	30,4238	7,5220	0,9415	0,6657
EFICIÊNCIA DO LÁTICE (%)		92,12	87,61	101,15	103,83	100,13	100,81

As estimativas do componente de variância $\hat{\sigma}^2_t$ obtida, respectivamente, da análise do látice simples com tratamentos não ajustados e erro intrabloco e da análise do látice simples, como blocos casualizados, usando-se os tratamentos não ajustados e, como resíduo, o erro experimental de blocos casualizados, são iguais, para cada uma das variáveis dos experimentos, como se observa nas Tabelas 21 a 25, respectivamente. Mas as estimativas do componente de variância $\hat{\sigma}^2_e$ obtida, respectivamente, das mesmas análises não são iguais, isto é,

$$\underset{\text{Bloco}}{\hat{\sigma}^2_e} = \underset{\text{Látice}}{\hat{\sigma}^2_e} + \frac{k}{k+1}\,\hat{\sigma}^2_\beta \ .$$

Neste caso, podemos observar que a estimativa do componente de variância $\hat{\sigma}^2_e$ referente a análise em blocos, sempre vai depender do valor da estimativa do componente de variância devido ao efeito de blocos dentro de repetição.

Esta expressão

$$\underset{\text{Bloco}}{\hat{\sigma}^2_e} = \underset{\text{Látice}}{\hat{\sigma}^2_e} + \frac{k}{k+1}\,\hat{\sigma}^2_\beta$$

é obtida da seguinte forma:

1º) Vamos recompor a esperança da Soma de Quadrados do resíduo para blocos ao acaso, através das fontes Blocos dentro das repetições (ajustados) mais resíduo intrabloco.

$$E[SQResíduo = r(k-1)\left[\underset{\text{Látice}}{\sigma^2_e} + \frac{r-1}{r}\,k\sigma^2_\beta\right] +$$

$$+ (k-1)(rk-k-1)\ \underset{\text{Látice}}{\sigma^2_e}$$

2º) Obter a esperança do quadrado médio do resíduo do delineamento em blocos ao acaso.

$$E[QMResíduo] = \frac{E[SQResíduo]}{(r-1)(k^2-1)}$$

$$E[QMResíduo] = \frac{r(k-1)\left[\sigma^2_{e\,Látice} + \frac{r-1}{r}k\sigma^2_\beta\right] + (k-1)(rk-k-1)\,\sigma^2_{e\,Látice}}{(r-1)(k^2-1)}$$

$$= \frac{r\left[\sigma^2_{e\,Látice} + \frac{r-1}{r}\,k\sigma^2_\beta\right] + (rk-k-1)\,\sigma^2_{e\,Látice}}{(r-1)(k+1)}$$

$$= \frac{r\,\sigma^2_{e\,Látice} + (r-1)k\,\sigma^2_\beta + rk\,\sigma^2_{e\,Látice} - k\sigma^2_{e\,Látice} - \sigma^2_{e\,Látice}}{(r-1)(k+1)}$$

$$= \frac{(r-1)\,\sigma^2_{e\,Látice} + k(r-1)\,\sigma^2_{e\,Látice} + (r-1)k\sigma^2_\beta}{(r-1)(k+1)}$$

$$E[QMResíduo] = \frac{\sigma^2_{e\,Látice} + k\,\sigma^2_{e\,Látice} + k\sigma^2_\beta}{k+1} = \sigma^2_{e\,Látice} + \frac{k}{k+1}\,\sigma^2_\beta$$

Note-se que esses resultados independem da eficiência do látice, pois qualquer que seja o valor da eficiência, a estimativa do componente de variância $\hat{\sigma}^2_t$ será igual nas duas análises citadas acima e a estimativa do componente de variância $\hat{\sigma}^2_e$ do bloco sempre será

$$\hat{\sigma}^2_{e\,\text{Bloco}} = \hat{\sigma}^2_{e\,\text{Látice}} + \frac{k}{k+1}\,\hat{\sigma}^2_{\beta}\,.$$

Para verificarmos a igualdade das estimativas dos componentes de variância devido a tratamento, temos:

$$\hat{\sigma}^2_{t\,\text{Bloco}} = \frac{Q_2 - Q_1}{r}$$

$$\hat{\sigma}^2_{t\,\text{Bloco}} = \frac{\hat{\sigma}^2_{e\,\text{Látice}} + \frac{k}{k+1}\,\hat{\sigma}^2_{\beta} + r\,\hat{\sigma}^2_{t\,\text{Látice}} - \hat{\sigma}^2_{e\,\text{Látice}} - \frac{k}{k+1}\,\hat{\sigma}^2_{\beta}}{r}$$

$$\hat{\sigma}^2_{t\,\text{Bloco}} = \hat{\sigma}^2_{t\,\text{Látice}}$$

Estes resultados até aqui obtidos, são válidos para qualquer r e concordam em parte com os de PATERNIANI (1968) e VIANNA (1977).

Em razão disso, concluiu-se que quando um experimento é montado na estrutura de látice e que o objetivo é estimar parâmetros genéticos, devemos analisar este experimento em látice, independente da eficiência ser alta ou baixa em relação à 1ª e à 2ª análises.

Obteve-se, para cada uma das variáveis de ambos os experimentos, as estimativas do componente de variância devido ao tratamento e do ambiente a partir da análise do látice simples, como blocos casualizados; usando-se, neste caso, as médias dos tratamentos ajustadas da análise com recuperação da informação interblocos e, como resíduo, o erro efetivo do látice. Observa-se que as estimativas $\hat{\sigma}_t^2$ dependendo da eficiência são ligeiramente maiores ou menores que as estimativas $\hat{\sigma}_t^2$ correspondentes aos outros dois tipos de análises. Quanto a estimativa $\hat{\sigma}_e^2$ sempre será maior ou igual ao $\hat{\sigma}_e^2$ do látice simples com tratamentos não ajustados e erro intrabloco, dependendo da eficiência. Isto é, só será igual quando a eficiência for menor que 1.

Para se obterem estimativas das covariâncias e das correlações foram analisadas as variáveis X_6, X_7 e X_{10}, tanto nas análises individuais quanto na análise conjunta.

As Tabelas 26 e 27 apresentam os resultados dos produtos médios respectivas combinações das variáveis.

As estimativas dos componentes de covariância de tratamento $(\hat{\sigma}_t)$ e de ambiente, $(\hat{\sigma}_e)$ entre as variáveis em estudo, dos experimentos citados anteriormente, encontram-se nas Tabelas 28 e 29.

Das Tabelas 28 e 29 verifica-se também que a estimativa dos componentes de covariância de tratamento $(\hat{\sigma}_t)$ é igual nos experimentos de látice simples com tratamentos não ajustados e erro intrabloco e de látice simples como blocos casualizados, usando-se os tratamentos não ajustados e, como resíduo, o erro experimental de blocos casualizados. Mas, as estimativas dos componentes de covariância de ambiente $(\hat{\sigma}_e)$ obtidas respectivamente, das mesmas análises não são iguais, isto é,

$$\underset{\text{Bloco}}{\hat{\sigma}_e} = \underset{\text{Látice}}{\hat{\sigma}_e} + \frac{k}{k+1}\,\hat{\sigma}_\beta \ .$$

Tabela 26 - Resumo das Análises das Combinações $X_{\sigma}X_{7}$; $X_{\sigma}X_{10}$ e $X_{7}X_{10}$ com os respectivos produtos médios do látice simples com tratamentos não ajustados e erro intrabloco, do látice simples como blocos casualizados usando-se os tratamentos não ajustados e, como resíduo, o erro experimental de blocos casualizados e do látice simples, como blocos casualizados usando-se as médias dos tratamentos ajustados da anális com recuperaçao da informação interblocos e, como resíduo, o erro efetivo do látice dos locais 1, 2 e 3. (Local 1 = Linhares; Local 2= Colatina e Local 3 = São Mateus).

F. V.	G. L.	PRODUTOS MÉDIOS								
		LOCAL 1			LOCAL 2			LOCAL 3		
		$X_{\sigma}X_{7}$	$X_{\sigma}X_{10}$	$X_{7}X_{10}$	$X_{\sigma}X_{7}$	$X_{\sigma}X_{10}$	$X_{7}X_{10}$	$X_{\sigma}X_{7}$	$X_{\sigma}X_{10}$	$X_{7}X_{10}$
Repetições	1	59,3047	13,7140	9,0187	159,3906	6,6319	43,6242	-1,6250	4,9768	-0,5544
Blocos dentro de repetições (ajustados)	10	9,3555	4,0614	1,1795	65,9139	9,9057	8,9240	12,5750	0,9960	5,8820
Tratamentos (ñ ajustados)	35	41,2692	5,3174	4,9259	82,7063	12,9499	13,1636	35,3857	2,2551	4,5370
Erro Intrablocos	25	9,2056	1,1272	0,1629	53,4189	5,7098	6,8606	7,4350	2,3410	0,2982
Tratamentos (ñ ajustados)	38	41,2692	5,3174	4,9259	82,7063	12,9499	13,1636	35,3837	2,2551	4,5370
Resíduo	35	9,2484	1,9655	0,4532	56,9889	6,9086	7,4501	8,9036	1,9568	1,8936
Tratamentos (ajustados)	35	37,2910	5,3174	3,1836	69,2996	8,5856	10,7003	32,4823	2,2428	5,6200
Erro Efetivo	25	9,2119	1,1272	0,2593	57,0117	6,8690	7,3677	8,3640	2,3288	0,5881

Tabela 27 - Resumo das Análises das Combinações X_6X_7; X_6X_{10} e X_7X_{10} com os respectivos produtos médios do látice simples com tratamentos não ajustados e erro intrabloco, do látice simples como blocos casualizados usando-se os tratamentos não ajustados e, como resíduo, o erro experimental de blocos casualizados e do látice simples, como blocos casualizados usando-se as médias dos tratamentos ajustados da análise com recuperação da informação interblocos e, como resíduo, o erro efetivo do látice dos locais 4 e 5. (Local 4 = Afonso Claudio e Local 5 = Conceição de Castelo).

F.V.	G.L.	PRODUTOS MÉDIOS					
		LOCAL 4			LOCAL 5		
		X_6X_7	X_6X_{10}	X_7X_{10}	X_6X_7	X_6X_{10}	X_7X_{10}
Repetições	1	1,1094	0,2710	4,5601	324,8203	19,4939	30,7283
Blocos dentro de repetições (ajustados)	10	16,3778	1,8272	0,9677	13,6056	3,0523	6,2798
Tratamentos (ñ ajustados)	35	40,3111	5,1719	5,4737	32,8947	6,9782	4,5336
Erro Intrablocos	25	17,5648	1,4848	2,4567	23,6650	3,6115	3,4614
Tratamentos (ñ ajustados)	35	40,3111	5,1719	5,4737	32,8947	6,9782	4,5336
Resíduo	35	17,2255	1,5824	2,0313	20,7909	3,4517	4,2666
Tratamentos (ajustados)	35	40,3111	5,1719	5,4737	34,5890	7,0011	4,1509
Erro Efetivo	25	17,5648	1,4848	2,4567	22,8975	3,5970	3,9977

Tabela 28 - Estimativa das Covariâncias de tratamento $(\hat{\sigma}_t)$ e de ambiente $(\hat{\sigma}_e)$ das combinações $X_{\sigma}X_7$; $X_{\sigma}X_{10}$ e X_7X_{10} do látice simples com tratamentos não ajustados e erro intrabloco, do látice simples como blocos casualizados usando-se os tratamentos não ajustados e como resíduo, o erro experimental de blocos casualizados e do látice simples, como blocos casualizados usando-se as médias dos tratamentos ajustados da análise com recuperação da informação interblocos e, como resíduo, o erro efetivo do látice dolocais 1, 2 e 3. (Local 1 = Linhares; Local 2 = Colatina e Local 3 = São Mateus).

EXPER.	COVARIÂNCIA	LOCAL 1			LOCAL 2			LOCAL 3		
		$X_{\sigma}X_7$	$X_{\sigma}X_{10}$	X_7X_{10}	$X_{\sigma}X_7$	$X_{\sigma}X_{10}$	X_7X_{10}	$X_{\sigma}X_7$	$X_{\sigma}X_{10}$	X_7X_{10}
Látice Simples	$\hat{\sigma}_t$	16,0103	1,6759	2,2362	12,8587	3,0206	2,8567	13,2410	0,1491	1,3217
	$\hat{\sigma}_e$	9,2056	1,1272	0,1629	53,4189	5,7098	6,8606	7,4350	2,3410	0,2982
Blocos Casualizados (Tratamentos ñ ajustados)	$\hat{\sigma}_t$	16,0103	1,6759	2,2362	12,8587	3,0206	2,8567	13,2410	0,1491	1,3217
	$\hat{\sigma}_e$	9,2484	1,9655	0,4532	56,9889	6,9086	7,4501	8,9036	1,9588	1,8936
Blocos Casualizados (Tratamentos Ajustados)	$\hat{\sigma}_t$	14,0395	2,0951	1,4621	6,1439	0,8583	1,6663	12,0591	-0,0430	0,5159
	$\hat{\sigma}_e$	9,2119	1,1272	0,2593	57,0117	6,8690	7,3677	8,3640	2,3288	0,5881

Tabela 29 - Estimativa das Covariâncias de tratamentos ($\hat{\sigma}_t$) e de Ambiente ($\hat{\sigma}_e$) das Combinações X_6X_7; X_6X_{10} e X_7X_{10} do látice simples com tratamentos não ajustados e erro intrabloco, do látice simples como blocos casualizados usando-se os tratamentos não ajustados e, como resíduo, o erro experimental de blocos casualizados e do látice simples, como blocos casualizados usando-se as médias dos tratamentos ajustados da análise com recuperação da informação interblocos e como resíduo o erro efetivo do látice dos locais 4 e 5. (Local 4 = Afonso Claudio e Local 5 = Conceição de Castelo)

EXPERIM.	COVARIÂNCIA	LOCAL 4			LOCAL 5		
		X_6X_7	X_6X_{10}	X_7X_{10}	X_6X_7	X_6X_{10}	X_7X_{10}
Látice Simples	$\hat{\sigma}_t$	11,5427	1,7946	1,7212	6,0519	1,7632	0,1334
	$\hat{\sigma}_e$	17,5648	1,4848	2,4567	23,6650	3,6115	3,4614
Blocos Casualizados (Tratamentos ñ ajustados)	$\hat{\sigma}_t$	11,5428	1,7946	1,7212	6,0519	1,7632	0,1334
	$\hat{\sigma}_e$	17,2255	1,5824	2,0313	20,7909	3,4517	4,2666
Blocos Casualizados (Tratamentos Ajustados)	$\hat{\sigma}_t$	11,3731	1,8435	1,5085	5,8457	1,7020	0,0766
	$\hat{\sigma}_e$	17,5648	1,4848	2,4567	22,8975	3,5970	3,9977

Foram obtidas, para todos os locais, as estimativas do componente de covariância de tratamento ($\hat{\sigma}_t$) e de ambiente ($\hat{\sigma}_e$), a partir da análise do látice simples, como blocos casualizados, usando-se, neste caso, as médias dos tratamentos ajustados da análise com recuperação da informação interblocos e, como resíduo, o erro efetivo do látice, observando-se o mesmo comportamento que as estimativas dos componentes de variância.

Nas Tabelas 30 e 31, apresentam-se, respectivamente, as estimativas dos coeficientes de correlação fenotípica (r_p), genotípica (r_G) e de ambiente (r_e) entre os três caracteres estudados do látice simples, com tratamentos não ajustados e erro intrabloco, do látice simples como blocos casualizados, usando-se os tratamentos não ajustados e, como resíduo, o erro experimental de blocos casualizados e do látice simples, como blocos casualizados usando-se as médias dos tratamentos ajustados da análise com recuperação da informação interblocos e, como resíduo, o erro efetivo do látice dos locais de 1 a 5. Observa-se que, a estimativa do coeficiente de correlação genotípica (r_G), para os experimentos em látice simples com tratamentos não ajustados e erro intrabloco e látice simples como blocos casualizados, usando-se os tratamentos não ajustados são iguais para todos os caracteres estudados em todos os locais, independente do valor da eficiência e do número de repetições. As estimativas dos coeficientes de correlação fenotípica (r_p) e de ambiente (r_e) do látice simples com tratamentos não ajustados e erro intrabloco, são as mais consistentes de acordo com a estrutura do experimento. Em relação às outras duas análises, essas estimativas ficam superestimadas ou subestimadas dependendo dos fatores

$$\frac{k}{k+1}\,\hat{\sigma}^2_{\beta} \quad , \quad \frac{k}{k+1}\,\hat{\sigma}_{\beta}$$

e da eficiência do látice.

Os resultados da análise de variância conjunta envolvendo os cinco locais com os respectivos quadrados médios das variáveis do látice simples com tratamentos não ajustados e erro intrabloco na Tabela 32, do látice simples como blocos casualizados usando-se os tratamentos não ajustados e, como resíduo, o erro experimental de blocos casualizados e do látice simples, como blocos casualizados usando-se as médias dos tratamentos ajustados da análise com recuperação da informação interblocos e, como resíduo, o erro efetivo do látice encontram-se na Tabela 33.

Na Tabela 34 apresentam-se as estimativas dos componentes de variância devido ao efeito de tratamento $(\hat{\sigma}^2_t)$, devido ao efeito da interação tratamento x local $(\hat{\sigma}^2_{t\ell})$ e devido ao erro experimental dos experimentos citados acima.

As estimativas dos componentes de variância $\hat{\sigma}^2_t$ e $\hat{\sigma}^2_{t\ell}$ obtidas, respectivamente, da análise do látice simples com tratamentos não ajustados e erro intrabloco e do látice simples, como blocos casualizados, usando-se os tratamentos não ajustados e, como resíduo, o erro experimental de blocos casualizados, são iguais, independente da eficiência ou do número de repetição, enquanto a estimativa do componente de variância $\hat{\sigma}^2_e$ das mesmas análises, tem um comportamento diferente, ou seja,

$$\underset{\text{Bloco}}{\hat{\sigma}^2_e} = \underset{\text{Látice}}{\hat{\sigma}^2_e} + \frac{k}{k+1}\,\hat{\sigma}^2_{\beta} \;,$$

independente do número de repetição, do número de local e da eficiência do látice.

Quanto às estimativas dos componentes de variância $\hat{\sigma}^2_t$ e $\hat{\sigma}^2_{t\ell}$ do látice simples, como blocos casualizados usando-se as médias dos tratamentos ajustados da análise com recuperação da informação interblocos e, como resíduo, o erro efetivo do látice, em relação às estimativas correspondentes das duas análises anteriores, são ligeiramente menores ou maiores, dependendo da eficiência do látice. A estimativa do componente $\hat{\sigma}^2_e$ desta análise conjunta, tem o mesmo comportamento da análise individual que já foi discutido anteriormente.

Tabela 30 - Estimativas dos Coeficientes de Correlação Fenotípica (r_p), Genotípica (r_g) e de Ambiente (r_e) correspondentes às combinações das variáveis X_6X_7; X_6X_{10} e X_7X_{10} do látice simples com tratamentos não ajustados e erro intrabloco, do látice simple como blocos casualizados usando-se os tratamentos não ajustados e, como resíduo, o erro experimental de blocos casualizados e do látice simples, como blocos casualizados usando-se as médias dos tratamentos ajustados da análise com recuperação da informação inter-blocos e, como resíduo, o erro efetivo do látice dos locais 2 e 3. (Local 1 = Linhares; Local 2 = Colatina e Local 3 = São Mateus).

EXPERIM.	COEFICIENTE DE CORRELAÇÃO	LOCAL 1			LOCAL 2			LOCAL 3		
		X_6X_7	X_6X_{10}	X_7X_{10}	X_6X_7	X_6X_{10}	X_7X_{10}	X_6X_7	X_6X_{10}	X_7X_{10}
Látice Simples	r_p	0,5812	0,5007	0,5817	0,7048	0,7684	0,8555	0,7903	0,5227	0,5751
	r_g	0,6859	0,6609	1,1077*	0,5959	0,7861	0,9332	0,9511	0,0919	0,8417
	r_e	0,3939	0,3268	0,0424	0,7866	0,6968	0,8372	0,4960	1,3049*	0,1510
Blocos Casualizados (Tratamentos ñ ajustados)	r_p	0,5629	0,6365	0,6232	0,7013	0,7707	0,7782	0,7928	0,4429	0,8086
	r_g	0,6859	0,6609	1,1077*	0,5959	0,7861	0,9332	0,9511	0,0919	0,8417
	r_e	0,3753	0,6660	0,1175	0,7820	0,7578	0,7061	0,5510	1,0896*	0,7670
Blocos Casualizados (Tratamentos Ajustados)	r_p	0,5696	0,6366	0,4511	0,6247	0,5227	0,6878	0,7317	0,4323	0,9882
	r_g	0,7339	0,9648	0,9982	0,3369	0,2105	0,6069	0,8553	-0,0260	1,4556*
	r_e	0,3708	0,3268	0,0632	0,8008	0,8347	0,7918	0,5188	1,2359	0,2636

* Estimativa maior que 1.

Tabela 31 - Estimativas dos Coeficientes de Correlação Fenotípica (r_p), Genotípica (r_g) e de Ambiente (r_e) correspondentes às combinações das variáveis X_6X_7; X_6X_{10} e X_7X_{10} do látice simples com tratamentos não ajustados e erro intrabloco, do látice simples como blocos casualizados usando-se os tratamentos não ajustados e, como resíduo, o erro experimental de blocos casualizados e do látice simples, como blocos casualizados usando-se as médias dos tratamentos ajustados da análise com recuperação da informação interblocos e, como resíduo, o erro efetivo do látice dos locais 4 e 5. (Local 4 = Afonso Claudio e Local 5 = Conceição de Castelo).

EXP ERM.	COEFICIENTES DE CORRELAÇÃO	LOCAL 4			LOCAL 5		
		X_6X_7	X_6X_{10}	X_7X_{10}	X_6X_7	X_6X_{10}	X_7X_{10}
Látice Simples	r_p	0,6196	0,5379	0,5954	0,4960	0,7486	0,2972
	r_g	0,5627	0,5493	0,5119	0,3327	0,7789	0,0325
	r_e	0,7150	0,5253	0,7998	0,7468	0,7676	0,8070
Blocos Casualizados (Tratamentos ñ ajustados)	r_p	0,6290	0,5529	0,5617	0,4705	0,7546	0,3542
	r_g	0,5627	0,5493	0,5119	0,3327	0,7789	0,0325
	r_e	0,7472	0,5736	0,6915	0,6791	0,7634	0,9387
Blocos Casualizados (Tratamentos Ajustados)	r_p	0,6290	0,5529	0,5617	0,5039	0,7675	0,3347
	r_g	0,5761	0,5717	0,4610	0,3713	0,8656	0,0194
	r_e	0,7150	0,5253	0,7998	0,7041	0,7478	0,8883

Tabela 32 - Resumo da Análise de Variância conjunta das variáveis X_6, X_7 e X_{10} com os respectivos quadrados médios do látice simples com tratamentos não ajustados e erro intrabloco

F.V.	G.L.	QUADRADOS MÉDIOS		
		X_6	X_7	X_{10}
Repetições/Locais	5	112,6375	123,4374	0,3836
Blocos dentro Repetições/Locais (ajustados)	50	24,5061	50,1694	0,8001
Tratamentos (ñ ajustados)	35	196,9285	204,6675	3,3284
Locais	4	2159,7333	2315,0805	116,3601
Interação TxL	140	37,5519	49,0191	0,9344
Erro Intrabloco	125	30,9840	34,2707	0,5419

Tabela 33 - Resumo da Análise de Variância conjunta das variáveis X_6, X_7 e X_{10} com os respectivos quadrados médios do látice simples como blocos casualizados usando-se os tratamentos não ajustados e como resíduo, o erro experimental de blocos casualizados e do látice simples, como blocos casualizados usando-se as médias dos tratamentos ajustados da análise com recuperação da informação interblocos e, como resíduo, o erro efetivo do látice.

F.V.	G.L.	QUADRADOS MÉDIOS		
		X_6	X_7	X_{10}
Repetições/Locais	5	112,6375	123,4374	0,3836
Tratamentos (ñ ajustados)	35	196,9285	204,6675	3,3284
Locais	4	2159,7333	2315,0805	116,3601
Interação TxL	140	37,5519	49,0191	0,9344
Resíduo	175	29,1332	38,8132	0,6157
Tratamentos (ajustados)	35	196,9268	198,7947	3,5377
Locais	4	2159,7327	2135,0801	116,3599
Interação TxL	140	37,5518	49,8910	0,9956
Erro Efetivo	125	30,9849	37,2181	0,5843

Tabela 34 - Estimativa dos Componentes de Variância devido ao efeito de tratamento $(\hat{\sigma}^2_t)$, da interação $(\hat{\sigma}^2_{t\ell})$ e do Ambiente $(\hat{\sigma}^2_e)$ das variáveis X_6, X_7 e X_{10} da análise conjunta do látice simples com tratamentos não ajustados e erro intrabloco, do látice simples como blocos casualizados usando-se os tratamentos não ajustados e como resíduo, o erro experimental de blocos casualizados e o látice simples, como blocos casualizados usando-se as médias dos tratamentos ajustados da análise com recuperação da informação interblocos e, como resíduo, o erro efetivo do látice.

EXPERIMENTOS	VARIÂNCIA	VARIÁVEIS		
		X_6	X_7	X_{10}
Látice Simples	$\hat{\sigma}^2_t$	15,9376	15,5648	0,2394
	$\hat{\sigma}^2_{t\ell}$	4,2093	5,1029	0,1593
	$\hat{\sigma}^2_e$	30,9840	34,2707	0,5419
Blocos Casualizados (Tratamentos ñ Ajustados)	$\hat{\sigma}^2_t$	15,9376	15,5648	0,2394
	$\hat{\sigma}^2_{t\ell}$	4,2093	5,1029	0,1593
	$\hat{\sigma}^2_e$	29,1332	38,8132	0,6157
Blocos Casualizados (Tratamentos Ajustados)	$\hat{\sigma}^2_t$	15,9375	14,8903	0,2542
	$\hat{\sigma}^2_{t\ell}$	3,2834	6,3364	0,2056
	$\hat{\sigma}^2_e$	30,9849	37,2181	0,5843

As Tabelas 35 e 36 apresentam os resultados dos produtos médios das análises conjuntas das respectivas combinações X_6X_7; X_6X_{10} e X_7X_{10}.

As estimativas da covariância de tratamento $(\hat{\sigma}_t)$, da interação tratamento x local $(\hat{\sigma}_{t\ell})$ e de ambiente entre as variáveis em estudo, dos experimentos citados anteriormente, encontram-se na Tabela 37.

Verifica-se nessa Tabela que as estimativas dos componentes da covariância $\hat{\sigma}_t$ e $\hat{\sigma}_{t\ell}$ obtidas na análise conjunta dos experimentos em látice simples com tratamentos não ajustados e erro intrabloco e látice simples, como blocos casualizados, usando-se os tratamentos não ajustados e, como resíduo, o erro experimental de blocos casualizados são iguais, independente da eficiência. Mas, a estimativa da covariância de ambiente entre as variáveis $(\hat{\sigma}_e)$ obtida, respectivamente das mesmas análises não são iguais, isto é

$$\underset{\text{Bloco}}{\hat{\sigma}_e} = \underset{\text{Látice}}{\hat{\sigma}_e} + \frac{k}{k+1}\,\hat{\sigma}_\beta \ .$$

As estimativas dos coeficientes de correlação fenotípica (r_p), genotípica (r_G) e de ambiente (r_e) entre as três variáveis estudadas na análise conjunta dos experimentos já citados, encontram-se na Tabela 38. Observa-se que de fato, as correlações obtidas na análise conjunta suportam a mesma discussão que na análise individual, o que já foi feita anteriormente.

Tabela 35 - Resumo das Análises das Combinações X_6X_7, X_6X_{10} e X_7X_{10} com os respectivos produtos médios da análise conjunta do látice simples com tratamentos não ajustados e erro intrabloco.

F. V.	G. L.	PRODUTOS MÉDIOS		
		X_6X_7	X_6X_{10}	X_7X_{10}
Repetições/Locais	5	108,5950	9,0175	17,4754
Blocos dentro Repetições/Locais (ajustados)	50	23,5655	3,9685	4,6466
Tratamentos (ñ ajustados)	35	137,0170	19,3479	14,9602
Locais	4	1442,0876	-22,5494	355,4641
Interação TxL	140	23,8875	3,3316	4,4548
Erro Intrabloco	125	22,2578	2,8548	2,6479

Tabela 36 - Resumo das Análises das Combinações $X_\sigma X_7$; $X_\sigma X_{10}$ e $X_\sigma X_{10}$, com os respectivos produtos médios da análise conjunta do látice simples como blocos casualizados usando-se os tratamentos não ajustados e como resíduo, o erro experimental de blocos casualizados e do látice simples, como blocos casualizados usando-se as médias dos tratamentos ajustados da análise com recuperação da informação interblocos e, como resíduo, o erro efetivo do látice.

F. V.	G. L.	PRODUTOS MÉDIOS		
		$X_\sigma X_7$	$X_\sigma X_{10}$	$X_7 X_{10}$
Repetições/Locais	5	108,5950	9,0175	17,4754
Tratamentos (ñ ajustados)	35	137,0170	19,3479	14,9602
Locais	4	1442,0876	-22,5494	355,4641
Interação TxL	140	23,8875	3,3316	4,4548
Resíduo	175	22,6314	3,1750	3,2190
Tratamentos (ajustados)	35	136,7448	19,0208	16,3329
Locais	4	1442,0898	-22,5490	355,4649
Interação TxL	140	23,1743	3,3046	4,4101
Erro Efetivo	125	23,0100	3,0813	2,9339

Tabela 37 - Estimativa das Covariância de tratamento ($\hat{\sigma}_t$), da interação tratamento x local ($\hat{\sigma}_{t\ell}$) e de Ambiente ($\hat{\sigma}_e$) das combinações X_6X_7; X_6X_{10} e X_7X_{10} da análise conjunta do látice simples com tratamentos não ajustados e erro intrabloco, do látice simples como blocos casualizados usando-se os tratamentos não ajustados e como resíduo, o erro experimental de blocos casualizados e do látice simples, como blocos casualizados usando-se as médias dos tratamentos ajustados da análise com recuperação da informação interblocos e, como resíduo, o erro efetivo do látice.

EXPERIMENTOS	COVARIÂNCIA	X_6X_7	X_6X_{10}	X_7X_{10}
Látice Simples	$\hat{\sigma}_t$	11,3129	1,6016	1,0505
	$\hat{\sigma}_{t\ell}$	0,6280	0,0793	0,6179
	$\hat{\sigma}_e$	22,2578	2,8548	2,6479
Blocos Casualizados (Tratamentos ñ ajustados)	$\hat{\sigma}_t$	11,3129	1,6016	1,0505
	$\hat{\sigma}_{t\ell}$	0,6280	0,0793	0,6179
	$\hat{\sigma}_e$	22,6314	3,1730	3,2190
Blocos Casualizados (Tratamentos Ajustados)	$\hat{\sigma}_t$	11,3570	1,5716	1,1922
	$\hat{\sigma}_{t\ell}$	0,0821	0,1116	0,7391
	$\hat{\sigma}_e$	23,0100	3,0813	2,9339

Tabela 38 - Estimativas dos Coeficientes de Correlação Fenotípica (r_p), Genotípica (r_G) e de Ambiente (r_e) correspondentes às combinações X_6X_7; X_6X_{10} e X_7X_{10} da análise conjunta do látice simples com tratamentos não ajustados e erro intrabloco, do látice simples como blocos casualizados usando-se os tratamentos não ajustados e, como resíduo, o erro experimental de blocos casualizados e do látice simples, como blocos casualizados usando-se as médias dos tratamentos ajustados da análise com recuperação da informação interblocos e, como resíduo, o erro efetivo do látice.

EXPERIMENTOS	COEFICIENTE DE CORRELAÇÃO	X_6X_7	X_6X_{10}	X_7X_{10}
Látice Simples	r_p	0,6850	0,7482	0,5638
	r_G	0,7182	0,8199	0,5442
	r_e	0,6830	0,6967	0,6144
Blocos Casualizados (Tratamentos ñ ajustados)	r_p	0,6824	0,7557	0,5731
	r_G	0,7182	0,8199	0,5442
	r_e	0,6730	0,7491	0,6584
Blocos Casualizados (Tratamentos Ajustados)	r_p	0,6911	0,7206	0,6159
	r_G	0,7372	0,7808	0,6127
	r_e	0,6775	0,7241	0,6291

5. CONCLUSÕES

Diante dos resultados obtidos, pode-se concluir que:

1º) A estimativa do componente de variância $\hat{\sigma}^2_t$ da análise individual e as estimativas dos componentes de variância $\hat{\sigma}^2_t$ e $\hat{\sigma}^2_{t\ell}$ da análise conjunta do látice simples com tratamentos não ajustados e erro intrabloco, e do látice simples, como blocos casualizados, usando-se os tratamentos não ajustados e, como resíduo, o erro experimental de blocos casualizados são iguais, isto é,

$$\left[\underset{\text{Bloco}}{\hat{\sigma}^2_t} = \underset{\text{Látice}}{\hat{\sigma}^2_t} \; ; \quad \underset{\text{Bloco}}{\hat{\sigma}^2_{t\ell}} = \underset{\text{Látice}}{\hat{\sigma}^2_{t\ell}}\right] ,$$

independente da eficiência do látice.

2º) As estimativas do componente de variância $\hat{\sigma}^2_e$ nas análises individuais e na análise conjunta não são iguais, isto é

$$\underset{\text{Bloco}}{\hat{\sigma}^2_e} = \underset{\text{Látice}}{\hat{\sigma}^2_e} + \frac{k}{k+1}\,\hat{\sigma}^2_\beta$$

$\hat{\sigma}^2_{e\,Bloco}$ = estimativa do componente de variância do erro experimental do látice simples como blocos casualizados, usando-se tratamento não ajustado.

3º) A estimativa do coeficiente de correlação genotípica (r_G) das análises individuais e análise conjunta são iguais para os experimentos em látice simples com tratamentos não ajustados e erro intrabloco, e látice simples, como blocos casualizados usando-se os tratamentos não ajustados e, como resíduo, o erro experimental de blocos casualizados.

4º) A estimativa da covariância de tratamento ($\hat{\sigma}_t$) entre as variáveis na análise individual e as estimativas da covariância de tratamento ($\hat{\sigma}_t$) e da interação ($\hat{\sigma}_{t\ell}$) entre as variáveis na análise conjunta dos experimentos de látice simples com tratamentos não ajustados e erro intrabloco, e de látice simples, como blocos casualizados, usando-se os tratamentos não ajustados e, como resíduo o erro experimental de blocos casualizados são iguais, independente da eficiência do látice e para qualquer número de repetição.

5º) Quando um experimento é montado na estrutura de látices e que o objetivo é estimar parâmetros genéticos, devemos analisar este experimento em látice, independente da eficiência do látice ser alta ou baixa em relação à 1ª e à 2ª análises.

6º) As estimativas do componente de covariância $\hat{\sigma}_e$ nas análises individuais e na análise conjunta não são iguais, isto é

$$\underset{\text{Bloco}}{\hat{\sigma}_e} = \underset{\text{Látice}}{\hat{\sigma}_e} + \frac{k}{k+1}\,\hat{\sigma}_\beta$$

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

CAMPOS, H. **Estatística aplicada à experimentação com cana-de-açúcar.** Piracicaba, FEALQ, Piracicaba, 1984. 292p.

COCHRAN, W.G. & COX, G.M. **Experimental designs.** 3. ed. New York, John Wiley, 1960. 611p.

EBERHART, S.A. Factors effecting efficiencis of breeding methods. **African Soils/Soils Africans, 15:** 669-679, 1970.

EBERHART, S.A. & RUSSEL, W.A. Stability parameters for comparing varieties. **Crop Science,** Madison, **6:** 36-40, 1966.

FALCONER, D.S. **Introduction to quantitative genetics.** Londres, Oliver and Boyd, 1972. 365p.

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

FEDERER, W.T. Experimental design. Nova York. The Macmillan Company, 1955. 544p.

FEDERER, W.T. & SPRAZUE, G.F. A comparison of variance components in corn yield trials. Error, testes x line and line components in topcross experiments. **J. Am. Soc. Agron.** Washington, 39: 453-63, 1947.

GOLDENBERG, J.B. El empleo de la correlacion em el mejoramiento genetico de las plantas. **Fitotecnia Latinoamericana,** Castelar, **5:** 1-8, 1968.

GREINER, L.C. Análise conjunta de experimentos em blocos incompletos balanceados com alguns tratamentos em comum. Piracicaba, 1986. 121p. (Mestrado - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"/USP).

KEMPTHORNE, O. **An introduction to genetic statistic.** 3. ed. New York, John Wiley & Sons, 1966. 545p.

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

MIRANDA FILHO, J.B. Princípios de experimentação e análise estatística. In: PATERNIANI, E.; coord. **Melhoramento de milho do Brasil.** Piracicaba, Fundação Cargill, 1978, p. 620-50.

MODE, G.L. & ROBINSON, H.F. Pleiotropism and the genetic variance and covariance. **Biometrics,** Raleigh, **15:** 518-37. 1959.

MORAES, M.L.T. Variação genética da densidade da madeira em progênies de ***Enlolyptus grandis*** Hill ex Maiden e Suas Relações com as características de crescimento. Piracicaba, 1987. (Mestrado - "Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"/USP).

PATERNIANI, E. Avaliação do método de seleção entre e dentro de familias de meio-irmãos no melhoramento de milho (*Zea mays* L.). Piracicaba, 1968. 92p. (Professor Catedrático - Escolar Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"/USP).

PATERNIANI, E. **Melhoramento e produção de milho no Brasil.** Campinas, Fundação Cargill, 1978. 650p.

PEREIRA, C.S. Eficiência dos delineamentos em látice quadrado. Piracicaba, 1967. 45p. (Mestrado - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"/USP).

PIMENTEL GOMES, F. **Curso de estatística experimental.** 11.ed. Piracicaba, Nobel, 1985. 466p.

RUSCHEL, R. Interação Genótipos x Localidades na Região Centro-Sul em milho (*Zea mays* L.). Piracicaba, 1968. 60p. (Mestrado - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"/USP).

SATTERTHWAITE, F.E. An approximate distribuiton of estimates of variance components. **Biometrics,** Raleigh, **2:** 110-14, 1946.

SNEDECOR, G.W. Statistical methods. 4.ed. Ames, Iowa, The Iowa State College Press, 1946. 485p.

SOUZA JÚNIOR, C.L. & VENCOVSKY, R. Covariância entre parentes na presença da interação genótipo-ambiente. In: SIMPÓSIO DE ESTATÍSTICA APLICADA À EXPERIMENTAÇÃO AGRONÔMICA, 3, Lavras,1989. Resumos. Lavras, ESAL, 1989. p.50-1.

SUWANTARADON, K. Simultaneous selection for several agronomic characteres in the BSSS2 maize population by means of selection indices. Ames, 1974. 159p. (pH D - Iowa State University).

VENCOVSKY, R. Herança quantitativa. In: PATERNIANI, E. **Melhoramento e produção de milho no Brasil.** Campinas, Fundação Cargill, 1978.

VENCOVSKY, R. Herança quantitativa. In: PATERNIANI, E. & VIEGAS, G.P. ed. **Melhoramento e produção de milho.** 2 ed. Campinas, Fundação Cargill, 1987. v.1, cap. 5, p.137-214.

VENCOVSKY, R. & GERALDI, I.O. Um modelo multiplicativo aplicado a análise de produção de grãos. **Relatório Científico do Departamento de Genética,** Piracicaba, **(11):** 157-65, 1977.

VIANNA, R.T. Correlações genéticas e capacidade geral de combinação em linhagens endogâmicas de milho (*Zea mays* L.). Viçosa. 1977. 72p. (Mestrado - Universidade Federal de Viçosa).

WELLHAUSEN, E.J. The accuracy of incomplete block designs in varietal trials in west Virginia. **Journal of American Society of Agronomy**, New York, **35**: 66-76, 1943.

YATES, F. The recovery of inter-block information in variety trials arranged in three dimensional lattices. **Annals of Eugenics**. Londres, **9**: 136-56, 1939.

YATES, F. & COCHRAN, W.Z. The analysis of groups of experiments. **Journal of Agric. Sci.**, London, **28**: 556-80, 1938.

ZUBER, M.S. Relative efficiency of incomplete block designs using corn uniformity trial data. **J. Am. Soc. Agron.**, Washington, **34**: 30-47, 1942.

APÊNDICES

APÊNDICE 1 - Dados referentes as variáveis X_1, X_4, ..., X_{11} dos 36 tratamentos do Local 1 (Linhares, ES).

REP	BLOC	TRAT	X_1	X_4	X_5	X_6	X_7	X_8	X_9	X_{10}	X_{11}
1	1	1	65	1	2	43	49	8	6.54	5.56	18.0
1	1	2	65	4	1	52	59	12	6.69	5.61	15.5
1	1	3	65	0	1	47	49	15	6.91	5.90	15.0
1	1	4	65	3	0	50	51	11	6.40	5.24	16.0
1	1	5	65	4	1	49	52	11	7.45	6.07	16.5
1	1	6	69	4	5	56	53	18	6.03	4.93	16.0
1	2	7	69	5	5	50	48	22	6.55	5.41	16.0
1	2	8	62	6	1	50	44	25	5.24	4.56	15.5
1	2	9	59	0	1	45	40	23	4.85	3.85	14.5
1	2	10	69	1	2	38	34	6	5.50	4.74	18.0
1	2	11	62	4	4	47	37	15	5.90	4.89	17.5
1	2	12	59	0	3	52	41	23	5.72	4.95	16.5
1	3	13	65	5	3	40	40	14	5.25	4.44	16.5
1	3	14	65	0	2	42	38	20	5.14	4.25	15.5
1	3	15	62	2	0	52	39	20	6.53	5.21	18.0
1	3	16	62	0	1	49	35	19	5.40	4.37	16.5
1	3	17	62	0	3	48	38	19	4.70	3.79	16.5
1	3	18	59	0	0	49	26	13	4.24	3.53	17.0
1	4	19	62	0	4	52	49	22	4.90	4.05	13.0
1	4	20	62	2	3	49	42	12	6.38	5.20	15.0
1	4	21	65	0	1	49	43	13	5.92	4.88	18.0
1	4	22	65	3	3	40	38	7	5.36	4.58	14.5
1	4	23	65	3	0	50	43	16	5.29	4.36	15.5
1	4	24	69	7	8	47	42	10	6.27	5.32	19.0
1	5	25	65	1	3	47	45	18	6.65	5.65	17.0
1	5	26	65	0	3	39	39	15	5.38	4.50	18.0
1	5	27	62	0	0	32	38	25	4.15	3.45	16.0
1	5	28	65	0	1	23	23	10	3.85	3.20	16.0
1	5	29	65	1	2	46	42	14	6.00	4.95	16.0
1	5	30	65	2	4	41	38	17	4.84	4.03	15.5
1	6	31	69	11	4	41	38	14	5.10	4.35	15.5
1	6	32	62	2	2	43	40	14	5.64	4.85	17.0
1	6	33	65	10	5	47	44	8	7.58	6.25	17.0
1	6	34	62	1	3	40	40	7	6.16	5.10	15.0
1	6	35	59	0	2	48	39	12	5.80	4.80	16.5
1	6	36	62	0	0	50	44	18	6.05	5.26	15.5

APÊNDICE 1 - Dados referentes as variáveis X_1, X_4, ..., X_{11} dos 36 tratamentos do Local 1 (Linhares, ES).

REP	BLOC	TRAT	X_1	X_4	X_5	X_6	X_7	X_8	X_9	X_{10}	X_{11}
2	7	1	65	4	7	42	36	13	5.07	4.39	16.5
2	7	7	69	6	4	44	45	13	6.59	5.50	17.5
2	7	13	65	4	1	43	37	17	4.63	3.86	16.5
2	7	19	62	3	5	51	46	13	4.91	4.02	16.5
2	7	25	65	0	0	56	51	14	7.05	5.75	18.5
2	7	31	65	4	4	50	46	18	6.96	5.89	17.5
2	8	2	65	0	0	42	37	9	6.05	5.08	19.5
2	8	8	59	2	0	49	32	16	4.76	4.10	15.4
2	8	14	62	2	1	44	37	18	4.60	3.90	16.0
2	8	20	65	1	2	48	41	13	7.37	6.20	17.5
2	8	26	65	4	4	37	56	18	7.07	5.80	19.5
2	8	32	62	4	2	34	37	16	5.00	4.20	14.5
2	9	3	62	1	0	45	46	9	6.70	5.55	16.0
2	9	9	59	4	1	49	31	17	4.55	3.65	16.0
2	9	15	62	0	0	51	39	15	5.85	4.58	18.0
2	9	21	62	4	2	44	42	8	6.80	5.60	18.0
2	9	27	62	2	1	33	38	15	5.11	4.30	17.5
2	9	33	65	6	3	25	24	10	2.99	2.36	15.0
2	10	4	69	0	0	50	49	9	6.09	5.02	15.0
2	10	10	65	1	1	34	36	8	4.80	4.03	18.6
2	10	16	65	5	2	41	52	41	5.76	5.42	20.0
2	10	22	65	4	3	43	47	13	5.62	4.87	16.0
2	10	28	65	1	0	23	23	7	3.90	3.30	18.5
2	10	34	62	1	1	42	42	16	3.97	4.96	15.0
2	11	5	59	4	3	49	46	12	6.76	5.83	18.0
2	11	11	62	0	1	49	37	14	6.30	5.32	17.0
2	11	17	59	3	3	49	37	21	5.22	4.36	18.0
2	11	23	62	2	0	38	35	10	4.97	4.13	15.0
2	11	29	59	0	2	40	41	16	4.52	3.84	16.0
2	11	35	59	7	4	43	42	12	6.69	5.55	17.5
2	12	6	65	6	6	45	54	13	7.76	6.40	16.0
2	12	12	59	3	5	48	38	30	4.77	4.04	15.5
2	12	18	62	0	1	53	35	22	4.62	3.78	18.0
2	12	24	65	2	7	54	42	20	5.40	4.64	15.5
2	12	30	62	1	3	37	38	17	4.82	4.00	16.0
2	12	36	59	2	0	48	41	13	6.01	4.94	17.0

REP = repetição; **BLOC** = blocos; **TRAT** = tratamentos.

APÊNDICE 2 - Dados referentes as variáveis X_4, ..., X_{11} dos 36 tratamentos do Local 2 (Colatina, ES).

REP	BLOC	TRAT	X_4	X_5	X_6	X_7	X_8	X_9	X_{10}	X_{11}
1	1	1	7	2	40	49	20	5.14	4.43	13.0
1	1	2	2	1	45	43	10	6.69	5.72	13.0
1	1	3	6	1	40	48	11	4.86	3.95	13.0
1	1	4	2	1	44	50	10	6.32	5.21	12.9
1	1	5	6	0	41	54	17	7.11	5.75	14.8
1	1	6	20	2	44	51	22	5.90	4.85	14.0
1	2	7	6	2	38	50	15	6.60	5.51	14.0
1	2	8	5	2	45	45	20	6.02	5.04	12.5
1	2	9	3	3	26	23	15	2.28	1.85	12.5
1	2	10	10	2	27	35	9	4.80	4.06	14.5
1	2	11	8	0	43	42	9	6.01	5.96	14.0
1	2	12	6	4	51	40	21	6.52	5.53	13.5
1	3	13	6	2	39	55	13	6.70	5.49	14.0
1	3	14	9	1	47	48	10	6.60	5.62	13.5
1	3	15	1	0	47	42	7	8.80	7.28	14.8
1	3	16	2	2	48	34	16	4.75	3.96	13.0
1	3	17	5	0	44	37	13	5.78	4.90	12.5
1	3	18	1	0	35	40	19	4.20	3.42	13.5
1	4	19	7	1	38	43	23	3.94	3.11	12.0
1	4	20	3	4	45	46	13	7.60	6.31	14.0
1	4	21	6	1	38	49	10	7.28	5.87	13.1
1	4	22	0	0	24	35	8	3.85	3.25	13.3
1	4	23	2	0	46	54	18	6.90	5.74	12.5
1	4	24	6	2	28	32	7	4.97	4.25	13.5
1	5	25	22	3	42	53	15	7.55	6.37	14.0
1	5	26	9	1	38	46	17	6.53	5.33	14.7
1	5	27	11	2	28	37	15	4.28	3.56	13.1
1	5	28	0	0	16	31	7	3.72	3.04	13.5
1	5	29	3	0	31	34	8	4.45	3.65	14.2
1	5	30	2	0	42	56	10	7.50	6.20	13.5
1	6	31	8	1	24	30	9	4.52	3.80	13.5
1	6	32	2	1	22	25	9	3.07	2.61	14.0
1	6	33	17	6	34	37	14	4.12	3.37	13.0
1	6	34	0	1	30	38	16	4.28	3.47	12.5
1	6	35	1	0	30	28	7	4.18	3.48	14.0
1	6	36	2	1	22	30	10	3.60	3.05	13.1

APÊNDICE 2 - Dados referentes as variáveis X_4, ..., X_{11} dos 36 tratamentos do Local 2 (Colatina, ES).

REP	BLOC	TRAT	X_4	X_5	X_6	X_7	X_8	X_9	X_{10}	X_{11}
2	7	1	7	1	46	36	11	5.22	4.40	13.0
2	7	7	3	1	42	43	13	5.45	4.58	13.0
2	7	13	0	0	39	52	16	7.90	6.64	15.0
2	7	19	0	1	16	20	7	2.20	1.79	12.0
2	7	25	2	0	42	47	9	7.30	6.05	14.0
2	7	31	4	4	37	41	12	6.32	5.27	14.2
2	8	2	0	2	37	34	4	5.20	4.45	14.2
2	8	8	3	2	47	47	11	7.25	6.74	13.5
2	8	14	4	2	41	39	12	6.15	5.32	12.5
2	8	20	7	2	42	43	11	5.52	4.27	13.8
2	8	26	2	0	34	35	5	4.72	3.92	14.1
2	8	32	3	0	30	39	11	5.10	4.40	13.0
2	9	3	0	0	33	44	5	4.31	3.46	13.0
2	9	9	3	0	40	37	15	4.82	3.96	13.0
2	9	15	1	0	50	51	15	8.84	7.37	15.5
2	9	21	9	1	41	57	8	8.66	7.04	14.2
2	9	27	10	3	34	34	10	4.68	3.96	12.5
2	9	33	4	0	41	33	12	5.07	4.10	13.2
2	10	4	1	1	43	46	11	6.34	5.25	14.0
2	10	10	0	0	24	29	1	3.80	3.20	14.1
2	10	16	5	2	33	23	7	5.76	4.96	14.1
2	10	22	1	1	25	32	7	4.46	3.78	14.0
2	10	28	0	0	22	15	5	2.30	2.00	13.0
2	10	34	0	1	31	46	14	6.20	5.12	14.1
2	11	5	12	4	47	45	16	4.95	3.95	13.5
2	11	11	1	0	18	17	5	3.10	2.70	14.5
2	11	17	22	2	44	51	24	6.67	5.72	13.1
2	11	23	0	0	15	19	13	2.28	1.72	13.0
2	11	29	0	0	32	33	10	3.72	3.08	14.0
2	11	35	1	0	37	25	6	4.26	3.56	13.5
2	12	6	11	3	44	38	16	4.48	3.60	13.0
2	12	12	0	2	38	38	16	5.47	4.75	12.8
2	12	18	2	0	47	39	12	7.15	5.92	14.2
2	12	24	3	0	28	33	9	4.83	4.05	14.0
2	12	30	0	0	11	13	3	2.04	1.74	14.0
2	12	36	3	1	29	46	15	5.34	4.44	13.5

REP = repetição; BLOC = bloco; TRAT = tratamento.

APÊNDICE 3 - Dados referentes as variáveis X_5, ..., X_{10} dos 36 tratamentos do Local 3 (São Mateus, ES).

REP	BLOC	TRAT	X_5	X_6	X_7	X_8	X_9	X_{10}
1	1	1	6	48	40	3	4.05	3.25
1	1	2	1	46	37	4	4.88	4.12
1	1	3	4	52	49	0	5.07	4.20
1	1	4	2	45	44	8	4.45	3.63
1	1	5	1	47	41	3	3.98	3.15
1	1	6	8	52	50	2	5.12	4.25
1	2	7	8	48	44	6	4.73	3.97
1	2	8	2	51	47	4	3.63	3.00
1	2	9	3	50	39	9	2.92	2.31
1	2	10	2	43	36	2	4.12	3.50
1	2	11	3	52	45	1	6.69	5.62
1	2	12	3	52	45	6	5.04	4.30
1	3	13	1	51	45	6	4.48	3.62
1	3	14	0	48	43	3	4.39	3.74
1	3	15	1	48	47	10	4.53	3.75
1	3	16	1	52	52	4	5.72	4.84
1	3	17	2	54	51	15	4.80	4.10
1	3	18	8	50	51	8	4.60	3.95
1	4	19	1	52	50	3	3.95	3.19
1	4	20	1	48	45	5	5.04	4.07
1	4	21	0	52	38	5	5.45	4.50
1	4	22	2	49	49	2	4.20	3.53
1	4	23	2	44	38	3	4.36	3.45
1	4	24	1	47	42	2	4.57	3.85
1	5	25	2	53	51	2	5.70	4.67
1	5	26	0	53	44	4	4.52	3.83
1	5	27	5	46	48	6	5.44	4.60
1	5	28	1	20	23	2	3.25	2.67
1	5	29	7	52	47	1	4.26	3.50
1	5	30	3	52	44	1	4.11	3.33
1	6	31	8	46	36	6	3.24	2.53
1	6	32	1	49	44	2	4.51	3.74
1	6	33	1	45	41	4	5.12	4.00
1	6	34	0	52	56	4	5.23	4.30
1	6	35	1	44	40	2	4.63	3.59
1	6	36	5	47	42	6	5.46	4.55

APËNDICE 3 - Dados referentes as variáveis X_5, ..., X_{10} dos 36 tratamentos do Local 3 (São Mateus, ES).

REP	BLOC	TRAT	X_5	X_6	X_7	X_8	X_9	X_{10}
2	7	1	9	49	45	1	5.01	4.25
2	7	7	3	51	48	4	5.44	4.61
2	7	13	2	52	50	1	5.36	4.43
2	7	19	1	50	47	7	3.74	2.93
2	7	25	3	52	48	3	5.31	4.05
2	7	31	11	50	40	1	4.05	3.30
2	8	2	4	46	42	0	5.43	4.64
2	8	8	21	50	47	2	4.67	3.95
2	8	14	3	48	43	3	3.66	3.07
2	8	20	1	50	46	9	5.07	4.08
2	8	26	0	51	49	3	5.44	4.40
2	8	32	5	47	32	1	4.10	3.46
2	9	3	3	46	42	1	4.37	3.58
2	9	9	7	52	48	1	4.48	3.62
2	9	15	7	53	41	5	5.43	4.51
2	9	21	1	52	49	1	5.57	4.50
2	9	27	5	49	51	4	4.45	3.71
2	9	33	11	50	40	3	5.18	4.13
2	10	4	1	50	45	0	5.20	4.25
2	10	10	1	53	40	1	5.13	4.36
2	10	16	1	49	41	14	4.59	3.85
2	10	22	0	47	47	3	4.43	3.73
2	10	28	1	34	27	2	3.28	2.77
2	10	34	1	43	42	7	3.73	3.09
2	11	5	5	45	46	1	4.34	3.41
2	11	11	0	52	54	1	5.97	5.06
2	11	17	2	48	42	8	4.14	3.58
2	11	23	5	56	47	9	3.90	3.20
2	11	29	3	51	41	0	4.13	3.43
2	11	35	1	35	31	1	3.95	3.25
2	12	6	12	53	52	2	4.34	3.46
2	12	12	2	52	52	2	7.05	6.15
2	12	18	2	50	40	14	4.14	3.45
2	12	24	2	51	48	9	4.08	3.22
2	12	30	1	52	48	8	4.25	3.43
2	12	36	5	48	42	3	4.16	3.34

REP = repetição; BLOC = bloco; TRAT = tratamento.

APÊNDICE 4 - Dados referentes as variáveis X_6, ..., X_{10} dos 36 tratamentos do Local 4 (Afonso Claudio, ES).

REP	BLOC	TRAT	X_6	X_7	X_8	X_9	X_{10}
1	1	1	28	24	2	3.82	3.32
1	1	2	34	38	7	6.22	5.22
1	1	3	42	44	1	5.62	4.62
1	1	4	27	28	8	3.42	2.82
1	1	5	30	34	5	6.02	4.92
1	1	6	40	38	4	6.02	5.12
1	2	7	38	44	5	6.62	5.62
1	2	8	43	40	2	6.72	5.72
1	2	9	37	38	4	5.42	4.52
1	2	10	39	43	5	5.62	4.72
1	2	11	43	33	2	3.52	4.72
1	2	12	34	32	4	5.62	5.02
1	3	13	40	37	3	6.42	5.52
1	3	14	37	36	7	5.82	4.92
1	3	15	42	40	13	8.12	6.32
1	3	16	47	38	14	6.72	5.42
1	3	17	41	34	4	6.22	5.22
1	3	18	44	39	15	5.92	4.72
1	4	19	47	37	8	5.32	4.32
1	4	20	33	24	12	3.82	3.12
1	4	21	39	39	14	5.22	4.22
1	4	22	40	35	9	4.22	3.72
1	4	23	36	26	7	3.92	3.32
1	4	24	28	28	5	4.52	3.92
1	5	25	41	30	6	4.22	3.42
1	5	26	42	33	7	3.72	3.02
1	5	27	37	45	1	5.92	5.02
1	5	28	19	17	2	3.12	2.62
1	5	29	32	30	5	4.22	3.52
1	5	30	33	31	4	4.82	4.12
1	6	31	33	34	6	4.22	3.52
1	6	32	36	25	5	3.22	2.82
1	6	33	34	28	6	3.92	3.22
1	6	34	34	33	4	4.42	3.62
1	6	35	31	30	6	5.62	4.62
1	6	36	36	33	3	5.02	4.12

APÊNDICE 4 - Dados referentes as variáveis X_6, ..., X_{10} dos 36 tratamentos do Local 4 (Afonso Claudio, ES).

REP	BLOC	TRAT	X_6	X_7	X_8	X_9	X_{10}
2	7	1	35	36	7	5.42	4.72
2	7	7	35	36	7	5.22	4.42
2	7	13	37	39	1	6.12	5.02
2	7	19	47	32	10	4.42	4.42
2	7	25	44	33	4	4.82	4.02
2	7	31	39	36	13	4.22	3.62
2	8	2	31	33	4	5.52	4.82
2	8	8	37	28	2	4.52	3.92
2	8	14	47	40	11	5.02	4.32
2	8	20	42	29	12	3.92	3.12
2	8	26	41	44	8	5.02	4.22
2	8	32	20	19	5	2.82	2.42
2	9	3	41	39	2	5.02	4.22
2	9	9	39	41	7	6.52	5.32
2	9	15	40	34	6	6.92	5.42
2	9	21	44	41	15	5.12	4.12
2	9	27	27	39	8	4.82	4.02
2	9	33	20	13	6	1.42	1.22
2	10	4	37	40	6	5.22	4.32
2	10	10	26	31	2	4.42	3.72
2	10	16	42	37	13	5.72	4.52
2	10	22	38	38	2	4.52	3.92
2	10	28	24	21	1	3.82	3.12
2	10	34	31	33	2	5.82	4.72
2	11	5	40	34	2	5.62	4.52
2	11	11	39	23	1	4.72	4.12
2	11	17	41	40	5	7.22	6.12
2	11	23	34	28	7	4.12	3.42
2	11	29	34	32	5	4.42	3.72
2	11	35	31	31	2	4.82	4.02
2	12	6	39	41	6	6.62	5.52
2	12	12	45	47	4	7.12	6.12
2	12	18	42	32	7	5.92	4.82
2	12	24	31	31	11	4.82	4.02
2	12	30	32	27	1	4.82	4.12
2	12	36	35	32	4	5.22	4.32

REP = repetição; BLOC = bloco; TRAT = tratamento.

APÊNDICE 5 - Dados referentes as variáveis X_5, ..., X_{10} dos 36 tratamentos do Local 5 (Conceição do Castelo, ES).

REP	BLOC	TRAT	X_5	X_6	X_7	X_8	X_9	X_{10}
1	1	1	4	46	59	10	9.87	8.40
1	1	2	0	48	50	9	10.18	8.62
1	1	3	0	43	53	5	9.16	7.54
1	1	4	0	44	67	6	9.33	7.79
1	1	5	3	50	63	6	10.02	8.18
1	1	6	5	48	57	19	8.35	6.45
1	2	7	2	45	64	12	8.55	7.00
1	2	8	3	48	48	10	7.45	6.00
1	2	9	1	46	45	10	8.00	6.32
1	2	10	2	42	41	6	7.06	5.87
1	2	11	2	42	42	6	9.36	7.99
1	2	12	2	44	42	16	8.72	7.45
1	3	13	2	48	66	17	10.86	8.76
1	3	14	0	48	48	9	9.56	7.94
1	3	15	2	45	42	14	8.82	7.11
1	3	16	1	43	44	18	8.92	7.34
1	3	17	2	46	47	16	9.52	7.87
1	3	18	1	45	41	14	9.10	7.59
1	4	19	2	46	49	13	8.25	6.66
1	4	20	0	43	42	12	9.35	7.48
1	4	21	2	43	50	13	10.05	8.21
1	4	22	0	45	62	10	9.00	7.51
1	4	23	2	47	59	12	8.33	6.90
1	4	24	2	42	54	11	8.92	7.12
1	5	25	1	48	52	7	10.68	8.70
1	5	26	1	39	48	9	7.60	6.08
1	5	27	3	41	42	6	6.36	5.12
1	5	28	2	32	33	4	5.95	4.89
1	5	29	1	41	60	6	9.06	7.52
1	5	30	2	38	50	11	8.03	6.65
1	6	31	2	46	55	4	10.10	8.17
1	6	32	7	50	50	17	7.27	6.00
1	6	33	0	50	50	13	8.98	7.14
1	6	34	5	45	51	11	8.40	6.86
1	6	35	5	47	48	9	8.60	7.07
1	6	36	0	48	45	10	7.56	6.20

APÊNDICE 5 - Dados referentes as variáveis X_5, ..., X_{10} dos 36 tratamentos do Local 5 (Conceição do Castelo, ES).

REP	BLOC	TRAT	X_5	X_6	X_7	X_8	X_9	X_{10}
2	7	1	1	15	27	5	4.78	4.05
2	7	7	4	39	56	8	8.89	7.35
2	7	13	0	46	62	12	9.70	8.04
2	7	19	4	44	51	6	8.82	7.28
2	7	25	0	42	43	8	8.56	6.82
2	7	31	2	41	54	13	9.35	7.70
2	8	2	2	48	50	5	9.57	8.06
2	8	8	1	46	48	7	8.82	7.35
2	8	14	1	42	42	10	8.20	6.77
2	8	20	5	46	48	9	9.88	8.03
2	8	26	3	27	36	7	5.85	4.75
2	8	32	8	42	53	17	7.90	6.50
2	9	3	1	48	53	5	9.87	8.39
2	9	9	0	39	45	6	8.03	6.50
2	9	15	0	45	44	14	10.56	8.40
2	9	21	0	48	51	9	9.52	7.80
2	9	27	0	22	35	9	5.26	4.21
2	9	33	3	45	47	17	8.00	6.45
2	10	4	1	37	53	4	8.48	6.86
2	10	10	2	34	44	8	7.33	6.10
2	10	16	3	41	39	12	8.62	7.12
2	10	22	1	49	60	11	9.08	7.69
2	10	28	1	31	37	7	7.21	5.88
2	10	34	4	34	56	13	7.80	6.35
2	11	5	0	44	57	8	9.14	7.24
2	11	11	5	44	45	4	10.52	9.00
2	11	17	1	37	38	7	8.53	7.09
2	11	23	0	22	37	5	5.52	4.48
2	11	29	4	42	59	10	9.50	7.78
2	11	35	1	40	50	3	8.25	6.80
2	12	6	5	41	53	12	8.48	6.85
2	12	12	2	42	41	15	8.53	7.31
2	12	18	1	51	50	13	10.77	8.83
2	12	24	5	44	48	6	8.63	7.12
2	12	30	5	32	45	9	6.12	5.86
2	12	36	1	46	46	4	9.21	7.70

REP = *repetição*; **BLOC** = *bloco*; **TRAT** = *tratamento*.