



UNIVERSIDADE FEDERAL DE LAVRAS

**MODELAGEM DO CONTROLE LOCAL
PARA OS ENSAIOS EM LÁTICE APLICADOS
AO MELHORAMENTO VEGETAL**

Monica Aparecida Tomé

2000

49254
MFN 34575

MONICA APARECIDA TOMÉ

**MODELAGEM DO CONTROLE LOCAL PARA OS ENSAIOS EM
LÁTICE APLICADOS AO MELHORAMENTO VEGETAL**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Lavras, como parte das exigências do Curso de Mestrado em Agronomia, área de concentração em Estatística e Experimentação Agropecuária, para a obtenção do título de "Mestre".

Orientador

Prof. Júlio Sílvio de Sousa Bueno Filho

LAVRAS
MINAS GERAIS – BRASIL
2000

**Ficha Catalográfica Preparada pela Divisão de Processos Técnicos da
Biblioteca Central da UFLA**

Tomé, Monica Aparecida

**Modelagem do controle local para os ensaios em látice aplicados ao
melhoramento vegetal / Monica Aparecida Tomé. – Lavras : UFLA, 2000.
92 p. : il.**

Orientador: Júlio Sílvio de Sousa Bueno Filho.

Dissertação (Mestrado) – UFLA.

Bibliografia.

**1. Delineamento experimental. 2. Bloco incompleto. 3. Modelo misto. 4.
Experimentação Agropecuária. 5. Látice. I. Universidade Federal de Lavras. II.
Título.**

CDD-311.2

-519.56

-631.523

MONICA APARECIDA TOMÉ

**MODELAGEM DO CONTROLE LOCAL PARA OS ENSAIOS EM
LÁTICE APLICADOS AO MELHORAMENTO VEGETAL**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Lavras, como parte das exigências do Curso de Mestrado em Agronomia, Área de Concentração em Estatística e Experimentação Agropecuária, para a obtenção do título de Mestre.

Aprovada em 29 de fevereiro de 2000

Prof. Antônio Carlos de Oliveira

EMBRAPA

Prof. Joel Augusto Muniz

UFLA



Prof. Júlio Sílvio de Sousa Bueno Filho

UFLA

(Orientador)

LAVRAS

MINAS GERAIS - BRASIL

*Dedico à minha mãe Vicentina
ao meu pai José Tomé,
a minha irmã Angela,
à minha madrinha Maria Batata e
ao Paulo.*

*Não só pelo apoio e compreensão,
mas, principalmente pelo amor que a mim dedicam.*

Agradecimentos

Expresso meus agradecimentos a todos os que direta e indiretamente colaboraram para a realização deste trabalho, em particular:

Primeiramente à Deus.

Ao prof. Júlio, pela atenção, orientação e amizade.

Aos professores, Augusto, Daniel, Delly, Eduardo, Joel, Lucas, Luiz Henrique,

Mário, Thelma,

Aos meus amigos, Adriano,

Aladir, Alex, Ana Rita, Carlos, Ewerton,

Iara, Leticia, Marcelo, Moises, Teixeira, Nagib.

Em especial à Déia, Deinha, Nini,

Monica Patty.

Às funcionárias do departamento de Ciência Exatas, Má, Edila, Maristela, Renata.

SUMÁRIO

	Página
RESUMO.....	i
ABSTRACT.....	iii
1 INTRODUÇÃO.....	1
2 REFERENCIAL TEÓRICO.....	3
2.1 Delineamentos em Blocos Incompletos.....	3
2.2 Delineamentos em Látice.....	5
2.3 Análises Usuais do Delineamento em Látice.....	6
2.4 Modelos Mistos – Efeitos fixos e aleatórios.....	7
2.5 Obtenção das Componentes de Variância.....	11
2.6 Alternativas de análise do delineamento em Látice.....	12
2.7 Eficiência do Látice.....	14
3 METODOLOGIA.....	16
3.1 Material.....	16
3.1.1 Os ensaios.....	16
3.1.2 Parâmetros simulados com superfície apresentando baixo efeito de variação quanto à fertilidade.....	18
3.1.3 Parâmetros simulados com superfície irregular.....	20
3.2 Sintaxe do SAS®.....	25
3.3 Critérios de comparação.....	27

3.3.1 Proporção de ajustes válidos.....	28
3.3.2 Precisão das estimativas das componentes de variância de cada modelo.....	28
3.3.3 Correlação de Pearson e Spearman.....	28
3.3.4 Erro quadrático médio (EQM).....	29
3.3.5 Critério da informação de Akaike.....	29
3.3.6 Número da simulação.....	30
4 RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	31
4.1 Proporção de ajustes válidos.....	31
4.2 Critério da Informação de Akaike.....	35
4.3 Estimativas das componentes de variância.....	37
4.4 Erro Quadrático Médio (EQM).....	38
4.5 Correlação de Pearson e Spearman.....	39
4.6 Considerações finais.....	41
5 CONCLUSÃO.....	43
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	44
ANEXO.....	48

RESUMO

TOMÉ, Monica Aparecida. Modelagem do Controle Local Para os Ensaios em Látices Aplicados ao Melhoramento Vegetal. Lavras: UFLA, 2000. 92p. (Dissertação – Mestre em Estatística e Experimentação Agropecuária)¹.

O presente trabalho teve por finalidade avaliar se os efeitos associados ao controle local nos delineamentos em látice devem ser analisados como fixos ou aleatórios. Foram consideradas quatro formas de análise, quais sejam: a análise do modelo fixo (FF); a análise com blocos aleatórios e tratamentos fixos (AF); a análise com blocos fixos e tratamentos aleatórios (FA) e a análise do modelo aleatório (AA). Foram simulados ensaios aleatoriamente estabelecidos em três tipos de superfícies de fertilidade (homogênea, ligeiramente heterogênea e heterogênea) e em cada caso, consideradas três herdabilidades (baixa, média e alta). Foram gerados látices 5x5 (25 progênies); 8x8 (64 progênies) e 11x11 (121 progênies), com diferentes números de repetições. Para cada situação experimental, foram gerados 15000 experimentos. As estimativas REML foram obtidas com a "proc mixed" do SAS[®]. Os critérios utilizados para comparação dos modelos foram: as correlações de Pearson e de Spearman entre os valores genéticos simulados de progênies e suas predições; os erros quadráticos médios nestas estimativas; média e variância das estimativas de componentes de variância; a porcentagem de ajustes válidos para cada tipo de análise; e a média do critério da informação de Akaike. Os resultados sobre a validade dos ajustes e adequação dos modelos refletem a superioridade da abordagem de blocos fixos (modelo FA melhor que AA e o modelo FF melhor que AF). O modelo FA é o preferível por ser o mais coerente com a experimentação do melhoramento de plantas (tratamentos tomados como de efeitos aleatórios), embora ocasione uma ligeira superestimação de variância genética. Quanto aos erros de seleção (associados às correlações) o modelo AF (látice usual) foi o melhor em quase todas as situações, sendo que, em alguns casos com superfícies irregulares e baixas herdabilidades, o modelo FA foi superior. Considerando o efeito de tratamento fixo, independente da superfície de fertilidade, o efeito de bloco é geralmente melhor representado como aleatório. Se por outro lado, o efeito de tratamentos tiver de ser considerado como aleatório, apenas com superfícies muito homogêneas e com herdabilidades altas o controle local é melhor modelado por efeito aleatório.

¹ Orientador: Júlio Sílvio de Sousa Bueno Filho – UFLA / Co-orientador: Daniel Furtado Ferreira – UFLA

ABSTRACT

TOMÉ, Monica Aparecida. Modeling local control for lattice designs in plant breeding. Lavras: UFLA, 2000.92p. (Dissertation – Master in Statistical and Agricultural Experimentation) ¹

The aim of this work is to evaluate whether the effects associated with the local control in the lattice design should be analyzed as fixed or random. Four kinds of analysis were performed: fixed model (FF), random blocks and fixed treatment (AF), fixed blocks and random treatment (FA) and random model (AA). The randomly simulated experiments were performed in three kinds of fertility surface, namely: homogeneous, weakly heterogeneous and heterogeneous. In each case, three heritabilities were considered: high, medium and low. We generated the following lattices: 5x5 (25 progenies), 8x8 (64progenies) and 11x11 (121 progenies), with different numbers of repetitions. For each experimental situation, we generated 15000 experiments. The REML estimates were obtained using the "proc mixed" from SAS. We used the following criteria to compare the models: Pearson and Spearman correlation between the simulated progenies' genetic values and its predictions; mean square errors of those estimates; mean and variance of the variance components estimates; the fraction of valid fittings for each kind of analysis; the average of Akaike's information criteria. The results concerning the validity of the fittings and suitability of the models show the superiority of the fixed blocks approach (FA is better than AA and FF is better than AF). The AF model is preferable because it reflects the usual situation in plant breeding, although it results in a slight overestimation of genetic variance. In what concerns the selection errors measured by the correlation, the AF model provided better results in almost all of the cases. Nevertheless, under different conditions and in some cases, with irregular surfaces and low heritabilities, the FA model provided the best results. If the effect of the treatment is considered as fixed the block effect is best described as random independent of the fertility surface. On the other hand, if the effect of the treatment must be considered random only very homogeneous surfaces and high heritabilities makes the random block model the best approach.

¹ Adviser: Júlio Sílvio de Sousa Bueno Filho – UFLA / Co-Adviser: Daniel Furtado Ferreira – UFLA.

1 INTRODUÇÃO

Os delineamentos em blocos incompletos são úteis em situações nas quais o ensaio apresenta um número de tratamentos maior que o número de parcelas disponíveis em blocos suficientemente homogêneos.

O látice é um caso particular dos Delineamentos em Blocos Incompletos (DBI), em que os blocos estão dispostos em repetições (uma repetição é um grupo de unidades experimentais com todos os tratamentos).

Os látices mais comumente empregados no melhoramento de plantas são os látices quadrados, onde o número de tratamentos é o quadrado do número de unidades experimentais por bloco. Em geral, estes delineamentos são implantados de forma parcialmente balanceada, em que nem todos os pares de tratamentos ocorrem o mesmo número de vezes no mesmo bloco.

Os delineamentos em látices permitem diferentes formas de análise, sendo que as análises usuais são: análise intrabloco (modelo fixo) e análise com recuperação da informação interbloco (modelo misto, com efeito de bloco aleatório).

Observou-se que as diferenças das análises verificou-se em função de os efeitos de bloco serem tratados como fixos ou aleatórios, sendo estes casos particulares da metodologia de Modelos Mistos.

A diferença básica entre os efeitos fixos e aleatórios está no espaço inferencial, ou seja, os efeitos são considerados fixos quando as conclusões se referem apenas aos níveis do fator que estão presentes no experimento. Os efeitos são considerados aleatórios quando as conclusões se referem a uma amostra aleatória dos níveis presentes no experimento, sobre os quais se pretende inferir, sendo esses níveis pertencentes a uma população.

Em muitos casos, em ensaios genéticos, sabe-se que os efeitos de progênies são melhor representados como aleatórios. Então surgem duas novas alternativas de análise para os látices. Uma delas assume que os efeitos de bloco são aleatórios e a outra, que são fixos. Pairam dúvidas sobre qual seria a melhor representação para fins de seleção.

A proposta deste trabalho é a de avaliar as conseqüências em se tratar blocos como aleatórios ou fixos, e em quais circunstâncias uma ou outra natureza de efeito é a mais adequada.

As formas de análise aplicadas para tal propósito foram:

- análise intrabloco, ou de modelo fixo (FF);
- análise com recuperação da informação interbloco (AF);
- a análise com blocos fixos e tratamentos aleatórios, ou modelo misto, com efeitos de tratamentos aleatórios (FA);
- análise do modelo aleatório (AA).

A meta deste trabalho foi:

- comparar a adequação das alternativas de análise aplicadas em delineamentos em látice, as quais foram avaliadas mediante vários critérios.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

2.1 Delineamentos em Blocos Incompletos

No melhoramento vegetal, é comum a avaliação de um grande número de tratamentos, sendo necessário para tanto, uma área com tamanho razoável. Geralmente, em áreas grandes, devido à presença do fator heterogeneidade, quanto à fertilidade, declive, entre outros fatores, faz-se necessária a implantação de controle local.

O controle local tem por finalidade dividir um ambiente heterogêneo em subambientes homogêneos, aumentando a eficiência do experimento e diminuindo o erro experimental.

Um dos delineamentos que possibilita a implantação do controle local é o Delineamento em Blocos Casualizados (DBC). Este procedimento apresenta várias vantagens, entre elas, a ortogonalidade (como cada bloco deve incluir todos os tratamentos, os efeitos de tratamentos podem ser estimados por suas médias, livres dos efeitos de blocos). Uma de suas particularidades é que cada bloco deve ser o mais homogêneo possível. Contudo, quando o número de tratamentos é grande, é impraticável conseguir tais blocos homogêneos, inviabilizando, assim, a utilização deste delineamento.

Com o objetivo de eliminar a heterogeneidade dentro dos blocos, Yates (1936) introduziu o (DBI). Este delineamento caracteriza-se pelo fato de que cada bloco não contém todos os tratamentos.

Segundo Cochran e Cox (1957), os delineamentos em BI podem ser:

- “Resolvable designs”- quando os blocos podem ser agrupados em repetições, onde todos os tratamentos estejam igualmente representados;
- “Non-resolvable designs” – casos em que os blocos não podem ser agrupados em repetições.

Dentro da classe dos delineamentos, que permitem agrupamento, existem, entre outros, os látices retangulares e os quadrados.

A existência de certos critérios de balanceamento tais como a disposição dos tratamentos nos blocos, evita que haja problema quanto à estimabilidade dos contrastes principais, acarretando maior eficiência dos delineamentos implantados (Cochran e Cox, 1957).

O balanceamento completo requer que quaisquer dois tratamentos ocorram juntos em um mesmo número de blocos. Assim, todos os contrastes entre tratamentos são calculados com igual precisão. Tal delineamento é chamado de Delineamento em Blocos Incompletos Balanceados (DBIB).

Em geral, um inconveniente no DBIB é o número excessivo de repetições necessárias para atingir o balanceamento completo. Para contornar este problema, Bose e Nair (1939) instituíram uma modificação no DBIB, que consiste na utilização de apenas parte das repetições contidas no DBIB. Estes delineamentos são chamados de Delineamentos em Blocos Incompletos Parcialmente Balanceados (PBIB). Com isso, alguns tratamentos não ocorrem juntos no mesmo bloco, diminuindo a precisão do contraste envolvendo esses tratamentos. Contudo, comparativamente, quando alguns tratamentos ocorrem juntos no mesmo bloco, a precisão dos contrastes é maior que na primeira situação.

No PBIB, os tratamentos ocorridos juntos no mesmo bloco são chamados de primeiros associados. Quando os tratamentos não ocorrem juntos no mesmo bloco, os tratamentos considerados neste contraste são chamados de segundos associados. O parâmetro utilizado para a caracterização do grau de associação (classes de associados) entre os tratamentos é o λ .

Só recentemente a análise dos Delineamentos em Blocos Incompletos ganhou novo impulso pela facilidade de sua implementação em pacotes computacionais.

2.2 Delineamentos em Látice

Uma ramificação dos BI são os delineamentos em látice, que são delineamentos *Resolvable*. Estes delineamentos podem ser balanceados ou parcialmente balanceados. Dentre estes, os mais utilizados são os látices quadrados, em que o número de tratamentos é o quadrado do número de parcelas por bloco.

Porém, o látice pode ser parcialmente balanceado. Neste caso, apenas uma parte das $k+1$ repetições ocorre. Assim, alguns contrastes passam a ser estimados com menor precisão, surgindo duas classes de associados.

A classificação dos delineamentos em látices segundo o número de repetições ortogonais utilizadas, também chamados de arranjos básicos, é:

- Látice simples: são utilizados apenas dois arranjos básicos, isto é, duas repetições;
- Látice triplo: são utilizados três arranjos básicos;
- Látice quádruplo: quatro arranjos básicos fazem parte do ensaio.
- E assim por diante

Existem determinadas situações, seja por dificuldade de planejamento (época anterior aos computadores), seja por problemas combinatórios (por exemplo, num látice 10×10 podem se obter apenas quatro planos básicos ortogonais) que se torna inviável a implantação de arranjos ortogonais. Para contornar este problema, os BI apresentam a possibilidade de repetir os arranjos básicos utilizados. Surge uma nova classificação:

- Látice duplicado: é feita uma duplicação do látice simples. São utilizadas quatro repetições, sendo dois arranjos repetidos.
- Látice triplicado: o látice triplo é triplicado, e assim por diante.

Há situações em que o número de tratamentos não permite a aplicação do látice quadrado (por não ser um quadrado perfeito) e uma das soluções é o

látice retangular. Ele possibilita o estudo de $k(k+1)$ tratamentos, sendo que cada bloco apresenta k unidades experimentais.

Assim, é possível comparar por exemplo, 12, 20, 30, 42, 56, 72, 90 tratamentos e assim por diante.

Os látices retangulares podem ser simples quando provierem de dois arranjos básicos, triplo com três arranjos básicos.

2.3 Análises usuais do delineamento em látice

Quando o objetivo é comparar efeitos fixos de tratamento, há duas formas de análise dos experimentos em blocos incompletos:

- análise intrablocos: apenas as comparações entre as parcelas do mesmo bloco são utilizadas nas estimativas dos efeitos de tratamentos. Esta é fundamentada no método de estimação dos Mínimos Quadrados, tendo sido a análise originalmente proposta por Yates (1936). Na execução desta análise, faz-se uso do modelo fixo, ou seja, todos os efeitos envolvidos no modelo são fixos, exceto o erro experimental;
- análise com recuperação da informação interblocos. Consiste em uma informação combinada com análise intrabloco (informação fornecida pelos contrastes de parcelas dentro dos blocos) e a informação existente entre os blocos (comparação entre tratamentos que não ocorrem no mesmo bloco). Esta combinação permite a obtenção de contrastes entre tratamentos e em geral é mais precisa se a σ_b^2 (variância de bloco) é bem estimada. Nesta análise, o modelo utilizado é um modelo misto, sendo que o efeito de blocos dentro de repetições é considerado aleatório e os demais efeitos são tomados como fixos (exceto o erro experimental).

A diferença encontrada nas duas análises se verifica pela descrição da natureza dos efeitos envolvidos, sendo que a primeira, adota um modelo fixo. Já na análise da recuperação da informação interbloco (RII), os blocos apresentam efeitos de natureza aleatória. Estes dois casos, podem ser vistos como casos particulares da metodologia dos modelos mistos (Henderson et al., 1959).

Quando o objetivo é inferir sobre tratamentos estruturados em populações, das quais estes são uma amostra, as análises mais adequadas são aquelas que apresentam efeito aleatório para tratamento.

No caso da ordenação para a seleção de material genético de uma população, a análise correta considera efeitos de tratamentos aleatórios (Henderson, 1975; White e Hodge, 1989; Robinson, 1991).

2.4 Modelos Mistos - Efeitos fixos e aleatórios

Os Modelos Mistos são utilizados para descrever dados de experimentos, apresentando efeitos a serem estimados (efeitos fixos) e efeitos a serem preditos (efeitos aleatórios).

O modelo misto admite o seguinte modelo

$$y = X\theta + Zu + e,$$

em que

- y é o vetor de dados observado;
- X é a matriz de incidência dos efeitos fixos;
- θ é o vetor de parâmetros dos efeitos fixos desconhecidos;
- Z é a matriz de incidência dos efeitos aleatórios;
- u é o vetor de parâmetros dos efeitos aleatórios desconhecidos;
- e é o vetor de erros aleatórios não observáveis. $e \sim N(\phi, I\sigma^2)$.

Para este modelo tem-se,

$$E \begin{bmatrix} u \\ e \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}$$

$$1. \text{Var} \begin{bmatrix} u \\ e \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} G & 0 \\ 0 & R \end{bmatrix} \sigma^2$$

em que

- **G e R** são matrizes conhecidas e positivas definidas e σ^2 é uma constante positiva, ou ainda, matrizes de variância e covariância de efeitos aleatórios residual, respectivamente.

Henderson (1975) definiu duas equações, denominadas soluções do modelo misto, com a função de estimar β (efeito fixo) e u (efeito aleatório).

As soluções:

- $X'R^{-1}X\beta + X'R^{-1}Zu = X'R^{-1}y$
- $ZR^{-1}X\beta + (Z'R^{-1}Z + G^{-1})u = Z'R^{-1}y$

Com isso,

$$y \sim N(X\theta, ZGZ' + R)$$

Vê-se que a variância de y é então $V = ZGZ' + R$. Observa-se que o modelo fixo é um caso particular do modelo misto em que $Z = \phi$ e $R = I\sigma^2$

Eisenhart (1947) apresenta dois objetivos para análise de variância utilizados para estimação de parâmetros fixos, quais sejam:

- 1) Estimar constantes associadas às componentes da variância das variáveis aleatórias;
- 2) Estimar constantes associadas às diferenças entre médias dos efeitos lineares dos tratamentos.

White e Hodge (1989) apresentam um objetivo principal para a análise de dados em genética e melhoramento, qual seja: “estimar” ou “predizer” (Robinson, 1991; Searle, Casella e McCulloch, 1992; Henderson, 1975) os valores dos efeitos associados aos níveis de ocorrência de uma variável aleatória com distribuição de probabilidade conhecida (bem estimada).

A estimação de efeitos fixos consiste em encontrar o efeito médio de um nível de tratamento. Por ser fixo, não importa a distribuição de probabilidade deste efeito, mas apenas a distribuição do erro experimental (situação usual da estatística experimental). Na predição dos efeitos de um nível de tratamento, de natureza aleatória, importam tanto a distribuição do erro experimental quanto a relação entre os demais níveis dos tratamentos que compuseram a amostra aleatória.

Assim, em geral, para estimar um efeito de um só tratamento (fixo) emprega-se a melhor estimativa da média das observações deste tratamento subtraindo-se da melhor estimativa da média geral. Para predizer o efeito de um tratamento aleatório, deve-se corrigir aquela diferença multiplicando-a pela fração das diferenças que é essencialmente devida à diferenças entre os tratamentos. Esta fração, no melhoramento genético, é a herdabilidade.

Por exemplo: tomando dois modelos, um modelo fixo de um delineamento inteiramente casualizado

$$y_{ij} = \mu + T_i + e_{ij},$$

em que

- y_{ij} são os dados observados;
 - μ é uma constante associada a cada dado observado;
 - T_i é o efeito fixo de tratamento ;
 - e_{ij} é o erro experimental associado ao modelo,
- sendo que $e \sim N(\phi, I\sigma^2)$.

e outro aleatório

$$y_{ij} = \mu + \tau_i + e_{ij},$$

em que

- y_{ij} são os dados observados;
- μ é uma constante associada a cada dado observado;
- τ_i é o efeito aleatório de tratamento ;
- e_{ij} é o erro experimental associado ao modelo,

sendo que $e_{ij} \sim N(0, \sigma^2)$, $\tau_{ij} \sim N(0, \sigma_\tau^2)$.

Para estimar o efeito de T_i , basta fazer

$$\hat{T}_1 = \bar{Y}_{1.} - \bar{Y}_{..},$$

em que

- \bar{Y}_i , é a média de cada tratamento;
- $\bar{Y}_{..}$ é a média geral .

Mas para prever o efeito aleatório τ_i , é necessário fazer

$$\hat{\tau}_i = (\bar{Y}_i - \bar{Y}_{..}) \left(\frac{\sigma_\tau^2}{\sigma_\tau^2 + \frac{\sigma^2}{J}} \right),$$

em que

- \bar{Y}_i , é a média de cada tratamento;
- $\bar{Y}_{..}$ é a média geral ;

- σ_{τ}^2 é a componente de variância associada ao efeito de tratamento;
- σ^2 é a componente associada ao erro experimental;
- J é o número de repetições associado ao experimento.

Os melhoristas consideram que se esta relação é em geral evidente para grupos, o mesmo não ocorre para os níveis individuais de tratamento.

Em ensaios genéticos, sabe-se que os efeitos de progênes são melhor representados como aleatórios, exceto em situações em que as conclusões são restritas aos níveis de tratamentos presentes no estudo. Entretanto, há dúvidas quanto a natureza do efeito de bloco. Quanto a isso, não há precedentes indicando a melhor situação para utilizar o efeito de bloco como fixo ou aleatório e nem mesmo as perdas ocorridas por tal escolha.

2.5 Obtenção das componentes de variância

Um requisito de estimadores e preditores, com propriedades do melhor preditor linear não-viesado (BLUP), é o conhecimento das matrizes G e R. Este processo é feito por métodos de estimação das componentes de variância. O método utilizado com *default* na "proc mixed" do SAS® é a máxima verossimilhança restrita (REML). Esse método é fruto de uma variação do método de "Máxima Verossimilhança", desenvolvido originalmente por Patterson e Thompson (1971) para a obtenção do melhor estimador linear não viesado (BLUE) de tratamentos em delineamentos em blocos incompletos. Neste método as estimativas de efeitos fixos e aleatórios são calculadas como efeitos lineares, gerando, assim, estimativas de componentes de variância. A partir destas estimativas, novos valores são obtidos para os efeitos lineares, os quais geram novos componentes de variância e o método segue até convergir. Os parâmetros envolvidos são:

- β que é o vetor de p parâmetros com valores fixos (efeitos fixos)
- u e e são os vetores de variáveis aleatórias não observáveis tal que $E(u) = \phi$ e $E(e) = \phi$

2.6 Alternativas de análise do delineamento em látice

No melhoramento genético, em decorrência da natureza do efeito de progênies ser melhor representado como aleatório, o látice apresenta, além das análises usuais (análise intrablocos e a análise com recuperação interblocos), mais duas formas de análise, quais sejam: i) modelo com efeitos de tratamentos aleatórios e os demais efeitos fixos, com exceção do erro experimental; ii) o modelo totalmente aleatório, considerando efeitos de blocos e tratamentos aleatórios.

Com isso, as alternativas de análise de um delineamento em látice, considerando delineamentos balanceados, são quatro:

- a) análise intrablocos (modelo fixo);
- b) análise com recuperação da informação interbloco (RII): efeitos fixos de tratamento e os efeitos de repetição, bloco dentro de repetição e erro experimental são aleatórios;
- c) Predição de valores aleatórios de tratamentos (BLUP para tratamentos): efeitos aleatórios de tratamento e do erro experimental; e efeitos fixos de repetição e de blocos dentro de repetições;
- d) Modelo de componentes de variância: modelo totalmente aleatório.

Bueno Filho e Vencovski (1999) trata, dentre outras alternativas de análise para o látice, as análises que consideram tanto efeito de tratamento aleatório, quanto fixo, sendo que as primeiras são mais adequadas para o melhoramento vegetal aplicado, em especial, quando se trata da cultura de

Eucaliptus grandis. Esse autor ressalta, no entanto que embora o modelo que considera apenas efeito de tratamento aleatório seja conceitualmente o melhor para a seleção, o modelo totalmente aleatório também pode ser empregado em algumas situações, especialmente por apresentar o menor erro residual (σ^2).

A avaliação de alternativas de análises está muito facilitada com a simulação de dados e o desenvolvimento de *softwares* estatísticos. A principal vantagem da simulação é o conhecimento dos valores paramétricos adotados, possibilitando o conhecimentos da precisão das estimativas. Outra vantagem da simulação é que, em muitas áreas, existe a dificuldade de se obter banco de dados com características específicas e números necessários para o estudo de técnicas, novas ou já utilizadas. Com o uso da simulação, é possível conhecer qual o meio (ou a situação) mais adequado para a aplicação das técnicas estudadas.

Um método comumente utilizado para simulação é o método de Monte Carlo. Esta técnica consiste na simulação de dados, por meio de números pseudo-aleatórios, com o auxílio de um algoritmo combinado a uma distribuição de probabilidade (Dachs, 1988).

Na área dos Modelos Mistos, o desenvolvimento da área computacional trouxe muitos benefícios, um deles é o procedimento denominado de "proc mixed" do SAS^{®1} (Littell, et al., 1986). Esta rotina é uma contribuição para a intensificação de estudos na metodologia de Modelos Mistos, já que este procedimento é adequado tanto para modelos mistos balanceados como não-balanceados e discrimina de forma correta efeitos fixos e efeitos aleatórios. Além disso, possibilita o uso de várias estruturas para matrizes de covariâncias, (efeitos correlacionados, matrizes G e R quaisquer, assim por diante). Neste procedimento, o modelo misto é ajustado, como padrão, pelo método da "Máxima Verossimilhança Restrita" (Patterson e Thompson, 1971).

¹ SAS[®] SAS Institute. 1999. Users guide. Version 6, 4th ed. Vol. 2 SAS Inst., Cary, NC.

A "proc mixed" permite a estrutura composta de efeitos fixos e aleatórios com grande facilidade.

2.7 Eficiência do Látice

A eficiência dos DBI foi tema de grande interesse em pesquisas estatísticas, sendo que vários autores tratam sobre a eficiência das diversas formas de análises destes ensaios, tais como: Zuber (1942), Johnson e Murphy (1943), Pereira (1967), Williams e Jones (1979), Casler (1999) e Pearce (1995) entre outros.

Em muitos destes trabalhos encontrados na literatura, constata-se que o látice é tão preciso, ou mais preciso que o delineamento em blocos completos. Salvo as situações em que a variância entre os blocos seja baixa, pois, neste caso, o controle local é ineficiente e apenas se perdem graus de liberdade do resíduo, tomando preferível a utilização do delineamento em blocos completos casualizados (metodologia comumente utilizada), especialmente nos casos de erros na implantação do arranjo experimental (Bueno Filho,1992).

Cecon (1992) e Silva (1997), dentre outros, compararam algumas formas de análise do Delineamento em Látice. O primeiro conclui que, independente de alta ou baixa eficiência dos Látices na estimação de parâmetros genéticos, deve-se sempre utilizar a casualização em Látice e a análise com recuperação da informação interblocos. Silva (1997) encontrou na análise intrablocos somas de quadrados de tratamentos ajustados para blocos. Esse autor obteve também as diferentes expressões algébricas para as esperanças dos quadrados médios, supondo que os tratamentos e blocos estivessem representados por efeitos aleatórios, ou seja, encontrou viés na estimação de componentes de variância por meio de sua forma usual de cálculo.

Federer (1998) e Federer e Wolfinger (1998) apresentam diversas opções de análises de blocos incompletos e quadrados latinos usando tanto os conceitos de recuperação da informação interefeitos (blocos, progênie) quanto a modelagem do controle local é feita por equações de regressão (superfície de fertilidade) com coeficientes aleatórios. Porém, estes trabalhos não são conclusivos quanto à melhor opção para o controle local.

Lopez e Arrue (1995) estudou a eficiência de um delineamento em blocos incompletos conjugado aos conceitos de geoestatística para melhorar a precisão de um experimento. Observou que a área apresentava uma dependência espacial e, assim, montou um mapa para localizar as posição das parcelas de acordo com o delineamento proposto.

Conforme Littell et al. (1996), esta abordagem geoestatística parece hoje a mais promissora no aumento da precisão experimental. No entanto, o escopo deste trabalho restringiu-se às abordagens experimentais dos DBI (justificáveis por aleatorização), em que pode ser assumido o modelo Gauss- Markov normal misto, com a justificativa de aleatorização total das unidades experimentais. Os efeitos tomados como aleatórios (por exemplo, de blocos) neste caso, são sempre um procedimento válido (Hinkelmann e Kempthorne, 1992).

3 METODOLOGIA

3.1 Material

3.1.1 Os ensaios

Foram realizados dois tipos de simulação:

- **Supondo inicialmente uma superfície com baixa variância, caracterizando uma superfície homogênea;**
- **Supondo superfície com alta variabilidade, caracterizando uma superfície altamente acidentada;**

Primeiramente, foi simulada a superfície homogênea. Contudo, esta situação não refletiu o que geralmente ocorre na prática. Optou-se, então, simular uma nova situação com objetivo de retratar uma área com diferentes medidas de fertilidade (alta variância) e assim, poder confrontar os resultados com os valores encontrados da primeira superfície simulada e avaliar o quanto a superfície interfere nas estimativas das médias de progênes.

No primeiro tipo de simulação, os bancos de dados simulados consistiram de experimentos em látice, com diferentes medidas (em torno de 20%, 40%, e 80%) para a herdabilidade, considerando médias de progênes.

O número de tratamentos e de repetições foi variado para caracterizar ensaios pequenos, médios e grandes dentro de algumas limitações de simulação. Desta forma, obteve-se:

- **Látice 5x5, com 25 progênes (tratamentos), com 2, 4 e 6 repetições;**
- **Látice 8x8, com 64 progênes (tratamentos), com 2, 6 e 9 repetições;**
- **Látice 11x11, com 121 progênes (tratamentos), com 2 e 4 repetições;**

Para a segunda situação simulada (superfície irregular), o número de tratamentos não foi alterado e foram realizadas 2 e 4 repetições. Para cada combinação gerada de tipo de superfície, tratamentos, repetições e herdabilidades foram aplicadas quatro alternativas de análises do látice, objetivando conhecer a melhor situação e a análise mais adequada para a mesma. As alternativas foram:

- Modelo (FF): todos os efeitos são representados por efeitos fixos, exceto o erro experimental;
- Modelo (AF): todos os efeitos são considerados aleatórios, exceto o efeito de tratamento;
- Modelo (FA): os efeitos de tratamento e o erro experimental são considerados aleatórios e os demais são fixos;
- Modelo (AA): todos os parâmetros do modelos possuem efeito aleatório.

Diante de tais situações de simulação (tipo de superfície, número de tratamentos, tamanho de repetições e magnitude da herdabilidade), procurou-se observar as condições críticas que revelariam diferenças entre os modelos FA e AA.

Para melhor comparar se os efeitos de blocos devem ser tomados como fixos ou aleatórios, optou-se por comparar o modelo de AF com o modelo FF e o modelo AA com o modelo FA (os quatro modelos não são diretamente comparáveis, pois os efeitos de progênies foram simulados como aleatórios, segundo abundante descrição da literatura para ensaios de progênies genéticas, (White e Hodge, 1989).

Cada alternativa de análise foi analisada segundo o modelo :

$$y_{ijk} = \mu + \tau_i + \rho_j + \beta_{k(j)} + \varepsilon_{ijk},$$

em que

- y_{ijk} é o valor observado do tratamento i no bloco k , dentro da repetição j ;

- μ é uma constante associada ao modelo;
- τ_i é o efeito do tratamento i , com i variando de 1 a I
- ρ_j é o efeito associado à repetição, com j variando de acordo com os arranjos propostos;
- $\beta_{k(j)}$ é o efeito do bloco k dentro da repetição j .
- ε_{ijk} é o erro experimental associado ao total da parcela y_{ijk} .

Sabe-se que, com o conhecimento de uma estrutura de parentesco, o modelo com efeito de tratamento aleatório e bloco fixo apresenta-se superior. Entretanto, para todas as situações simuladas, nenhuma informação adicional quanto ao parentesco foi considerada ($G = I\sigma_p^2$), de forma a não beneficiar o modelo FA (Sorensen e Kenedy, 1984). Esta condição foi gerada a fim de caracterizar a situação menos indicada para adequação do modelo FA.

3.1.2 Parâmetros simulados com superfície apresentando baixo efeito de variação quanto à fertilidade.

Todos os parâmetros envolvidos nos modelos avaliados foram obtidos por meio de simulação.

A população de progênes proveio de uma distribuição normal, média zero e variância 100. O erro aleatório foi simulado com distribuição normal e seu valor, foi alterado de tal forma que a herdabilidade se apresentou em torno de 20%, 40% e 80% (estes valores estão descritos na Tabela 1). As variâncias foram simuladas para herdabilidades dada por esta expressão:

$$\frac{\sigma_p^2}{\sigma_p^2 + \frac{\sigma^2}{r}},$$

em que σ_p^2 é a variância associada à progênie, σ^2 é o erro aleatório e r é o número de repetições.

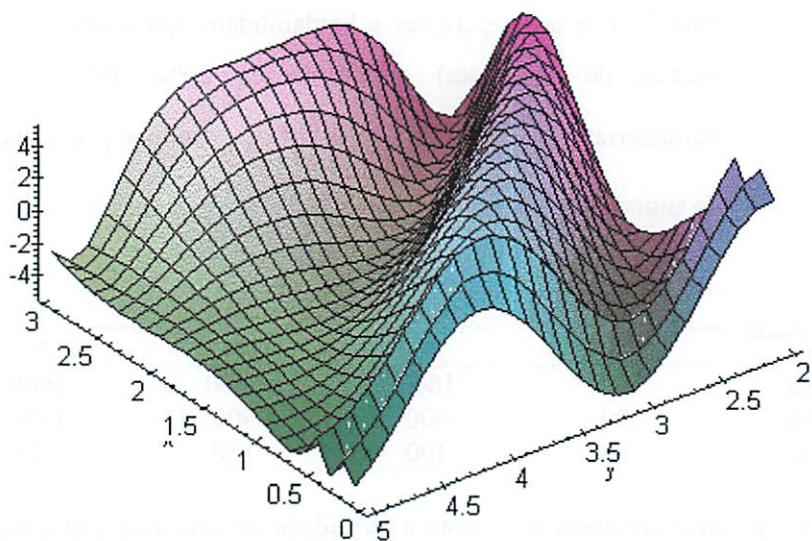
TABELA 1. Valores simulados para a variância do erro aleatório tomado para 2, 4, 6 e 9 repetições e herdabilidade (para seleção entre médias de progênies) em torno de 20%, 40% e 80% (caracterizado-se a situação de $\sigma^2 > \sigma_s^2$, sendo σ_s^2 a variância de superfície).

Herdabilidade	Número de repetições			
	2	4	6	9
Baixa	800	1600	2400	3600
Média	300	600	900	1350
Alta	50	100	150	225

A superfície simulada representa a fertilidade de uma área experimental e sobre ela dispuseram-se aleatoriamente os ensaios. É preciso notar que os ensaios ocupam uma pequena porção desta área. Esta superfície gerada apresenta efeito pouco expressivo de variabilidade da fertilidade, ou seja, esta área é homogênea.

O gráfico ilustrando o local simulado está na figura 1, seguida pela equação que o originou.

Figura 1. Superfície de fertilidade com variação de fertilidade pouco expressiva.



$$f(x,y) = 4,27 \cos(x-3y-2xy-0,4x^2y+0,3xy^2+0,1x^2y^2) + \cos\left(\frac{x^2y}{(x+y)^3} + \frac{1}{x^2} + \frac{1}{x}\right) - 0,05\sin(0,09x),$$

em que $f(x,y)$ é a resposta em produção associada à fertilidade da posição (x,y) .

3.1.3 Parâmetros simulados com superfície irregular.

A componente de variância de progênie foi mantida com o mesmo valor ($\sigma_p^2 = 100$) como no item anterior. Para as demais componentes, foram admitidos valores variados, apresentados nas Tabelas 2 e 3.

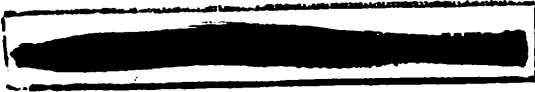
Para estas situações simuladas, adotou-se a suposição de uma superfície altamente irregular.

Tabela 2. Valores das variância da superfície de fertilidade e do erro aleatório, considerando 2 e 4 repetições para os látices (caracterizando-se a situação de $\sigma^2 \approx \sigma_s^2$, sendo que σ_s^2 é a variância associada à superfície).

Látice	Número de repetições			
	2 repetições		4 repetições	
	Variância da superfície	Erro aleatório	Variância da superfície	Erro aleatório
5x5	1254	1200	3205	3000
8x8	1254	1200	3205	3000
11x11	1254	1200	3205	3000

Tabela 3. Valores das variâncias da superfície de fertilidade e do erro aleatório, considerando 2 e 4 repetições para os látices (caracterizando-se a situação de $\sigma^2 < \sigma_s^2$, sendo que σ_s^2 é a variância associada à superfície).

Látice	Número de repetições			
	2 repetições		4 repetições	
	Variância da superfície	Erro aleatório	Variância da superfície	Erro aleatório
5x5	3205	1200	5009	3000
8x8	3205	1200	5009	3000
11x11	3205	1200	5009	3000



Por limitações de simulação, o número de repetições nos látices, para a situação de superfície irregular, não foi mantido, se comparado à situação de superfície regular, limitando-se apenas à situação presente na prática experimental (experimentos com poucas repetições e baixa herdabilidade).

Para a simulação dos experimentos e das análises propostas, foi elaborado um programa SAS[®] que utiliza a proc mixed do SAS Institute (1999), rotina adequada para a análise do método REML e de modelos lineares.

As equações da superfície de fertilidade irregular, com baixa herdabilidade, com $\sigma^2 \approx \sigma_s^2$ para 2 e 4 repetições são, respectivamente:

- $f(x,y)=50\cos(x-3y-2xy-0,4x^2y+0,3xy^2+0,1x^2y^2)+$
 $\cos\left(\frac{x^2y}{(x+y)^3} + \frac{1}{x^2} + \frac{1}{x}\right) - 0,05\text{sen}(0,09x);$
- $g(x,y)=80\cos(x-3y-2xy-0,4x^2y+0,3xy^2+0,1x^2y^2)+$
 $\cos\left(\frac{x^2y}{(x+y)^3} + \frac{1}{x^2} + \frac{1}{x}\right) - 0,05\text{sen}(0,09x),$

em que $f(x,y)$, $g(x,y)$ é a resposta em produção associada à fertilidade da posição (x,y) .

As equações da superfície de fertilidade irregular, com baixa herdabilidade, com $\sigma^2 < \sigma_s^2$, para 2 e 4 repetições respectivamente:

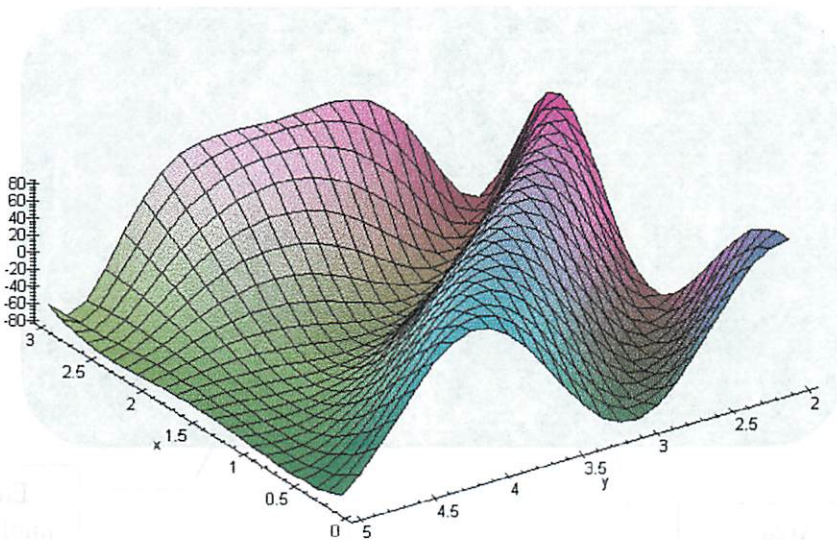
- $h(x,y)=80\cos(x-3y-2xy-0,4x^2y+0,3xy^2+0,1x^2y^2)+$
 $\cos\left(\frac{x^2y}{(x+y)^3} + \frac{1}{x^2} + \frac{1}{x}\right) - 0,05\text{sen}(0,09x);$

- $$i(x,y) = 110 \cos(x - 3y - 2xy - 0,4x^2y + 0,3xy^2 + 0,1x^2y^2) + \cos\left(\frac{x^2y}{(x+y)^3} + \frac{1}{x^2} + \frac{1}{x}\right) - 0,05 \sin(0,09x),$$

em que $h(x,y)$, $i(x,y)$ é a resposta em produção associada à fertilidade da posição (x,y) .

Apenas um gráfico da superfície irregular está apresentado na Figura 2, pois, para todas as equações citadas acima, o comportamento da superfície é o mesmo, variando apenas a magnitude da variância em cada área..

FIGURA 2. Gráfico da superfície irregular

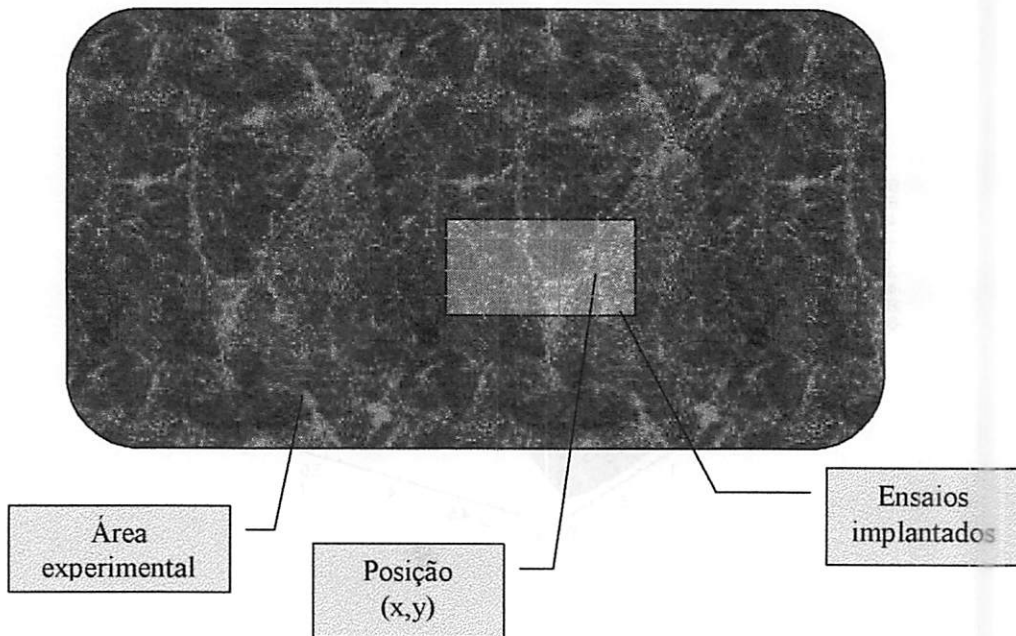


- Para a escolha da equação que deu origem às superfícies de fertilidade, foram testadas várias equações. Para cada uma delas, foi verificado o valor da variância envolvida e sua forma, sendo selecionada a equação que mais caracterizava uma área real. Quanto

à variância da superfície, optou-se por valores que proporcionassem a caracterização de situações desejadas ($\sigma^2 > \sigma_s^2$, $\sigma^2 \approx \sigma_s^2$ e $\sigma^2 < \sigma_s^2$).

É preciso lembrar que os ensaios implantados nas superfícies simuladas limitam-se a uma pequena porção da área experimental. A FIGURA 6 ilustra a área de um ensaio específico implantado na superfície de fertilidade.

Figura 3- Representação esquemática de um delineamento em látice disposto em uma superfície de fertilidade simulada.



3.2 Sintaxe do SAS®

Nas sintaxes, é possível ilustrar as quatro alternativas de análise (modelo FF, AF, FA, AA). A seguir, apresentam-se as sintaxes.

- **Modelo (FF)** – todos os parâmetros são considerados fixos exceto o erro experimental.

```
Proc mixed;
```

```
class r b p;
```

(comando *class*: define as variáveis classificatórias consideradas)

```
model prod = r b(r) p;
```

(comando *model*: apresenta os efeitos fixos do modelo)

```
run;
```

em que *r* é a variável referente ao efeito de repetição; *b* é a variável referente ao efeito bloco; *p* é a variável referente ao efeito de progênie; *prod* é a variável resposta sob estudo (produção) e *b(r)* é a variável referente ao efeito de bloco dentro de repetição.

- **Modelo (AF)** – apenas o efeito de tratamento é fixo. Os demais são considerados aleatórios.

```
Proc mixed ;
```

```
class r b p;
```

```
model prod = p;
```

```
random r b(r);
```

(comando *random*, especifica as variáveis que possuem efeitos aleatórios

```
run;
```

- Modelo FA – os efeitos de bloco dentro de repetição e repetição são fixos. Os demais são considerados aleatórios.

```
proc mixed ;
  class r b p;
  model prod = r b(r);
  random p;
run;
```

- Modelo AA – todos os parâmetros envolvidos são considerados aleatórios

```
Proc mixed;
title 'AA';
class exp r b p;
model prod = ;
random r b(r) p ;
run;
```

Para compor os quatro modelos quanto à ordenação das progênies e ao EQM, foi ainda utilizada a seguinte relação de estimativas de métodos: BLUEs – efeitos fixos e BLUPs para efeitos aleatórios. Como ilustração, na Tabela 4 são apresentadas as médias estimadas (*lsmeans*) e efeitos de progênie (*solutions*) de uma látice 5x5 com 2 repetições, considerando baixa herdabilidade em uma superfície irregular.

O valor paramétrico para os modelos que apresentam efeito de progênie fixa é 100 ($\mu = 100$) e para os modelos com efeito de progênie aleatório, o valor paramétrico é 0 ($\tau_i = 0$).

Tabela 4 Valores das médias ajustadas (FF e AF) e de efeitos de progênie (FA e AA) de um látice 5x5 com duas repetições,

Progênie	<i>Lsmmeans</i> FF	<i>Lsmmeans</i> AF	<i>Solutions</i> FA	<i>Solutions</i> AA
P 1	87,33	81,59	-2,04	-0,88
P 2	31,92	31,11	-16,77	-22,50
P 3	207,48	199,99	36,94	50,09
P 4	46,24	45,53	-11,25	-16,25
P 5	105,53	121,46	6,87	15,98
P 6	76,58	90,96	-0,12	3,04
P 7	45,07	64,37	-6,09	-8,24
P 8	129,08	141,70	14,04	24,73
P 9	40,38	59,77	-7,54	-10,21
P 10	-18,67	17,37	-32,82	-29,20
P 11	145,88	116,73	14,29	14,58
P 12	169,90	145,68	28,69	27,34
P 13	137,77	106,86	6,23	10,03
P 14	95,83	71,70	1,79	-4,67
P 15	109,91	102,42	3,33	7,99
P 16	120,16	139,73	14,87	23,96
P 17	-37,99	-13,50	-37,54	-42,13
P 18	128,83	146,63	12,95	26,67
P 19	-5,22	19,36	-25,26	-27,89
P 20	101,68	142,90	10,32	24,94
P 21	47,66	18,75	-13,47	-27,32
P 22	72,19	48,21	1,12	-14,34
P 23	53,53	22,87	-16,41	-25,81
P 24	94,58	70,69	9,59	-4,60
P 25	100,87	93,62	8,27	4,69

3.3 Critérios de Comparação

As alternativas de análise do delineamento em látice foram avaliadas mediante quatro critérios:

3.3.1 Proporção de ajustes válidos

Este critério avalia a proporção de modelos que apresentavam componentes de variância não-nula. O modelo mostrou-se mal especificado nos casos em que as componentes de variância foram anuladas.

3.3.2 Precisão das estimativas dos componentes de variância para cada modelo

Foram calculadas as estimativas dos componentes de variância dos modelos FF, AF, FA e AA, para comparar com seus respectivos valores paramétricos.

Para este critério, as comparações entre os modelos foram as seguintes:

- AA com o AF, quanto à componente de variância de bloco σ_b^2 ;
- AA com o FA, quanto à componente de variância de progênie σ_p^2 ;
- AA, AF, FA e FF, quanto à componente de variância do erro experimental σ^2 .

3.3.3 Correlação de Pearson e Spearman

Neste critério, a magnitude das correlações entre as estimativas das médias e dos efeitos de progênie com seus valores paramétricos (simulados) de progênies foram observadas. A maior magnitude apresentava o modelo mais eficiente.

Uma das hipóteses para a aplicação da correlação de Pearson é normalidade das medidas estudadas. Como, a população de progênies foi gerada a partir de uma distribuição normal, esta medida é adequada.

A correlação de Spearman é uma medida não paramétrica muito importante para a seleção, pois sua aplicação baseia-se em ordenamento ou posto dos tratamentos.

Espera-se que as correlações de Spearman e Pearson sejam semelhantes, pois os dados, conforme foram apresentados, possuem distribuição normal e o tamanho considerado da amostra é grande ($n=15000$).

3.3.4 Erro quadrático médio (EQM)

Esta medida expressa a proximidade da estimativa em relação ao valor paramétrico. Quanto menor a medida, mais preciso é o modelo. Os modelos FF e AF foram calculados pela expressão:

$$(T_i - p_i) e$$

para os modelos FA e AA:

$$(\tau_i - p_i),$$

em que

T_i é a média estimada de progênie;

p_i é a média paramétrica de progênie;

τ_i é o efeito estimado de progênie.

Por este critério são comparáveis os modelos FF e AF; FA e AA. Nos modelos com efeito de progênie fixo, a média é mal estimada, sendo este fato bastante conhecido da literatura de modelos mistos (André, 1999).

3.3.5 Critério da informação de Akaike (AIC)

O critério da informação de Akaike (Littell et al., 1996) avalia a adequação do modelo. Esta medida foi utilizada da seguinte forma: o melhor

modelo é caracterizado pela menor medida, ou seja, quanto maior o critério mais informativo é o modelo.

As medidas do AIC são sempre negativas e são calculadas pelas expressão:

$$AIC = l - q,$$

em que l representa a expressão -2 vezes o valor máximo do log. da verossimilhança restrita e q é o número de parâmetros de covariâncias existentes em G e R . Observa-se que os modelos com um número menor de parâmetros a serem estimados são favorecidos (mais informativos).

3.3.6 Número da simulação

Foram simulados os látices 5x5, 8x8 e 11x11, caracterizando látices pequenos, intermediários e grandes, sendo estes simples, intermediários e totalmente balanceados e avaliados com herdabilidade em torno de 20%, 40% e 80%, aplicados em uma área regular. Os mesmos látices com 2 e 4 repetições e baixa herdabilidade foram implantados em dois tipos de superfície irregular: a primeira com a variância de superfície tão importante quanto a variância do erro experimental e a segunda apresentando a variância de superfície maior que a variância do erro experimental.

Para cada situação citada acima (número de tratamentos, número de repetições, herdabilidade, relação de σ_e^2 com σ_s^2) foram simulados 15000 experimentos e para cada um destes experimentos foram aplicados quatro modelos de análise (FF, AF, FA e AA).

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Na seqüência, serão apresentados os resultados referentes ao comportamento do efeito de bloco nas várias situações simuladas, com objetivo de conhecer a melhor definição quanto à natureza de seu efeito (se fixo ou aleatório), conhecendo-se também outras características, que não constituem propriamente o objetivo do trabalho, mas que merecem atenção.

4.1 Proporção de ajustes válidos

As porcentagens médias do número de ajustes válidos obtidos nos látices 5x5 com 2, 4 e 6 repetições, 8x8 com 2,6 e 9 repetições e 11x11 com 2 e 4 repetições, considerando herdabilidades em torno de 20%, 40% e 80% podem ser observadas nas TABELAS 4, 5, 6, 7 e 8 do ANEXO.

Para o modelo FF, todas as estimativas de componentes de variância (15000 experimentos) foram válidas, independente da situação simulada. Isto ocorreu porque no modelo FF (fixo) a análise é sempre válida, sendo que há apenas σ^2 a estimar. Contudo, este modelo é o menos adequado à situação simulada com progênie aleatória. Mas, se o objetivo fosse inferir sobre as progênies do ensaio apenas, então este modelo poderia ser utilizado.

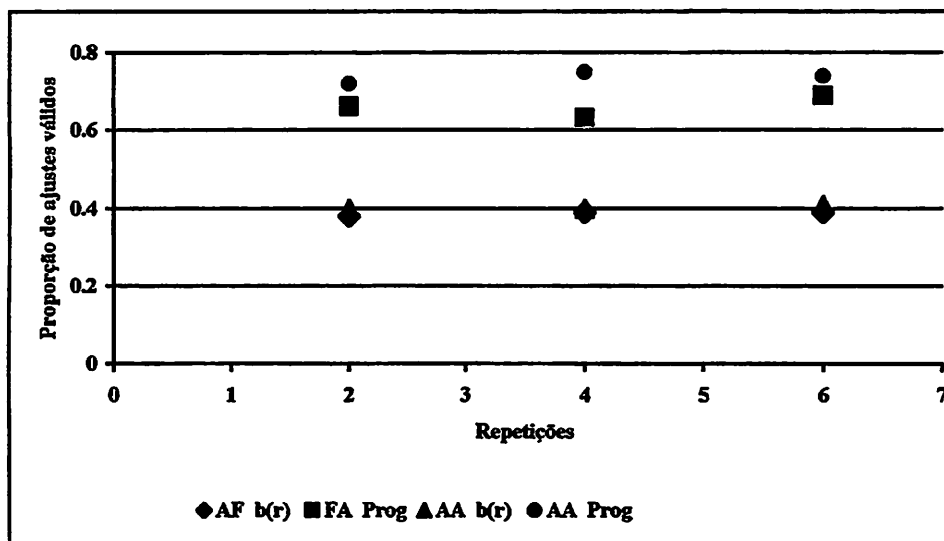
As FIGURAS 4, 5 e 6, apresentadas a seguir, retratam o comportamento das estimativas das médias das progênies, analisadas pelos modelos AF, FA e AA. O modelo FF não foi incluído nessas FIGURAS para não mascarar as magnitudes de ajustes válidos dos demais modelos, já que a proporção de estimativas das componentes de variância não-nulas foi sempre 100%.

Na FIGURA 4, pode-se observar que, considerando a proporção de ajustes válidos, para cada componente de variância analisada separadamente,

tem-se que o modelo AA apresenta uma proporção de estimativas não-nulas para progênies superior ao modelo FA, mostrando-se também superior, se comparado ao o modelo AF, quanto ao efeito de bloco.

A FIGURA 4 apresenta um ensaio específico, porém, ilustra um comportamento ocorrido quando as estimativas das componentes de variância são analisadas separadamente para cada modelo.

FIGURA 4. Proporção de ajustes válidos de um látice 5x5 apresentando baixa variância de superfície e baixa herdabilidade.

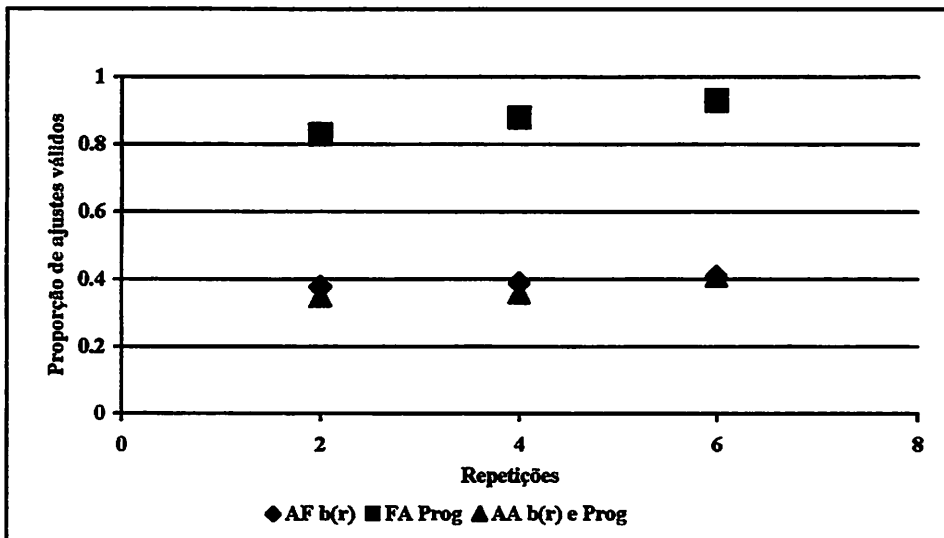


Contudo, considerando as componentes não-nulas de bloco e de progênies, a proporção total de ajustes válidos do modelo AA é o produto das proporção das duas componentes de variância (blocos e progênie), já que as populações de ajustes válidos para σ_b^2 e σ_p^2 são independentes. Com isso, a proporção de ajustes válidos para o modelo AA decresce consideravelmente.

Assim, a FIGURA 5 ilustra o real comportamento dos ajustes válidos para os modelos AF, FA e AA, agora, avaliando a proporção total de ajustes válidos para cada modelo.

Independentemente da situação simulada, o comportamento das estimativas das componentes de variância dos modelos AF, FA e AA foram semelhantes à FIGURA 5. Todavia, a fim de evitar comentários repetitivos, a apresentação das situações restringiu-se a apenas uma, ilustrando-se as demais.

FIGURA 5. Proporção dos ajustes válidos- Látice 5x5, média herdabilidade, superfície regular

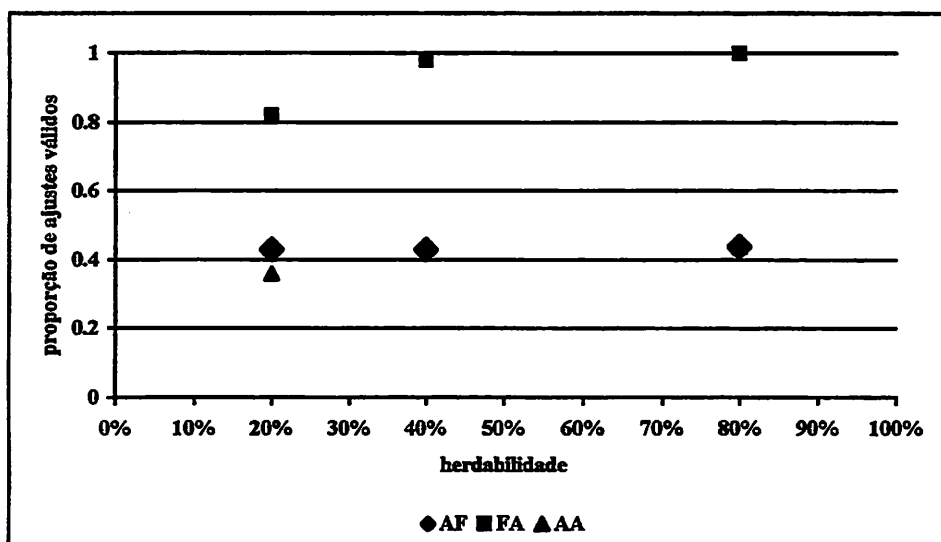


Considerando a situação de superfície regular (baixa variância), a proporção de ajustes válidos para o modelo FA aumenta à medida que aumenta a herdabilidade. Porém, os demais modelos não apresentam o mesmo comportamento. Sabe-se que o aumento da herdabilidade está diretamente relacionado com o aumento da precisão do experimento. Assim, o

comportamento observado nos modelos AF e AA não está condizente com a situação, reafirmando a superioridade do modelo FA. Isso se deve não só a uma proporção maior de ajustes válidos, mas também, ao fato de o modelo responder positivamente ao aumento da precisão.

Na FIGURA 6, é apresentado um gráfico de um experimento específico, apenas para ilustração, pois para todas as situações simuladas, considerando superfície regular, o comportamento apresentado mostrou-se o mesmo.

FIGURA 6. Proporção dos Ajustes Válidos x Herdabilidade - Látice 8x8, com 6 repetições, considerando superfície regular.



Em resumo, quanto a este critério, o modelo FF apresenta-se com um total de 100% das estimativas de variâncias não-nulas. No entanto, quanto aos demais modelos, independente da superfície de fertilidade simulada, o modelo FA apresenta maior proporção de ajustes válidos.

Com exceção do modelo FF, que apresenta 100% dos ajustes válidos, o único modelo que responde positivamente ao aumento da precisão é o modelo FA, se considerada a superfície regular.

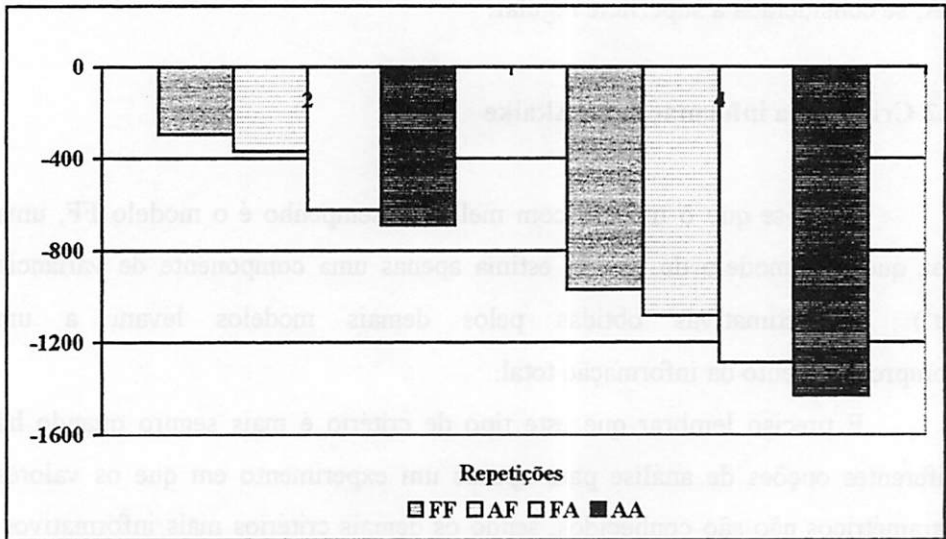
4.2 Critério da informação de Akaike

Nota-se que o modelo com melhor desempenho é o modelo FF, uma vez que este modelo de análise estima apenas uma componente de variância (σ^2). As estimativas obtidas pelos demais modelos levam a um comprometimento da informação total.

É preciso lembrar que este tipo de critério é mais seguro quando há diferentes opções de análise para apenas um experimento em que os valores paramétricos não são conhecidos, sendo os demais critérios mais informativos. Neste caso, o critério mostra apenas quanta informação pode ser perdida ao serem comparados entre si os modelos AF e FF e os modelos AA e FA. Isto é, esse tal critério mede a perda de informação ao considerar aleatório os efeito de blocos (estimando $\sigma_{b(r)}^2$).

Para melhor ilustração, a FIGURA 7 apresenta alguns casos simulados, os demais não foram ilustrados por apresentarem a mesma tendência, exceto quanto à magnitude da medida.

FIGURA 7. Critério da Informação de Akaike, considerando baixa herdabilidade, superfície irregular - Látice 8x8, com 2 e 4 repetições.

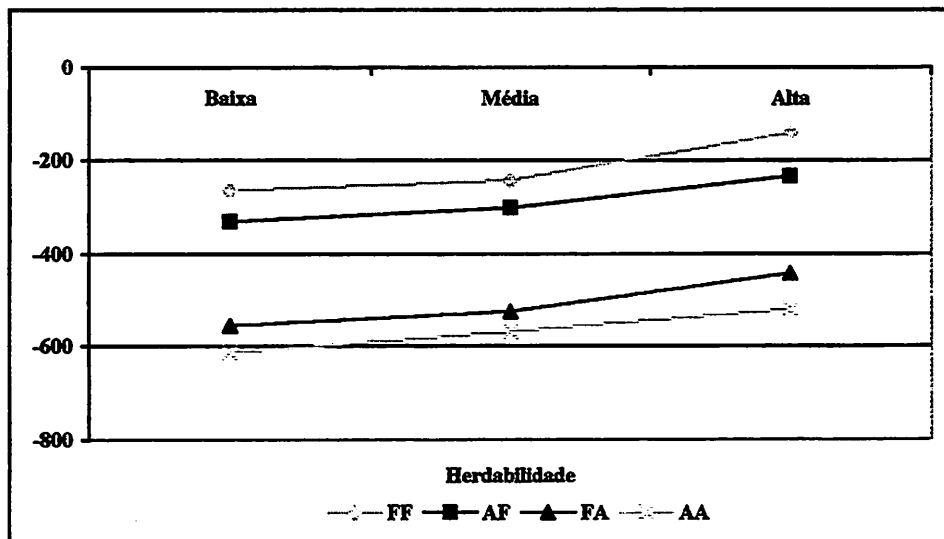


De modo geral, em todos os casos, independentemente da superfície, herdabilidade, repetições, ou número de tratamentos considerados, os modelos com blocos fixos são mais informativos que os modelos com blocos aleatórios. Isto porque o número de parâmetros a serem estimados nos modelos AF e AA é maior que nos demais modelos. Observando-se que os modelos com efeito de bloco aleatório possuem o efeito quanto à repetição também aleatório. Com isso, conclui-se que se perde mais informação quando o efeito de bloco é considerado aleatório.

Conforme o critério de proporção de ajustes válidos, observa-se que os modelos apresentam-se mais informativos com o aumento da herdabilidade.. Esta situação ocorre em todos os casos simulados.

Para ilustrar o comentário acima, a FIGURA 8 apresenta apenas uma situação específica entre as várias estudadas. O comportamento das demais situações é semelhante.

FIGURA 8. Critério da Informação de Akaike x Herdabilidade, considerando superfície regular - Látice 5x5, com 2 repetições.



Os resultados obtidos, podem ser observados nas TABELAS 9, 10, 11, 12 e 13, localizadas no anexo.

4.3 Estimativas das componentes de variância

Os resultados encontrados podem ser observados nas TABELAS 14, 15, 16, 17 e 18 do ANEXO (considerando as médias das estimativas das componentes de variância do efeito de progênie e do erro experimental referentes as três herdabilidades e as repetições dos delineamentos em látice 5x5, 8x8 e 11x11).

Foram simuladas três situações diferentes para superfície. Para cada uma delas foi feita a comparação das estimativas de variância de progênie, de superfície e do erro experimental, com os seus respectivos valores paramétricos.

Lembrando que a variância de superfície é composta pela variância de bloco dentro de repetição (B(R)) e repetição (R).

Observa-se que na superfície regular as componentes de variância paramétricas são bem estimadas, sendo que estes valores tendem a se aproximar dos valores paramétricos à medida que a herdabilidade aumenta. Este comportamento é apresentado por todos os modelos.

Em situações com baixa e média herdabilidade, ainda considerando superfície regular, as estimativas das componentes do modelo AF são mais próximas aos valores paramétricos do que as verificadas no modelo FF. Entretanto, para os modelos que apresentam efeitos de progênes aleatórios, o modelo AA mostra-se mais preciso que o modelo FA.

Há evidências de que o número de tratamentos interfere positivamente neste critério, com herdabilidades menores.

Considerando a superfície irregular, as estimativas das componentes de variância de progênie e do erro experimental apresentam-se superestimadas. Esta situação de superestimação do erro experimental era esperada, já que o controle local implantado não foi eficiente e toda a variabilidade quanto ao controle local foi explicada pelo erro experimental. Porém, o comportamento observado nas componentes de variância de progênie necessita de maiores investigações.

4. 4 Erro Quadrático Médio (EQM)

As TABELAS de 19 a 23 apresentam os resultados da comparação quanto aos diferentes tipos de ensaios.

Em geral, o modelo AF apresenta estimativas das médias de progênes mais próximas dos valores paramétricos do que as estimativas do modelo FF, independentemente da situação. Mas em relação aos modelos que apresentam

efeito de progênie aleatório, com baixa herdabilidade e em todas as superfícies simuladas, o modelo AA apresenta menor EQM. Porém, com o aumento da herdabilidade, o modelo FA possui estimativas mais próximas dos valores reais do que o modelo AA.

Esperava-se que os modelos contendo efeito de progênie aleatório (FA e AA) apresentassem EQM mais baixo, indiferentemente do tamanho do ensaio, pois o efeito de progênie foi simulado como aleatório.

Em resumo, para obter estimativas mais precisas de médias dos tratamentos ou de ganho de seleção, os modelos com efeito de progênie aleatório mostram-se mais adequados, confirmando que, em se tratando de progênies, estas são melhores representadas por efeitos aleatórios.

4.5 Correlação de Pearson e Spearman

Devido ao fato de o número de experimentos envolvidos neste estudo ser grande e o modelo da simulação seguir uma distribuição normal para os erros, a tendência das correlações de Pearson e Spearman é de ser igual. Lembrando que a correlação de Spearman é muito importante para seleção, pois esta se baseia no ordenamento do valor genético das médias de progênies.

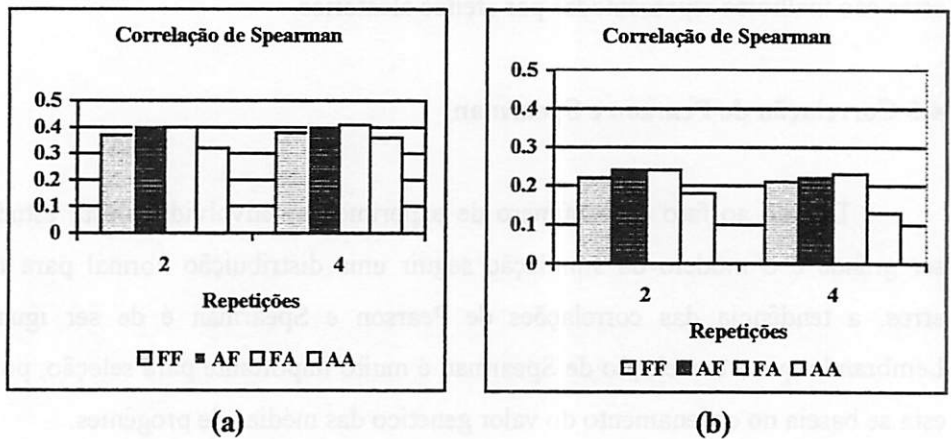
Como as duas medidas apresentam comportamento semelhante, aqui serão apresentadas apenas as figuras referentes à correlação de Spearman, sendo que as TABELAS de Pearson e de Spearman encontram-se no ANEXO (TABELAS de 24 a 33).

Para todas as superfícies simuladas, em geral o modelo AF, apresentou correlações mais altas que o modelo FF, ou seja, a relação entre as médias estimadas de progênies e as médias paramétricas é alta (diretamente proporcional) para o modelo AF. Quanto aos modelos que apresentam efeito de progênie aleatório, o modelo FA é sempre superior que o modelo AA,

considerando a situação com baixa herdabilidade. Em situações, com baixa herdabilidade a precisão dos experimentos é mais baixa, exigindo uma maior cautela no decorrer do estudo.

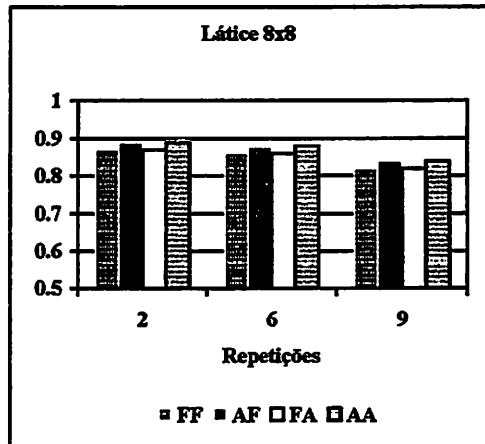
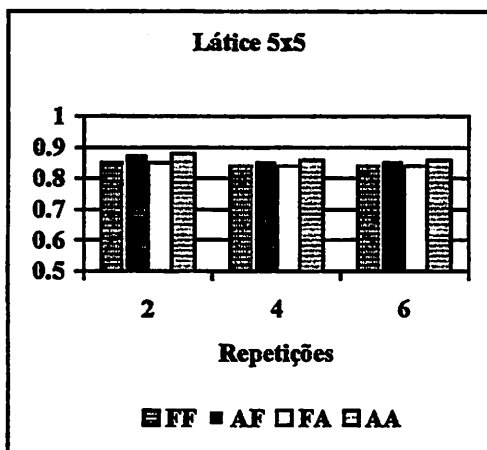
Para ilustrar a situação comentada, na FIGURA 12 encontram-se as médias dos coeficientes de correlação de Spearman de dois ensaios específicos, porém nos demais casos, a mesma situação foi observada.

FIGURA 12. Médias dos coeficientes de correlação de Spearman, avaliados: (a) Látice 5x5; superfície regular; baixa herdabilidade; (b) Látice 8x8; superfície irregular e baixa herdabilidade.



Confrontando-se os modelos de efeito de tratamento fixo com os modelos que apresentam efeito de tratamento aleatório, os últimos mostram-se favorecidos quando a situação está envolvida com uma superfície regular e alta herdabilidade. A FIGURA 13 ilustra esta situação.

FIGURA 13. Médias dos coeficientes de correlação de Spearman, avaliados:
 (a) Látice 5x5; superfície regular; alta herdabilidade; (b) Látice



8x8; superfície regular e alta herdabilidade.

(a)

(b)

4.6 Considerações finais

De forma geral, os resultados encontrados pelo presente trabalho não revelam diferenças muito marcantes entre os quatro modelos. É preciso lembrar no entanto que as estruturas de tratamentos simuladas foram as mais simples possíveis, não tendo sido considerada nenhuma informação adicional quanto ao parentesco, sendo praticamente inconseqüentes as diferenças entre efeito de progênie aleatório ou fixo.

No caso dos tratamentos se referirem, por exemplo, à progênie com parentesco conhecido, o modelo aleatório seria necessário para generalizar a inferência. Por isso, enfatizou-se a inadequação do modelo fixo para tratamento, mesmo sendo o modelo AF, em muitos casos, a melhor opção para seleção.

O modelo AF é especialmente interessante por permitir a recuperação da informação interbloco com maior precisão, caso o objetivo da inferência seja o de se restringir aos tratamentos experimentados (o que algumas vezes pode ser o caso do melhoramento) e se diferentes níveis de tratamentos forem independentes (o que dificilmente ocorre no melhoramento). Nestas situações, e especialmente com baixa herdabilidade, geralmente é mais adequado considerar efeito de progênie como aleatório e efeito de bloco como fixo, considerando-se o efeito de progênie aleatório.

De forma geral, os resultados observados ao longo deste trabalho indicam que as situações de baixa herdabilidade e superfície muito irregular devem ser mais estudadas, pois, nesta situação, evidenciou-se a superioridade do FA (bloco aleatório) sobre o AA e do AF sobre FF. Nestes casos, o modelo FA, além de ser consideravelmente melhor por ter efeito de progênie aleatório, parece resultar em correlações maiores em relação ao valor genético real, apesar de possuir maior EQM entre as médias estimadas e os valores paramétricos. Lembrando que o critério de correlação de Spearman está diretamente ligado ao ordenamento de material genético e maiores correlações indicam redução de erros no ordenamento, por mais que a "distância" (EQM) do valor estimado para o valor paramétrico seja razoavelmente grande.



5 CONCLUSÃO

- Quanto à validade dos ajustes e adequação dos modelos é evidente a superioridade da abordagem de blocos fixos, ou seja, os modelos FA e FF são mais informativos e apresentam mais componentes de variância não-nulas do que os modelos AA e AF;
- Quanto aos erros de seleção (associados a correlações) o modelo AF (látice usual) foi, em geral, melhor que o modelo FF. E, em situações com superfícies irregulares e baixas herdabilidades, o modelo FA é geralmente superior ao AA;
- Se o efeito de tratamento for suposto como fixo, o controle local é em geral melhor modelado por efeitos aleatórios de blocos e de repetições;
- Se o efeito de tratamento for suposto como aleatório, o controle local é em geral melhor modelado por efeitos fixos de blocos;

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ANDRÉ, C.M.G. Avaliação da melhor predição linear não tendenciosa (BLUP) associada ao uso de marcadores moleculares na análise dialélica. Lavras: UFLA, 1999. 101p. (Dissertação – Mestrado em genética e melhoramento de plantas).
- BOSE, R.C.; NAIR, R.K.R. Partially balanced incomplete block designs. *Sankhyā*, Calcutta, v.4, p. 337-372, 1939.
- BUENO FILHO, J.S.S. Seleção combinada versus seleção seqüencial no melhoramento de população florestais. Piracicaba: ESALQ, 1992. 96p. (Dissertação – Mestrado em genética e melhoramento de plantas).
- BUENO FILHO, J.S.S.; VENCOVSKI, R. Alternativas de análise em ensaio em látice no melhoramento genético. *Ciência e Agrotecnologia*, Lavras, 1999. (No prelo).
- CASLER, M.D. Spatial variation affects precision of perennial cool-season forage grass trials. *American Society of Agronomy*, Madison, v.91, n.1, p. 75-81, Jan./Feb. 1999.
- CECON, P.R. Alternativas de análise de experimentos em látice e aplicações no melhoramento vegetal. Piracicaba: ESALQ, 1992. 109p. (Tese – Doutorado em estatística e experimentação agrônoma).
- COCHRAN, W.G.; COX, G.M. *Experimental designs*. 2.ed. New York: John Wiley, 1957. 611p.

- DACHS, J.N. **Estatística computacional: uma introdução em turbo pascal.**
Rio de Janeiro: Livros Técnicos e Científicos, 1988. 236p.
- EISENHART, C. The assumptions underlying the analysis of variance.
Biometrics, Washington, v.3, n.1, p. 1-21, Mar. 1947.
- FEDERER, W.T. Recovery of interblock, intergradient, and intervariety
information in incomplete block and lattice rectangle designed experiments,
Biometrics, Washington, v.54, n.2, p. 471-481, June 1998.
- FEDERER, W.T.; WOLFINGER, R.D. SAS code for recovering intereffect
information in experiments with imcomplete block and lattice rectangle
designs. **American Society of Agronomy**, Madison, v.90, n.4, p. 545-551,
July/Aug. 1998.
- HENDERSON, C.R. Best linear unbiased estimation and prediction under
prediction under a selection model. **Biometrics**, Washington, v.31, n.2, p.
423-447, June 1975.
- HENDERSON, C.R.; SEARLE, S.; KEMPTHORNE, O.; VON KROSSIG,
C.N. Estimation of environmental and genetic trends form records subject to
culling. **Biometrics**, Washington, v.15, p. 192-218, 1959.
- HINKELMAN, K.; KEMPTHORNE, O. **Design and analysis of experiments:**
introduction to experimental design. New York: John Willey, 1992. 495p.
- LITTELL, R.C.; MILLEKEN, G.A.; STROUP, W.W.; WOLFINGER, R.D.
SAS® System for mixed models. Cary: SAS Institute, 1996. 633p.

- LOPEZ, M.V.; ARRUE, J.L.** Efficiency of an incomplete block design based on geostatistics for tillage experiments. **Soil Science Society of America, Madison**, v.56, n.4, p. 1104-1111, July/Aug. 1995.
- PATTERSON, H.D.; THOMPSON, R.** Recovery of interblock information when block sizes are unequal. **Biometrika, London**, v.58, p. 545-554, Aug 1971.
- PEARCE, S.C.** Some design problems in crop experimentation: III-Non-orthogonality. **Experimental Agriculture, Cambridge**, v.31, n.4, p. 409-422, 1995.
- ROBINSON, G.K.** That BLUP is a good thing: the estimation of random effects. **Statistical Science, Hayward**, v.6, n.1, p. 15-51, 1991.
- SAS INSTITUTE.** SAS/STAT[®]: user's guide. North Carolina, 1999.
- SEARLE, S.; CASELLA, G.; MCCULLOCH, C.E.** Variance components. New York: John Wiley, 1992. 501p.
- SILVA, H.D.** Análise de experimentos em látice quadrado ("Square Lattice") com ênfase em componentes de variância e aplicações no melhoramento genético vegetal. Viçosa: UFV, 1997. 139p. (Dissertação – Mestrado em genética e melhoramento de plantas).
- SORENSEN, D.A.; KENEDY, B.W.** Estimation of genetic variances from unselected and selected populations. **Journal of Natural Science, Hull**, v.59, n.5, p. 1213-1223, 1984.

WHITE, T.L.; HODGE, G.R. Predicting beeding values with applications in forest tree improvement. Dordrecht: Kluver Academic, 1989. 367p.

WILLIAMS, E.R. Balanced incomplete block designs with reference sample in each block. Mathematics & Statistics, Canberra, v.44, n.6, p. 1790-1791, 1979.

YATES, F.A. New method of arranging variety trials involving a large number of varieties. Journal of Agricultural Science, Cambridge, v.26, p. 424-445, 1936.

ZUBER, M.S. Relative efficiency of incomplete block designs using corn uniformity trial data. American Society of Agronomy, Madison, v.34, n.1, p. 30-47, Jan. 1942.

Faint, illegible text at the top of the page, possibly a header or title.

Faint, illegible text in the upper middle section.

Faint, illegible text in the lower middle section.

ANEXOS

Faint, illegible text surrounding the 'ANEXOS' header.

ANEXOS

LISTA DE TABELAS

TABELA

Páginas

4	Látice 5x5: Médias da proporção das estimativas válidas de 15000 experimentos para os efeitos de blocos e progênes apresentadas nos modelos AF, FA e AA avaliados com herdabilidade em torno de 20%, 40% e 80%, considerando superfície regular, com 2, 4 e 6 repetições.....	58
5	Látice 8x8: Médias da proporção das estimativas válidas de 15000 experimentos para os efeitos de blocos e progênes apresentadas nos modelos AF, FA e AA avaliados com herdabilidade em torno de 20%, 40% e 80%, considerando superfície regular, com 2, 6 e 9 repetições.....	59
6	Látice 11x11: Médias da proporção das estimativas válidas de 15000 experimentos para os efeitos de blocos e progênes apresentadas nos modelos AF, FA	

e AA avaliados com herdabilidade em torno de 20%, 40% e 80%, considerando superfície regular, com 2 e 4 repetições..... 60

7

Médias da proporção das estimativas válidas de 15000 experimentos apresentadas nos modelos AF, FA e AA, nos látices 5x5, 8x8 e 11x11, para os efeitos de blocos e progênies, considerando superfície irregular, variância de superfície tão importante quanto a variância do erro experimental, baixa herdabilidade, com 2 e 4 repetições..... 61

8

Médias da proporção das estimativas válidas de 15000 experimentos apresentadas nos modelos AF, FA e AA, nos látices 5x5, 8x8 e 11x11, para os efeitos de blocos e progênies, considerando superfície irregular, variância de superfície mais importante que a variância do erro experimental, baixa herdabilidade, com 2 e 4 repetições..... 62

9

Látice 5x5: Médias do Critério da Informação de Akaike avaliadas com herdabilidade em torno de 20%, 40% e 80%, considerando superfície regular, com 2, 4

	e 6 repetições.....	63
10	Látice 8x8: Médias do Critério da Informação de Akaike avaliadas com herdabilidade em torno de 20%, 40% e 80%, considerando superfície regular, com 2, 6 e 9 repetições.....	64
11	Látice 11x11: Médias do Critério da Informação de Akaike avaliadas com herdabilidade em torno de 20%, 40% e 80%, considerando superfície regular, com 2 e 4 repetições.....	65
12	Médias do Critério da Informação de Akaike, considerando superfície irregular, variância de superfície tão importante quanto a variância do erro experimental, baixa herdabilidade, nos látices 5x5, 8x8 e 11x11, todos com 2 e 4 repetições.....	66
13	Médias do Critério da Informação de Akaike, considerando superfície irregular, variância de superfície mais importante que a variância do erro	

experimental, baixa herdabilidade, nos latices 5x5, 8x8 e 11x11, todos com 2 e 4 repetições..... 67

14

Látice 5x5: Médias de 15000 experimentos das estimativas das componentes de variância correspondentes aos modelos AF, FA e AA avaliadas com herdabilidade em torno de 20%, 40% e 80%, considerando superfície regular, com 2, 4 e 6 repetições..... 68

15

Látice 8x8: Médias de 15000 experimentos das estimativas das componentes de variância correspondentes aos modelos AF, FA e AA avaliadas com herdabilidade em torno de 20%, 40% e 80%, considerando superfície regular, com 2, 6 e 9 repetições..... 70

16.

Látice 11x11: Médias de 15000 experimentos das estimativas das componentes de variância correspondentes aos modelos AF, FA e AA avaliadas com herdabilidade em torno de 20%, 40% e 80%, considerando superfície regular, com 2, 4 e 6 repetições..... 72

17

Médias de 15000 experimentos das estimativas das componentes de variância correspondentes aos modelos AF, FA e AA avaliadas com baixa herdabilidade, nos látices 5x5, 8x8 e 11x11, considerando superfície irregular, variância de superfície tão importante quanto a variância do erro experimental, com 2 e 4 repetições.....

74

18

Médias de 15000 experimentos das estimativas das componentes de variância correspondentes aos modelos AF, FA e AA avaliadas com baixa herdabilidade, nos látices 5x5, 8x8 e 11x11, considerando superfície irregular, variância de superfície mais importante que a variância do erro experimental, com 2 e 4 repetições.....

76

19

Látice 5x5: Médias dos Erros Quadráticos Médios correspondentes aos modelos FF, AF, FA e AA, considerando superfície regular, herdabilidade em torno de 20%, 40%, e 80%, com 2, 4 e 6 repetições.....

78

20

Látice 8x8: Médias dos Erros Quadráticos Médios correspondentes aos modelos FF, AF, FA e AA,

	considerando superfície regular, herdabilidade em torno de 20%, 40%, e 80%, com 2, 6 e 9 repetições.....	79
21	Látice 11x11: Médias dos Erros Quadráticos Médios correspondentes aos modelos FF, AF, FA e AA, considerando superfície regular, herdabilidade em torno de 20%, 40%, e 80%, com 2 e 4 repetições.....	80
22	Médias dos Erros Quadráticos Médios correspondentes aos modelos FF, AF, FA e AA, nos látices 5x5, 8x8 e 11x11, considerando superfície irregular, com variância tão importante quanto a variância do erro experimental, baixa herdabilidade, com 2 e 4 repetições.....	81
23	Médias dos Erros Quadráticos Médios correspondentes aos modelos FF, AF, FA e AA, nos látices 5x5, 8x8 e 11x11, considerando superfície irregular, com variância mais importante que a variância do erro experimental, baixa herdabilidade, com 2 e 4 repetições.....	82
24	Látice 5x5: Médias dos coeficientes de correlação de Pearson correspondentes aos modelos FF, AF, FA e AA, considerando superfície regular, herdabilidade	

	em torno de 20%, 40% e 80%, com 2, 4 e 6 repetições.....	83
25	Látice 8x8: Médias dos coeficientes de correlação de Pearson correspondentes aos modelos FF, AF, FA e AA, considerando superfície regular, herdabilidade em torno de 20%, 40% e 80%, com 2, 6 e 9 repetições.....	84
26	Látice 11x11: Médias dos coeficientes de correlação de Pearson correspondentes aos modelos FF, AF, FA e AA, considerando superfície regular, herdabilidade em torno de 20%, 40% e 80%, com 2 e 4 repetições.....	85
27	Médias dos coeficientes de correlação de Pearson correspondentes aos modelos FF, AF, FA e AA, nos látices 5x5, 8x8 e 11x11, considerando superfície irregular, com variância tão importante quanto a variância do erro experimental, baixa herdabilidade, com 2 e 4 repetições.....	86
28	Médias dos coeficientes de correlação de Pearson correspondentes aos modelos FF, AF, FA e AA, nos látices 5x5, 8x8 e 11x11, considerando superfície	

	irregular, com variância mais importante que a variância do erro experimental, baixa herdabilidade, com 2 e 4 repetições.....	87
29	Látice 5x5: Médias dos coeficientes de correlação de Spearman correspondentes aos modelos FF, AF, FA e AA, considerando superfície regular, herdabilidade em torno de 20%, 40% e 80%, com 2, 4 e 6 repetições.....	88
30	Látice 8x8: Médias dos coeficientes de correlação de Spearman correspondentes aos modelos FF, AF, FA e AA, considerando superfície regular, herdabilidade em torno de 20%, 40% e 80%, com 2, 6 e 9 repetições.....	89
31	Látice 11x11: Médias dos coeficientes de correlação de Spearman correspondentes aos modelos FF, AF, FA e AA, considerando superfície regular, herdabilidade em torno de 20%, 40% e 80%, com 2 e 4 repetições.....	90
32	Médias dos coeficientes de correlação de Spearman correspondentes aos modelos FF, AF, FA e AA, nos látices 5x5, 8x8 e 11x11, considerando superfície	

irregular, com variância tão importante quanto a variância do erro experimental, baixa herdabilidade, com 2 e 4 repetições..... 91

33 Médias dos coeficientes de correlação de Spearman correspondentes aos modelos FF, AF, FA e AA, nos latices 5x5, 8x8 e 11x11, considerando superfície irregular, com variância mais importante que a variância do erro experimental, baixa herdabilidade, com 2 e 4 repetições..... 92

TABELA 4 Látice 5x5: Médias da proporção das estimativas válidas de 15000 experimentos apresentadas nos modelos AF, FA e AA, para os efeitos de blocos e progênies, considerando superfície regular, avaliados com herdabilidade em torno de 20%, 40% e 80% com 2, 4 e 6 repetições

h ²	Repetição				
	Modelo	Componente	2	4	6
20%	AF	B(R)	0,38	0,39	0,39
	FA	Progênie	0,66	0,63	0,69
	AA	B(R)	0,40	0,40	0,41
		Progênie	0,72	0,75	0,74
40%	AF	B(R)	0,38	0,39	0,41
	FA	Progênie	0,83	0,88	0,93
	AA	B(R)	0,39	0,41	0,42
		Progênie	0,90	0,88	0,96
80%	AF	B(R)	0,40	0,40	0,40
	FA	Progênie	0,99	0,90	1,00
	AA	B(R)	0,38	0,40	0,40
		Progênie	1,00	0,92	1,00

TABELA 5. Látice 8x8: Médias da proporção das estimativas válidas de 15000 experimentos para os efeitos de blocos e progênes apresentadas nos modelos AF, FA e AA, considerando superfície regular, avaliados com herdabilidade em torno de 20%, 40% e 80%, com 2, 6 e 9 repetições.

h^2			Repetição		
			2	6	9
20%	AF	B(R)	0,42	0,43	0,41
	FA	Progênie	0,79	0,82	0,84
	AA	B(R)	0,43	0,42	0,42
		Progênie	0,82	0,85	0,87
40%	AF	B(R)	0,40	0,43	0,42
	FA	Progênie	0,96	0,98	0,99
	AA	B(R)	0,42	0,43	0,43
		Progênie	0,98	0,99	1,00
80%	AF	B(R)	0,40	0,44	0,43
	FA	Progênie	1,00	1,00	1,00
	AA	B(R)	0,41	0,44	0,44
		Progênie	1,00	1,00	1,00

TABELA 6. Látice 11x11: Médias da proporção das estimativas válidas de 15000 experimentos para os efeitos de blocos e progênie apresentadas nos modelos AF, FA e AA avaliados com herdabilidade em torno de 20%, 40% e 80%, considerando superfície regular, com 2 e 4 repetições

h^2			Repetição	
			2	4
20%	AF	B(R)	0,40	0,37
	FA	Progênie	0,83	0,90
	AA	B(R)	0,46	0,44
		Progênie	0,86	0,90
40%	AF	B(R)	0,41	0,43
	FA	Progênie	1,00	0,86
	AA	B(R)	0,41	0,41
		Progênie	1,00	0,89
80%	AF	B(R)	0,43	0,39
	FA	Progênie	0,68	0,86
	AA	B(R)	0,47	0,45
		Progênie	0,69	0,87

TABELA 7. Médias da proporção das estimativas válidas de 15000 experimentos apresentadas nos modelos AF, FA e AA, nos látices 5x5, 8x8 e 11x11, para os efeitos de blocos e progênes, considerando superfície irregular, variância de superfície tão importante quanto a variância do erro experimental, baixa herdabilidade, com 2 e 4 repetições

Ensaio	Modelo	Componente	Repetição	
			2	4
Látice 5x5	AF	B(R)	0,39	0,41
	FA	Progênie	0,57	0,54
	AA	B(R)	0,41	0,43
		Progênie	0,60	0,56
Látice 8x8	AF	B(R)	0,39	0,41
	FA	Progênie	0,57	0,59
	AA	B(R)	0,42	0,42
		Progênie	0,60	0,61
Látice 11x11	AF	B(R)	0,39	0,44
	FA	Progênie	0,67	0,60
	AA	B(R)	0,40	0,44
		Progênie	0,67	0,61

Tabela 8. Médias da proporção das estimativas válidas de 15000 experimentos apresentadas nos modelos AF, FA e AA, nos latices 5x5, 8x8 e 11x11, para os efeitos de blocos e progênies, considerando superfície irregular, variância de superfície mais importante que a variância do erro experimental, baixa herdabilidade, com 2 e 4 repetições.

Ensaio	Repetição			
	Modelo	Componente	2	4
Látice 5x5	AF	B(R)	0,43	0,41
	FA	Progênie	0,63	0,64
	AA	B(R)	0,45	0,42
		Progênie	0,65	0,67
Látice 8x8	AF	B(R)	0,40	0,41
	FA	Progênie	0,60	0,65
	AA	B(R)	0,42	0,42
		Progênie	0,63	0,69
Látice 11x11	AF	B(R)	0,38	0,40
	FA	Progênie	0,63	0,74
	AA	B(R)	0,41	0,42
		Progênie	0,65	0,77

Tabela 9 Látice 5x5: Médias do Critério da Informação de Akaike avaliadas com herdabilidade em torno de 20%, 40% e 80%, considerando superfície regular, com 2, 4 e 6 repetições.

h^2		Repetição		
		2	4	6
20%	FF	-90	-326	-547
	AF	-128	-408	-686
	FA	-200	-429	-706
	AA	-242	-515	-801
40%	FF	-80	-295	-498
	AF	-116	-373	-609
	FA	-185	-400	-631
	AA	-221	-485	-724
80%	FF	-65	-238	-415
	AF	-95	-297	-517
	FA	-160	-332	-516
	AA	-185	-403	-580

Tabela 10 Látice 8x8: Médias do Critério da Informação de Akaike avaliadas com herdabilidade em torno de 20%, 40% e 80%, considerando superfície regular, com 2, 6 e 9 repetições.

h^2		Repetição		
		2	6	9
20%	FF	-265	-1551	-2565
	AF	-330	-1733	-2885
	FA	-556	-1843	-2873
	AA	-613	-2044	-3173
40%	FF	-242	-1411	-2456
	AF	-301	-1604	-2623
	FA	-526	-1683	-2723
	AA	-569	-1864	-2906
80%	FF	-141	-874	-2039
	AF	-234	-1315	-2278
	FA	-443	-1418	-2766
	AA	-521	-1736	-2519

TABELA 11. Látice 11x11: Médias do Critério da Informação de Akaike avaliadas com herdabilidade em torno de 20%, 40% e 80%, considerando superfície regular, com 2 e 4 repetições..

h ²		Repetição	
		2	4
20%	FF	-545	-1790
	AF	-629	-1970
	FA	-1084	-2349
	AA	-1150	-2524
40%	FF	-486	-1829
	AF	-547	-2013
	FA	-999	-2400
	AA	-1072	-2579
80%	FF	-579	-3364
	AF	-674	-3566
	FA	-1178	-3796
	AA	-1265	-4040

TABELA 12. Médias do Critério da Informação de Akaike, considerando superfície irregular, variância de superfície tão importante quanto a variância do erro experimental, baixa herdabilidade, nos látices 5x5, 8x8 e 11x11, todos com 2 e 4 repetições

Ensaio		Repetição	
		2	4
Látice 5x5	FF	-98	-353
	AF	-143	-452
	FA	-223	-480
	AA	-266	-578
Látice 8x8	FF	-298	-1004
	AF	-371	-1158
	FA	-628	-1333
	AA	-697	-1484
Látice 11x11	FF	-591	-2040
	AF	-687	-2253
	FA	-1202	-2685
	AA	-1292	-2893

TABELA 13 Médias do Critério da Informação de Akaike, considerando superfície irregular, variância de superfície mais importante que a variância do erro experimental, baixa herdabilidade, nos látices 5x5, 8x8 e 11x11, todos com 2 e 4 repetições

Ensaio		Repetição	
		2	4
Látice 5x5	FF	-292	-970
	AF	-363	-1118
	FA	-614	-1287
	AA	-682	-1431
Látice 8x8	FF	-296	-970
	AF	-369	-784
	FA	-624	-1287
	AA	-692	-1431
Látice 11x11	FF	-580	-1897
	AF	-673	-2092
	FA	-1178	-2491
	AA	-1265	-2681

TABELA 14 Látice 5x5: Médias de 15000 experimentos das estimativas das componentes de variância correspondentes aos modelos AF, FA e AA avaliadas com herdabilidade em torno de 20%, 40% e 80%, considerando superfície regular, com 2, 4 e 6 repetições.

h ²	Medidas	Repetição						
		VP	2	VP	4	VP	6	
20%	FF	Erro experimental	800	897	1600	1711	2400	4008
	AF	B(R)	6	36	6	15	6	54
		Erro experimental	800	895	1600	1701	2400	3958
	FA	Progênie	100	142	100	97	100	127
		Erro experimental	800	859	1600	1659	2400	3675
	AA	B(R)	6	20	6	13	6	45
		Progênie	100	140	100	101	100	120
		Erro experimental	800	842	1600	1638	2400	3642
	FF	Erro experimental	300	361	600	671	900	1028
	AF	B(R)	6	19	6	17	6	20
		Erro experimental	300	351	600	669	900	998
	40%	FA	Progênie	100	104	100	105	100
Erro experimental			300	327	600	630	900	950
AA	B(R)	6	13	6	14	6	18	
	Progênie	100	105	100	105	100	102	
	Erro experimental	300	306	600	607	900	928	

			VP	2	VP	4	VP	6
	FF	Erro experimental	50	57	100	102	900	282
	AF	B(R)	6	7	6	7	6	6
		Erro experimental	50	56	100	103	900	281
80%	FA	Progénie	100	98	100	99	100	101
		Erro experimental	50	49	100	97	900	235
	AA	B(R)	6	7	6	7	6	6
		Progénie	100	100	100	99	100	101
		Erro experimental	50	51	100	100	900	225

TABELA 15 Látice 8x8: Médias de 15000 experimentos das estimativas das componentes de variância correspondentes aos modelos AF, FA e AA avaliadas com herdabilidade em torno de 20%, 40% e 80%, considerando superfície regular, com 2, 6 e 9 repetições

H ²	Medidas	Repetição						
		VP	2	VP	6	VP	9	
20%	FF	Erro experimental	800	815	2400	2500	3600	3702
	AF	B(R)	6	25	6	26	6	27
		Erro experimental	800	811	2400	2495	3600	3612
	FA	Progênie	100	102	100	103	100	109
		Erro experimental	800	803	2400	2428	3600	3624
	AA	B(R)	6	22	6	23	6	26
		Progênie	100	100	100	102	100	110
		Erro experimental	800	800	2400	2405	3600	3600
	FF	Erro experimental	300	311	900	931	1350	1382
	AF	B(R)	6	10	6	10	6	12
		Erro experimental	300	310	900	928	1350	1359
	40%	FA	Progênie	100	99	100	100	100
		Erro experimental	300	301	900	910	1350	1352
AA		B(R)	6	7	6	9	6	11
		Progênie	100	101	100	100	100	101
		Erro experimental	300	301	900	902	1350	1351
80%		FF	Erro experimental	50	52	900	152	225

AF	B(R)	6	7	6	6	6	7
	Erro experimental	50	51	900	150	225	226
FA	Progénie	100	10	100	100	100	101
	Erro experimental	50	50	900	150	225	225
AA	B(R)	6	6	6	6	6	7
	Progénie	100	100	100	100	100	101
	Erro experimental	50	50	900	151	225	225

TABELA 16 Látice 11x11: Médias de 15000 experimentos das estimativas das componentes de variância correspondentes aos modelos AF, FA e AA avaliadas com herdabilidade em torno de 20%, 40% e 80%, considerando superfície regular, com 2, 4 e 6 repetições.

H ²	Medidas		Repetição			
			VP	2	VP	4
20%	FF	Erro experimental	800	897	1600	1711
	AF	B(R)	6	36	6	15
		Erro experimental	800	895	1600	1701
	FA	Progênie	100	142	100	97
		Erro experimental	800	859	1600	1659
	AA	B(R)	6	20	6	13
		Progênie	100	140	100	101
		Erro experimental	800	842	1600	1638
	FF	Erro experimental	300	336	600	651
	AF	B(R)	6	37	6	17
		Erro experimental	300	330	300	649
	40%	FA	Progênie	100	130	100
		Erro experimental	300	319	600	628
AA		B(R)	6	22	6	13
		Progênie	100	126	100	101
		Erro experimental	300	315	600	628

	FF	Erro experimental	50	85	100	147
	AF	B(R)	6	49	6	16
		Erro experimental	50	85	100	146
80%	FA	Progénie	100	141	100	95
		Erro experimental	50	80	100	137
	AA	B(R)	6	24	6	16
		Progénie	100	138	100	98
		Erro experimental	50	79	100	127

TABELA 17 Médias de 15000 experimentos das estimativas das componentes de variância correspondentes aos modelos AF, FA e AA avaliadas com baixa herdabilidade, nos látices 5x5, 8x8 e 11x11, considerando superfície irregular, variância de superfície tão importante quanto a variância do erro experimental, com 2 e 4 repetições

Ensaio	Medidas	Repetição				
		VP	2	VP	4	
Látice 5x5	FF	Erro experimental	1200	2490	3000	6182
	AF	B(R)	1254	241	3200	263
		Erro experimental	1200	2041	3000	5572
	FA	Progênie	100	323	100	325
		Erro experimental	1200	2047	3000	5719
	AA	B(R)	1254	165	3200	231
		Progênie	100	281	100	287
		Erro experimental	1200	2051	3000	5549
	FF	Erro experimental	1200	3111	3000	6299
	AF	B(R)	1254	144	3200	126
		Erro experimental	1200	2807	3000	6029
	40%	FA	Progênie	100	232	100
Erro experimental			1200	2808	3000	6060
AA		B(R)	1254	77	3200	99
	Progênie	100	221	100	197	
	Erro experimental	1200	2818	3000	6004	

	FF	Erro experimental	1200	2462	3000	9057
	AF	B(R)	1254	181	3200	86
		Erro experimental	1200	2308	3000	8798
Látice 11x11	FA	Progénie	100	152	100	203
		Erro experimental	1200	2336	3000	8835
	AA	B(R)	1254	25	3200	68
		Progénie	100	145	100	194
		Erro experimental	1200	2308	3000	8765

TABELA 18 Médias de 15000 experimentos das estimativas das componentes de variância correspondentes aos modelos AF, FA e AA avaliadas com baixa herdabilidade, nos látices 5x5, 8x8 e 11x11, considerando superfície irregular, variância de superfície mais importante que a variância do erro experimental, com 2 e 4 repetições

Ensaio	Medidas	Repetição				
		VP	2	VP	4	
Látice 5x5	FF	Erro experimental	1200	2373	3000	4133
	AF	B(R)	3205	84	5009	59
		Erro experimental	1200	2156	3000	3948
	FA	Progênie	100	216	100	1510
		Erro experimental	1200	2166	3000	3997
	AA	B(R)	3205	43	5009	49
		Progênie	100	197	100	148
		Erro experimental	1200	2178	3000	3931
	FF	Erro experimental	1200	2967	3000	4118
	AF	B(R)	3205	96	5009	61
		Erro experimental	1200	2667	3000	3918
	40%	FA	Progênie	100	240	100
Erro experimental			1200	2687	3000	3984
AA		B(R)	3205	50	5009	50
	Progênie	100	224	100	159	
	Erro experimental	1200	2698	3000	3912	

	FF	Erro experimental	1200	1954	3000	4033
	AF	B(R)	3205	40	5009	40
		Erro experimental	1200	1831	3000	3936
Látice 11x11	FA	Progénie	100	141	100	132
		Erro experimental	1200	1852	3000	3959
	AA	B(R)	3205	22	5009	32
		Progénie	100	137	100	129
		Erro experimental	1200	1845	3000	3934

TABELA 19 Látice 5x5: Médias dos Erros Quadráticos Médios correspondentes aos modelos FF, AF, FA e AA, considerando superfície regular, herdabilidade em torno de 20%, 40%, e 80%, com 2, 4 e 6 repetições.

h^2		Repetição		
		2	4	6
Baixa	FF	852	818	806
	AF	743	736	734
	FA	319	296	287
	AA	293	281	271
Média	FF	529	505	499
	AF	485	476	475
	FA	283	268	272
	AA	277	278	273
Alta	FF	361	362	356
	AF	355	357	352
	FA	298	294	294
	AA	303	298	301

TABELA 20 Látice 8x8: Médias dos Erros Quadráticos Médios correspondentes aos modelos FF, AF, FA e AA, considerando superfície regular, herdabilidade em torno de 20%, 40%, e 80%, com 2, 6 e 9 repetições

h^2		Repetição		
		2	6	9
Baixa	FF	1915	1895	1887
	AF	1830	1842	1838
	FA	1444	1436	1433
	AA	1437	1430	1431
Média	FF	1621	1593	1604
	AF	1584	1575	1587
	FA	1443	1438	1438
	AA	1449	1440	1440
Alta	FF	1464	1463	1475
	AF	1459	1466	1471
	FA	1477	1475	1468
	AA	1484	1617	1470

TABELA 21 Látice 11x11: Médias dos Erros Quadráticos Médios correspondentes aos modelos FF, AF, FA e AA, considerando superfície regular, herdabilidade em torno de 20%, 40%, e 80%, com 2 e 4 repetições

h^2		Repetição	
		2	4
Baixa	FF	6044	5425
	AF	6005	5328
	FA	4992	4965
	AA	4972	4970
Média	FF	6041	5450
	AF	5861	5367
	FA	4988	4970
	AA	4978	4967
Alta	FF	6091	5433
	AF	5900	5402
	FA	4993	4969
	AA	4973	4973

TABELA 22 Médias dos Erros Quadráticos Médios correspondentes aos modelos FF, AF, FA e AA, nos látices 5x5, 8x8 e 11x11, considerando superfície irregular, com variância tão importante quanto a variância do erro experimental, baixa herdabilidade, com 2 e 4 repetições

Ensaio	Repetição		
	2	4	
Látice 5x5	FF	1951	2184
	AF	1605	1928
	FA	450	425
	AA	358	345
Látice 8x8	FF	3321	3235
	AF	3036	3020
	FA	1511	1480
	AA	1472	1447
Látice 11x11	FF	6364	7441
	AF	6161	7178
	FA	4991	5001
	AA	4983	4975

TABELA 23 Médias dos Erros Quadráticos Médios correspondentes aos modelos FF, AF, FA e AA, nos latices 5x5, 8x8 e 11x11, considerando superfície irregular, com variância mais importante que a variância do erro experimental, baixa herdabilidade, com 2 e 4 repetições

Ensaio	Repetição		
	2	4	
Látice 5x5	FF	2898	2614
	AF	2662	2447
	FA	1500	1454
	AA	1472	1437
Látice 8x8	FF	3257	2623
	AF	3025	2477
	FA	1514	1462
	AA	1487	1441
Látice 11x11	FF	6049	6036
	AF	5896	5897
	FA	4989	4976
	AA	4977	4966

TABELA 24 Látice 5x5: Médias dos coeficientes de correlação de Pearson correspondentes aos modelos FF, AF, FA e AA, considerando superfície regular, herdabilidade em torno de 20%, 40% e 80%, com 2, 4 e 6 repetições

h^2		Repetição		
		2	4	6
Baixa	FF	0.38	0,41	0,40
	AF	0.43	0,44	0,43
	FA	0.42	0,43	0,42
	AA	0.39	0,40	0,41
Média	FF	0.57	0,59	0,59
	AF	0.62	0,63	0,63
	FA	0.60	0,60	0,61
	AA	0.56	0,59	0,60
Alta	FF	0.88	0,87	0,87
	AF	0.90	0,89	0,89
	FA	0.88	0,87	0,87
	AA	0.90	0,89	0,89

TABELA 25 Látice 8x8: Médias dos coeficientes de correlação de Pearson correspondentes aos modelos FF, AF, FA e AA, considerando superfície regular, herdabilidade em torno de 20%, 40% e 80%, com 2, 6 e 9 repetições

h^2		Repetição		
		2	6	9
Baixa	FF	0,41	0,42	0,43
	AF	0,43	0,44	0,44
	FA	0,43	0,43	0,44
	AA	0,35	0,38	0,40
Média	FF	0,59	0,61	0,61
	AF	0,62	0,63	0,63
	FA	0,60	0,61	0,61
	AA	0,62	0,63	0,62
Alta	FF	0,88	0,88	0,84
	AF	0,90	0,89	0,85
	FA	0,89	0,88	0,84
	AA	0,90	0,89	0,85

TABELA 26 Látice 11x11: Médias dos coeficientes de correlação de Pearson correspondentes aos modelos FF, AF, FA e AA, considerando superfície regular, herdabilidade em torno de 20%, 40% e 80%, com 2 e 4 repetições

h^2		Repetição	
		2	4
Baixa	FF	0,28	0,40
	AF	0,31	0,37
	FA	0,29	0,40
	AA	0,21	0,33
Média	FF	0,27	0,39
	AF	0,29	0,41
	FA	0,29	0,40
	AA	0,17	0,37
Alta	FF	0,28	0,40
	AF	0,30	0,42
	FA	0,29	0,40
	AA	0,18	0,41

TABELA 27 Médias dos coeficientes de correlação de Pearson correspondentes aos modelos FF, AF, FA e AA, nos latices 5x5, 8x8 e 11x11, considerando superfície irregular, com variância tão importante quanto a variância do erro experimental, baixa herdabilidade, com 2 e 4 repetições

h^2		Repetição	
		2	4
Látice 5x5	FF	0.23	0.22
	AF	0.26	0.23
	FA	0.26	0.24
	AA	0.20	0.14
Látice 8x8	FF	0.22	0.23
	AF	0.23	0.24
	FA	0.24	0.24
	AA	0.15	0.14
Látice 11x11	FF	0.26	0.20
	AF	0.26	0.21
	FA	0.27	0.21
	AA	0.17	0.13

TABELA 28 Médias dos coeficientes de correlação de Pearson correspondentes aos modelos FF, AF, FA e AA, nos latices 5x5, 8x8 e 11x11, considerando superfície irregular, com variância mais importante que a variância do erro experimental, baixa herdabilidade, com 2 e 4 repetições

Ensaio	Repetição		
	2	4	
Látice 5x5	FF	0,25	0,28
	AF	0,30	0,27
	FA	0,27	0,28
	AA	0,23	0,19
Látice 8x8	FF	0,23	0,28
	AF	0,27	0,27
	FA	0,25	0,29
	AA	0,19	0,20
Látice 11x11	FF	0,28	0,30
	AF	0,29	0,31
	FA	0,30	0,31
	AA	0,23	0,25

TABELA 29 Látice 5x5: Médias dos coeficientes de correlação de Spearman correspondentes aos modelos FF, AF, FA e AA, considerando superfície regular, herdabilidade em torno de 20%, 40% e 80%, com 2, 4 e 6 repetições

h^2		Repetição		
		2	4	6
Baixa	FF	0,37	0,38	0,38
	AF	0,41	0,41	0,41
	FA	0,40	0,41	0,40
	AA	0,32	0,36	0,34
Média	FF	0,55	0,56	0,56
	AF	0,59	0,71	0,59
	FA	0,57	0,63	0,57
	AA	0,54	0,57	0,57
Alta	FF	0,85	0,84	0,84
	AF	0,88	0,86	0,86
	FA	0,85	0,84	0,84
	AA	0,88	0,86	0,86

TABELA 30 Látice 8x8: Médias dos coeficientes de correlação de Spearman correspondentes aos modelos FF, AF, FA e AA, considerando superfície regular, herdabilidade em torno de 20%, 40% e 80%, com 2, 6 e 9 repetições

h^2		Repetição		
		2	6	9
Baixa	FF	0,39	0,40	0,41
	AF	0,42	0,42	0,42
	FA	0,41	0,41	0,42
	AA	0,33	0,37	0,38
Média	FF	0,56	0,59	0,58
	AF	0,60	0,61	0,61
	FA	0,58	0,59	0,59
	AA	0,60	0,61	0,60
Alta	FF	0,87	0,86	0,82
	AF	0,89	0,88	0,84
	FA	0,87	0,86	0,82
	AA	0,89	0,88	0,84

TABELA 31 Látice 11x11: Médias dos coeficientes de correlação de Spearman correspondentes aos modelos FF, AF, FA e AA, considerando superfície regular, herdabilidade em torno de 20%, 40% e 80%, com 2 e 4 repetições.

h^2		Repetição	
		2	4
Baixa	FF	0,26	0,37
	AF	0,29	0,35
	FA	0,27	0,37
	AA	0,19	0,31
Média	FF	0,25	0,37
	AF	0,26	0,38
	FA	0,27	0,38
	AA	0,15	0,35
Alta	FF	0,26	0,38
	AF	0,28	0,40
	FA	0,27	0,38
	AA	0,18	0,40

TABELA 32 Médias dos coeficientes de correlação de Spearman correspondentes aos modelos FF, AF, FA e AA, nos latices 5x5, 8x8 e 11x11, considerando superfície irregular, com variância tão importante quanto a variância do erro experimental, baixa herdabilidade, com 2 e 4 repetições

Ensaio		Repetição	
		2	4
Látice 5x5	FF	0.22	0.21
	AF	0.24	0.22
	FA	0.24	0.23
	AA	0.18	0.13
Látice 8x8	FF	0.21	0.21
	AF	0.21	0.22
	FA	0.22	0.23
	AA	0.14	0.13
Látice 11x11	FF	0.24	0.185
	AF	0.24	0.2
	FA	0.26	0.2
	AA	0.21	0.12

TABELA 33 Médias dos coeficientes de correlação de Spearman correspondentes aos modelos FF, AF, FA e AA, nos látices 5x5, 8x8 e 11x11, considerando superfície irregular, com variância mais importante que a variância do erro experimental, baixa herdabilidade, com 2 e 4 repetições

Ensaio		Repetição	
		2	4
Látice 5x5	FF	0,23	0,26
	AF	0,28	0,25
	FA	0,26	0,27
	AA	0,21	0,18
Látice 8x8	FF	0,21	0,26
	AF	0,25	0,26
	FA	0,23	0,28
	AA	0,18	0,19
Látice 11x11	FF	0,26	0,28
	AF	0,29	0,29
	FA	0,27	0,29
	AA	0,21	0,24