ALTERNATIVAS EXPERIMENTAIS NA AVALIAÇÃO DE PROGÊNIES EM PROGRAMAS DE MELHORAMENTO GENÉTICO VEGETAL

ELAINE APARECIDA DE SOUZA
Engenheira Agrônoma

Orientador: Prof. Dr. ISAIAS OLÍVIO GERALDI

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

PIRACICABA
Estado de São Paulo - Brasil
Fevereiro - 1997

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação (CIP)
DIVISÃO DE BIBLIOTECA E DOCUMENTAÇÃO - Campus "Luiz de Queiroz"/USP

Souza, Elaine Aparecida de

Alternativas experimentais na avaliação de progênies em programas de
melhoramento genético vegetal / Elaine Aparecida de Souza. - - Piracicaba, 1997.
122 p.

Tese (doutorado) -- Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, 1997.
Bibliografia.

1. Análise espacial 2. Delineamento de experimento 3. Genética vegetal 4.
Melhoramento genético vegetal 5. Progênie I. Título.

CDD 631.522

ALTERNATIVAS EXPERIMENTAIS NA AVALIAÇÃO DE PROGÊNIES EM PROGRAMAS DE MELHORAMENTO GENÉTICO VEGETAL

ELAINE APARECIDA DE SOUZA

Aprovada em: 24.04.97

Comissão julgadora:

Prof. Dr. Isaias Olívio Geraldi
Prof. Dr. Cláudio Lopes de Souza Júnior
Prof. Dr. Roland Vencovsky
Prof. Dr. Daniel Furtado Ferreira
Prof. Dr. Magno Antônio Patto Ramalho

ESALQ/USP
ESALQ/USP
ESALQ/USP
UFLA
UFLA

Prof. Dr. Isaias Olívio Geraldi
Orientador

À Deus

Aos meus pais, Maria e Manoel

Às minhas irmãs Beth, Regina e Éllen

DEDICO

AGRADECIMENTOS

- À Deus, pela vida.
- À Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"/USP, pela oportunidade concedida.
- À Coordenadoria de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES), pela concessão da bolsa de estudos durante o curso.
- Ao Programa de Melhoramento Genético do Feijoeiro do Departamento de Biologia da Universidade Federal de Lavras (UFLA) e à ARACRUZ CELULOSE S.A. pelo apoio e material concedido para a realização deste trabalho.
- Ao Professor Isaias Olívio Geraldi, pela orientação e ensinamentos transmitidos.
- Ao Professor e amigo Magno Antônio Patto Ramalho, pelo apoio, incentivo, disponibilidade e valiosas contribuições durante a realização deste trabalho.
- Ao Professor e amigo Daniel Furtado Ferreira, pelo apoio, disponibilidade e sugestões que foram fundamentais nas análises estatísticas e na melhoria deste trabalho.
- Aos Professores Roland Vencovsky e Cláudio Lopes de Souza Júnior pela participação e sugestões que contribuíram para a melhoria deste trabalho.
- Aos pesquisadores Fernando de Lellis Garcia Bertolucci e Erildo Sessa Campinhos pela disponibilidade.
- Ao pesquisador Nelson Fonseca Júnior pela colaboração nas análises estatísticas.
- Às amigas Ana, Helen e Luciana pelo convívio e companheirismo.

- Aos amigos do curso de Pós-Graduação em Genética e Melhoramento de Plantas e demais cursos.
- Às funcionárias da biblioteca da Genética, Silvana Marchizelli Gregório, pela revisão das referências bibliográficas e disponibilidade no decorrer do curso juntamente com Aparecida Elizabeth dos Santos da Silva.
- E a todos que, de uma maneira ou de outra, contribuíram para que o objetivo deste trabalho fosse alcançado com êxito.

SUMÁRIO

	Página
RESUMO.....	vii
SUMMARY.....	x
1. INTRODUÇÃO.....	1
2. REVISÃO DE LITERATURA.....	3
3. MATERIAL E MÉTODOS.....	16
3.1 Material genético.....	16
3.2 Locais e condução.....	17
3.3 Métodos empregados e critérios de avaliação.....	19
3.4 Comparações entre os métodos.....	32
4. RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	37
4.1 Avaliação da progênie do feijoeiro.....	38
4.2 Avaliação das progênies de eucalipto.....	51
5. CONCLUSÕES.....	69
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	70
TABELAS.....	86
APÊNDICES.....	119

LISTA DE FIGURAS

FIGURA1. Disposição na área experimental dos experimentos de feijão, tendo por testemunhas as cultivares Carioca(C) e EMGOPA 201-Ouro.....	35
FIGURA2. Disposição na área experimental dos experimentos de eucalipto com as respectivas testemunhas T1, T2, T3 e T4.....	36

ALTERNATIVAS EXPERIMENTAIS NA AVALIAÇÃO DE PROGÊNIES EM PROGRAMAS DE MELHORAMENTO GENÉTICO VEGETAL

Autor: Elaine Aparecida de Souza

Orientador: Prof. Dr. Isaias Olívio Geraldi

RESUMO

Com o objetivo de estudar a viabilidade do uso do delineamento em blocos aumentados e de métodos de análise espacial nas etapas iniciais dos programas de melhoramento de culturas anuais e perenes, foram avaliados experimentos independentes de feijão e de eucalipto. Para a cultura do feijoeiro, foram avaliadas 121 progênies S_2 , provenientes de um programa de seleção recorrente, em três locais: Lavras, Lambari e Patos de Minas. Utilizou-se um látice simples 11 x 11, por local. Adicionalmente, foram incluídas duas testemunhas, Carioca e EMGOPA201-Ouro, sendo que cada testemunha foi alocada a intervalos regulares de cinco em cinco parcelas em cada bloco. A parcela foi composta por duas linhas de dois metros, com 15 sementes por metro linear. Já para o eucalipto, os experimentos foram instalados em São Mateus (ES) e Posto da Mata (BA). Neste caso, foram avaliados 121

tratamentos, sendo 113 progênies de meios irmãos de *Eucalyptus urophylla* e oito clones, no delineamento em látice 11 x 11 com três repetições. Adicionalmente, em cada bloco foram colocadas aleatoriamente mais quatro testemunhas. Cada parcela foi constituída por uma linha de seis plantas. Os dados da produção de grãos (g/parcela) do feijoeiro, e da circunferência à altura do peito (cm/planta), aos 19 e 26 meses de idade, para o eucalipto, foram submetidos à uma análise de variância considerando as seguintes estratégias: látice, blocos aumentados, blocos ao acaso, método de Papadakis, método das médias móveis e testemunha intercalar. Realizou-se a comparação entre as diferentes estratégias quanto à sua eficiência a partir das seguintes estimativas: coeficiente de variação, herdabilidades e seus respectivos intervalos de confiança, correlação de Spearman e as metodologias de Fasoulas (1983) e Hamblin & Zimmerman (1986). Constatou-se a viabilidade do emprego do delineamento em blocos aumentados para seleção de progênies, nas etapas iniciais dos programas de melhoramento genético desde que se aplique uma intensidade de seleção moderada; o delineamento em blocos aumentados não se mostrou apropriado para a estimação de parâmetros genéticos e fenotípicos, devido à baixa precisão das estimativas; o uso de testemunha intercalar não proporcionou melhoria na precisão experimental para os experimentos com a cultura do feijoeiro, porém para o eucalipto ela se mostrou vantajosa; os métodos de análise de vizinhança, Papadakis (1937) e o das médias móveis, mostraram-se eficientes no controle da heterogeneidade ambiental dentro dos blocos,

sendo que a eficiência dos mesmos em relação aos parâmetros genéticos e fenotípicos avaliados, foi comparável à do látice.

EXPERIMENTAL ALTERNATIVES FOR EVALUATION OF PROGENIES IN CROP BREEDING PROGRAMS

Author: Elaine Aparecida de Souza

Adviser: Prof. Dr. Isaias Olívio Geraldi

SUMMARY

The feasibility of using the augmented block designs and the spatial analysis methods for early-stage selection in crop breeding programs was evaluated based on experiments of common bean (*Phaseolus vulgaris* L.) and eucalyptus (*Eucalyptus urophylla*). For beans, material comprised 121 S_2 progenies evaluated in a 11 x 11 simple lattice experiment at three locations in the state of Minas Gerais: Lavras, Lambari and Patos de Minas. Plots consisted of two rows 2 meter long, spaced 0.5 meter apart. Two commercial varieties (Carioca and EMGOPA 201-Ouro) were used as checks and allocated systematically every five plots. At harvesting, yield (g/plot) was evaluated. For eucalyptus, material comprised 113 half-sib progenies and eight clones, evaluated in a 11 x 11 triple lattice experiment at two locations: Posto da Mata (state of Minas Gerais) and São Mateus (state of Bahia). Plots

consisted of one row 15 meter long, spaced 3 meter apart, with 6 plants. Four checks were randomly allocated within each block. The girth at breast height (cm/plant) was evaluated at age of 19 and 26 months. The analysis of variance were performed according to the following methods: lattice design, randomized block design, augmented block design, Papadakis method, moving-means method and check plots method. The efficiencies of different methods were compared with lattice analysis based on the following estimates: coefficient of variation due to error, confidence intervals for heritability, Spearman's rank correlation and Fasoulas (1983) and Hamblin & Zimmermman (1986) methodologies. General results indicates that augmented block design is useful in earlier stages of selection, when the intensities of selection are moderate to low; however, this design is not useful for estimation of genetic and phenotypic parameters due to lower precision of estimates; check plot method was efficient in reducing the coefficient of variation due to error only for eucalyptus; and nearest neighbour, Papadakis (1937) and moving-means methods were efficient in removing the heterogeneity within blocks, and this efficiency was compared to lattice analysis for estimation of genetic and phenotypic parameters.

1. INTRODUÇÃO

É inegável a contribuição do melhoramento de plantas para produção de grãos, fibras, madeira, etc. Contudo, para se continuar obtendo sucesso com o melhoramento, o desafio é cada vez maior, pois as diferenças a serem detectadas entre os materiais genéticos são gradativamente menores. Dentro deste contexto, a experimentação agrícola tem um papel de destaque e a utilização de técnicas experimentais cada vez mais refinadas faz-se necessário. Como técnica experimental estão envolvidos diversos fatores, tais como: escolha criteriosa do delineamento, locais de instalação dos experimentos, número de repetições, tamanho e forma da parcela e uma perfeita condução dos experimentos. Todos estes fatores vão atuar de forma direta ou indireta na precisão experimental.

Considerando que as diferenças a serem detectadas são cada vez menores, para ter sucesso os melhoristas necessitam cada vez mais avaliar um número maior de progênies. Numa situação como esta, o desafio está em avaliar todos estes materiais com a mesma precisão. Para transpor este desafio, a primeira e uma das mais importantes decisões é a escolha do delineamento experimental. Os delineamentos clássicos como

os blocos casualizados e também os blocos incompletos, especialmente os látices, têm sido muito utilizados. Contudo, há outras alternativas que fornecem maior flexibilidade aos melhoristas. Neste contexto, há possibilidade do emprego dos blocos aumentados (Federer, 1956, 1961a, 1961b) e de métodos de análise de vizinhança, tais como, o método de Papadakis (1937) e o método das médias móveis (Townley-Smith & Hurd, 1973). Existem poucas informações sobre o emprego destes métodos a nível de campo, e considerando que alguns deles podem permitir a avaliação de um número maior de progênies, melhorando assim, a eficiência do processo seletivo, faz-se necessário verificar a nível experimental se eles são factíveis aos programas de melhoramento genético.

Diante do exposto, o presente trabalho tem por objetivos, comparar os diferentes delineamentos e métodos de análise espacial de experimentos de campo, quanto à sua eficiência no controle do erro experimental; verificar a viabilidade destes métodos na avaliação de progênies segregantes de culturas anuais e perenes, bem como, obter estimativas de parâmetros genéticos e fenotípicos a partir da análise de cada método e compará-las principalmente quanto à precisão.

2. REVISÃO DE LITERATURA

O desafio de qualquer experimentador é comparar os seus tratamentos com a maior precisão possível, para se ter segurança nas inferências a serem feitas a partir dos resultados obtidos.

A precisão de um experimento está intimamente relacionada ao erro experimental, sendo este uma medida da variação não controlada ou aleatória que ocorre no experimento (Chaves, 1985). Existem vários fatores que afetam a precisão experimental, entre eles, a heterogeneidade do solo, do material genético e na condução dos experimentos. Estes fatores têm recebido atenção de vários pesquisadores (Kempthorne, 1957a; Steel & Torrie, 1960; Le Clerg, 1967; Hallauer & Miranda Filho, 1981; Zimmermann, 1982; Bertolucci, 1990; Castro, 1992; Pereira, 1993).

Uma situação comum nos programas de melhoramento genético é a avaliação de um grande número de progênies, e nestas circunstâncias, encontrar uma área experimental homogênea em toda a sua extensão é praticamente impossível. Para solucionar este problema existem algumas alternativas. A primeira delas e mais marcante é o uso do controle local (Cochran & Cox, 1966; Gomez & Gomez, 1984). Entre as alternativas de controle a mais empregada é o delineamento em blocos

casualizados. Entretanto, dependendo da espécie e do número de tratamentos envolvidos, o uso de blocos não soluciona o problema, devido à impossibilidade de se encontrar uma área experimental com homogeneidade satisfatória dentro dos blocos.

Nestes casos, uma outra alternativa, é o uso de blocos incompletos, introduzidos por Yates (1936) com o objetivo de eliminar a heterogeneidade dentro dos blocos, e assim contornar os problemas mencionados. Isto é obtido modificando-se os blocos completos casualizados com respeito ao tipo de arranjo dos tratamentos, ou seja, a restrição de que o número de unidades experimentais por bloco seja igual ao número de tratamentos é dispensada. Dentro dessa classe de delineamentos incompletos, encontram-se os chamados látices, que foram introduzidos por Bose & Nair (1939). É difícil quantificar o impacto que o uso de látices teve no melhoramento de plantas ou na experimentação agrícola em geral, mas é certo que foi grande (Bearzoti, 1994). A eficiência dos látices em relação aos blocos casualizados tem sido quantificada em algumas oportunidades (Zuber, 1942, Johnson & Murphy, 1943; Lessman & Atkins, 1963). Na Estação Experimental Agrícola de Iowa, o uso frequente de látices na avaliação da produção em ensaios com milho, levou a uma eficiência variando de 114 a 365% em relação ao delineamento em blocos completos casualizados. Os resultados evidenciam que um látice triplo seria tão eficiente quanto um delineamento em blocos completos com cinco repetições (Cochran, citado por Johnson & Murphy ,1943). Já Zuber (1942), encontrou uma eficiência média de 136%, trabalhando com vários tipos de látice. Johnson & Murphy (1943), utilizando dados de ensaios de

uniformidade com aveia, simularam látices de diversos tamanhos, encontrando eficiência de 155 a 224%.

Por outro lado, Lessman & Atkins (1963) apresentam resultados não tão promissores, através de simulação de látices com vários tamanhos e números de repetições a partir de um ensaio de uniformidade, ou seja, um ensaio em branco com híbrido de sorgo. Os autores concluem que embora tenha sido observada a eficiência do látice em áreas experimentais mais desuniformes, esta em geral foi baixa.

Apesar da ampla utilização dos látices em programas de melhoramento de plantas no Brasil (Kageyama, 1980; Bertolucci, 1990; Takeda, 1990; Souza, 1993), não foram encontrados levantamentos sobre a eficiência deste delineamento ao longo dos anos, desde a sua adoção pelos melhoristas no Brasil.

De um modo geral, os blocos casualizados e os látices têm sido eficientes, contudo, existe a expectativa de avaliação de um número cada vez maior de progênies, além do que, em determinadas fases do programa de melhoramento genético o número de sementes disponível de cada família é pequeno, tornando-se necessário buscar alternativas que exijam menos trabalho e área experimental. Visando superar essas dificuldades, Federer (1956), propôs uma classe de delineamentos denominada de "delineamentos aumentados". A idéia básica é incluir testemunhas (tratamentos comuns) para as quais exista material suficiente e repeti-las diversas vezes em um delineamento padrão. Cada repetição dos tratamentos comuns forma um bloco completo, ou bloco incompleto, ou célula dependendo do delineamento padrão. Os tratamentos adicionais,

não repetidos (tratamentos regulares) são distribuídos nas parcelas que não foram alocadas pelos tratamentos comuns. De uma forma simples, a análise de delineamentos aumentados envolve a estimação de efeitos de bloco e erro experimental usando os tratamentos comuns. Os efeitos estimados de bloco são usados para ajustar os valores observados dos tratamentos regulares e o erro é usado para obter testes estatísticos válidos das diferenças entre tratamentos. As expressões dos estimadores e a análise de variância estão baseadas na análise intra-blocos.

Federer (1956) apresenta expressões para realização da análise de variância do delineamento com controle local em uma direção, incluindo blocos completos como incompletos. Posteriormente, Federer et al. (1975) expandiram a análise para casos com controle local em mais de uma direção.

Federer (1961a, 1961b) mostrou que os tratamentos regulares podem ter diferentes números de repetições, tanto que dentro dos blocos, linhas e colunas o número destes tratamentos pode variar. Portanto, o tamanho do bloco não é rígido, o que confere maior facilidade de planejamento e condução. Em função desta flexibilidade no número de tratamentos regulares, a perda de alguns destes tratamentos não compromete a análise dos dados.

Os delineamentos aumentados têm sido discutidos em termos de sua construção, eficiência, limitações, análises e disponibilidade no melhoramento de plantas (Federer, 1956, 1961a, 1961b; Federer & Raghavarao, 1975; Federer et al., 1975 e Lin & Poushinsky, 1983, Bearzoti, 1994). Até pouco tempo atrás, o uso dos delineamentos

aumentados tinha sido limitado aparentemente pelas fórmulas complexas de cálculo apresentadas na literatura e pela ausência de adaptação para análise em computador (Scott & Milliken, 1993). Atualmente, estas limitações foram superadas, e Scott & Milliken (1993), apresentam a análise do delineamento em blocos completos casualizados aumentados utilizando o pacote estatístico SAS.

Qualquer delineamento padrão pode ser aumentado, contudo, as discussões sobre os delineamentos aumentados têm focalizado os blocos completos casualizados, devido ao fato, de que este delineamentos é muito utilizado no melhoramento de plantas.

Lin & Poushinsky (1983, 1985), estudaram o problema do arranjo das parcelas com tratamentos comuns dentro dos blocos, e propuseram um delineamento aumentado modificado na estrutura de parcela subdividida, no qual os tratamentos comuns (testemunhas) são dispostos de maneira sistemática nas linhas e colunas, ao invés de aleatorizadas como propôs Federer (1956). Desta forma, buscou-se maximizar o ajustamento dos efeitos dos tratamentos regulares, removendo-se ao máximo os efeitos ambientais dos valores fenotípicos. Os autores também propuseram três métodos de ajustamento: o primeiro com base apenas no controle local (Método 1) e os outros dois a partir da construção de um índice de fertilidade baseado nas observações dos tratamentos comuns com (Método2) ou sem regressão (Método3). O delineamento foi testado em algumas oportunidades (Lin et al., 1983; Schaalje et al., 1987, Lin & Voldeng, 1989; May et al. 1989; May & Kozub,

1995), e os resultados indicaram a efetividade do Método 3 na redução da variância do erro em relação ao Método 1.

Com os recursos computacionais atuais, outras alternativas tornam-se disponíveis aos melhoristas, como os métodos de análise espacial de experimentos que em determinadas situações podem proporcionar resultados satisfatórios. Os métodos se baseiam na análise de vizinhança, ou seja, das parcelas adjacentes, visando o controle da heterogeneidade espacial.

O método de Papadakis (1937) consiste em corrigir a produção de cada parcela pelo efeito médio do tratamento aplicado à parcela, e então, a média dos valores corrigidos das parcelas vizinhas é utilizada como uma covariável, seguindo-se com uma análise de covariância. O efeito procurado é o de eliminar parte das tendências existentes no solo, através do desempenho das parcelas vizinhas, conseqüentemente, diminuindo o erro experimental. Aspectos teóricos do método têm sido considerados principalmente por Atkinson (1969), Bartlett (1938 e 1978), Wilkinson et al. (1983), Wilkinson (1984), Zimmerman & Harville (1991) e Brownie et al. (1993) que mostraram em seus trabalhos que o método é aproximado, contudo, pode ser satisfatório quando o número de parcelas por bloco é grande.

Pearce & Moore (1976) trabalhando com resultados de experimentos de culturas perenes de várias partes do mundo constataram a eficiência do método na redução do erro, principalmente para a cultura do chá. Porém, o mesmo sucesso não foi obtido com a cultura da macieira. A efetividade do método na redução do erro experimental tem sido

constatada em outras oportunidades (Pearce, 1980; Kempton & Howes, 1981; kempton, 1982; Brownie et al., 1993; Magnussen, 1993, Stroup et al., 1994 e Clarke & Baker, 1996).

Outro método, é o de médias móveis que foi utilizado no trabalho de Townley-Smith & Hurd (1973). Neste método a produção das parcelas é corrigida pela média dos valores das parcelas vizinhas e não pelo efeito de tratamento como no método de Papadakis. Uma dificuldade encontrada neste método é a determinação do número de parcelas vizinhas a serem utilizadas à direita e à esquerda para obtenção da média móvel e segundo Townley-Smith & Hurd (1973), este número varia de experimento para experimento e de local para local. O emprego do método das médias móveis tem sido estudado em algumas oportunidades (Mak et al. 1978; Wright, 1978; Rosielle, 1980; Samra et al., 1990, Diers et al., 1991 e Clarke et al., 1994).

Wilkinson et al. (1983) a partir de dados simulados mostraram que o método de Papadakis é tendencioso e propuseram uma alternativa para análise de vizinhança denominada de método de blocos móveis, o qual consiste na correção de cada parcela pela média das parcelas vizinhas, sendo que o bloco caminha ou se move até o fim do experimento. O método de análise e eficiência do modelo, contudo, está associado a um balanceamento com relação aos vizinhos, exigindo assim, um delineamento sistemático ou semi-sistemático.

Recentemente, tem havido grande interesse na análise espacial e vários métodos têm sido propostos: análise de variância exponencial (Patterson & Hunter, 1983); 'least square smoothing' (Green

et al., 1985), modelo em blocos incompletos e variância linear (Willians, 1986), método de Besag-Kempton (Besag & Kempton, 1986), análise de Gleeson-Cullis (Gleeson & Cullis, 1987); método 'kriging' (Samra et al., 1990); método de Schwarzbach (Stroup et al., 1994); método de ajuste local (Anoshenko, 1996). A maioria destes métodos foram desenvolvidos extrapolando-se os conceitos de séries temporais e geoestatística para a experimentação agrícola, os quais foram a base para construção dos modelos de tendência no solo e dos erros correlacionados entre as parcelas vizinhas que são as principais fontes de heterogeneidade espacial.

Segundo Zimmerman & Harville (1991), a maioria dos métodos de análise de vizinhança procuram remover os efeitos ambientais de forma indireta, ou seja, a partir do uso de covariáveis obtidas pela diferença ou pelos resíduos das parcelas vizinhas. Estes autores propuseram um método, onde os efeitos de tendência e as correlações entre os erros foram incluídos diretamente no modelo, e utilizaram como método de estimação dos parâmetros, a máxima verossimilhança. Resultados promissores têm sido obtidos com este método, também denominado 'random field' (Zimmerman & Harville, 1991; Stroup et al., 1994).

Comparações entre os delineamentos clássicos e os métodos de análise espacial dos experimentos têm sido relatadas na literatura (Mak et al., 1978; Rosielle, 1980; Patterson & Hunter, 1983; Samra et al., 1990; Zimmerman & Harville, 1991; Ball et al., 1993; Brownie et al., 1993; Magnussen, 1993; Bearzoti, 1994; Clarke et al., 1994; Stroup et al., 1994; Helms et al. 1995; Clarke & Baker, 1996). Mak et al. (1978) comparando o

látice , testemunha intercalar e médias móveis, verificaram que os três métodos foram eficientes no controle do erro experimental; no entanto, ressaltam que nos casos onde há um grande número de materiais a serem avaliados, o ajuste pela covariância, utilizando médias móveis seria vantajoso em relação ao látice, pois, o tamanho do bloco se torna grande e menos sensível às mudanças de ambiente.

Já Rosielle (1980) comparando os três métodos a partir de ensaios de trigo em sete locais, verificou que o delineamento em látice foi mais eficiente no controle do erro local que os demais métodos; no entanto, ele realça que a variância do erro experimental é relativamente sem importância quando comparada com a variância da interação genótipo x ambiente, pois, as diferenças entre os métodos que são evidentes em um local isolado, não o são na análise conjunta. Este aspecto também ficou evidente no trabalho de Helms et al. (1995), avaliando 12 experimentos de soja em seis locais.

De acordo com o trabalho de Patterson & Hunter (1983), o delineamento em látice se mostrou mais efetivo em relação aos blocos casualizados quando o número de variedades foi superior a 50, resultando em média numa redução de 30% nas variâncias das diferenças entre as produções das variedades de cereais. Eles ainda salientam o potencial dos métodos de vizinhança.

Vivaldi (1990) avaliou três métodos de análise espacial de experimentos de campo, através do quadrado médio do erro, quadrado médio de tratamentos, valor de F e coeficiente de regressão, obtidos a partir da análise de experimentos simulados. Os resultados mostraram que

o método de Papadakis foi o mais eficiente na redução do erro experimental, nas condições estudadas. Segundo o autor, os métodos de médias móveis e blocos móveis ainda necessitam de estudos suplementares, através da modificação dos pesos dados às parcelas ou pela obtenção do número de parcelas envolvidas na criação de covariáveis.

Samra et al. (1990) trabalhando com experimentos de trigo e aveia, verificaram que o método das médias móveis, com ou sem ponderação pela distância entre as parcelas adjacentes, foi ineficiente na redução do coeficiente de variação, enquanto o método de 'kriging' aumentou consideravelmente a precisão em todos os experimentos.

Zimmerman & Harville (1991) a partir de um ensaio de uniformidade, compararam cinco procedimentos de análise de vizinhança, entre eles o método de Papadakis, com o 'random field' e constataram que este método forneceu estimativas mais apuradas dos contrastes entre tratamentos que os métodos de análise de vizinhança.

Utilizando dados de seis experimentos com a cultura do trigo, instalados no delineamento em blocos ao acaso, Ball et al. (1993) constataram que o conteúdo de carbono orgânico foi espacialmente correlacionado com um dos seis locais avaliados. Os autores definiram como resíduos clássicos, os resíduos da análise em blocos ao acaso, e de resíduos não clássicos, os resíduos de um modelo de análise de vizinhança. No local onde o conteúdo de carbono orgânico foi espacialmente correlacionado, os resíduos não clássicos também o foram. Neste local o método de análise de vizinhança reduziu de 57% a 78% o quadrado médio do erro em relação à análise de variância tradicional. Foi

constatado também, que a heterogeneidade espacial tem um efeito marcante nas estimativas dos componentes da variância, e estes autores sugerem que os melhoristas que usam o delineamento em blocos ao acaso, devam empregar os métodos de análise espacial, como ferramenta auxiliar na análise dos dados.

Já Brownie et al. (1993) fizeram uma revisão teórica sobre os métodos de análise espacial e os blocos completos casualizados, e salientam que existe confusão de terminologia entre os métodos, e que as propriedades e os méritos relativos de cada um deles, não são bem entendidos. Os métodos de análise espacial foram agrupados em três categorias: análise de tendências, análise de Papadakis e modelos de erros correlacionados. Os três métodos foram avaliados em relação ao blocos ao acaso, utilizando-se dados de onze experimentos de milho e um de soja. Os autores verificaram que a análise de tendência e os modelos de erros correlacionados, proporcionaram melhoria significativa na precisão experimental em relação aos blocos casualizados, e intermediária, o método de Papadakis. Também é realçado, a dificuldade na escolha do método de análise espacial a ser utilizado.

Bearzoti (1994) comparou o método das médias móveis com os delineamentos em látice e em blocos aumentados, a partir dos resultados da avaliação de dois experimentos de clones de batata, e constatou que nenhuma mudança expressiva ocorreu na precisão experimental, medida pelo coeficiente de variação, pelo uso de médias móveis, independente do delineamento empregado. No tocante, à comparação entre os delineamentos em látice e em blocos aumentados, o

autor constatou que ambos apresentaram coeficientes de variação e de herdabilidade que podem ser tidos como semelhantes, embora algumas discrepâncias tenham ocorrido.

Por outro lado, Clarke et (1994) verificaram que o uso de médias móveis melhorou em 20% a precisão experimental em relação aos blocos completos, e em 24% o 'least squares smoothing' na avaliação de 23 experimentos de trigo.

Stroup et al. (1994) compararam os quadrados médios do erro da análise de variância em blocos ao acaso com dois métodos de análise de vizinhança, um deles o método de Papadakis, valendo-se de 12 experimentos de avaliação de cultivares de trigo. Na maioria dos experimentos, os métodos de análise de vizinhança reduziram o coeficiente de variação. Os autores também obtiveram as correlações de Pearson e de Spearman entre as médias ajustadas pelos métodos de vizinhança e as médias não ajustadas, e em 9 dos 12 experimentos as médias foram altamente correlacionadas, indicando que ambos procedimentos identificariam as mesmas linhagens superiores.

A eficiência dos métodos de análise de vizinhança na redução do erro experimental em relação ao delineamento em blocos ao acaso, também ficou evidente no trabalho de Clarke & Baker (1996), avaliando experimentos de trigo e cevada. A partir da simulação de uma análise em blocos incompletos, os autores obtiveram resultados semelhantes aos da análise espacial em termos de precisão dos experimental, e concluem que ambas análises podem melhorar a eficiência dos experimentos de campo. Estes resultados são concordantes com os obtidos por Stroup & Mulitze

(1991), cujos autores salientam a existência de controvérsia entre o uso de análise espacial ou de delineamentos em blocos incompletos.

O uso da análise espacial em experimentos florestais ainda é escassa, mas promissora (Magnussen,1990). Em estudo recente de simulação, Magnussen (1993) mostrou que a presença de autocorrelação espacial inflacionou as estimativas da variância entre famílias, bem como, as estimativas da variância genética aditiva e da herdabilidade no sentido restrito a nível de indivíduo.

Anekonda & Libby (1996) avaliaram o uso da análise de vizinhança em experimentos com clones de sequóia, cujas parcelas foram constituídas por uma única árvore. O ajustamento das médias pelos vizinhos proporcionou os seguintes resultados: a) mudanças na classificação dos clones; b) para os caracteres que apresentaram correlação entre as árvores vizinhas maior que 0,15, as estimativas da variância dentro de clones foi substancialmente reduzida; e as estimativas da variância entre clones aumentaram, bem como, as estimativas de herdabilidade no sentido amplo e do ganho esperado com a seleção.

3. MATERIAL E MÉTODOS

Este trabalho foi conduzido utilizando-se informações de experimentos distintos de progênies de feijão e de eucalipto, gentilmente cedidas pelo programa de melhoramento do feijoeiro do Departamento de Biologia da UFLA (Universidade Federal de Lavras) e pelo programa de melhoramento genético do gênero *Eucalyptus* da ARACRUZ CELULOSE S.A.

3.1. Material genético

No caso do feijoeiro, o material utilizado para este estudo constituiu-se de 121 progênies S_2 de um programa de seleção recorrente, cuja população básica foi obtida a partir do cruzamento entre 12 linhagens, todas com grãos tipo Carioca. Adicionalmente, foram incluídas duas testemunhas, Carioca e EMGOPA 201 -Ouro. O cultivar Carioca possui sementes cremes com estrias marrons e hábito de crescimento indeterminado, tipo III, guia longa e o EMGOPA 201 - Ouro apresenta sementes de cor creme, hábito de crescimento indeterminado, tipo II, guia curta.

Para o eucalipto, o material avaliado foi composto por 121 tratamentos, sendo 113 progênies de meios irmãos de *Eucalyptus urophylla* e oito clones . Adicionalmente, foram incluídas quatro testemunhas, sendo que duas provenientes de sementes de *Eucalyptus urophylla* e *Eucalyptus grandis*, respectivamente e as demais foram constituídas por dois clones, um de *Eucalyptus grandis* e o outro de *Eucalyptus alba*.

3. 2. Locais e condução

Os locais utilizados na implantação dos experimentos do feijoeiro foram:

Lavras, MG - Área experimental do Departamento de Biologia da Universidade Federal de Lavras (UFLA), localizada na região Sul do estado de Minas Gerais, a 910 metros de altitude, 21° 14' S de latitude e 45° 00' W de longitude.

Lambari, MG - Estação experimental da Empresa de Pesquisa Agropecuária de Minas Gerais (EPAMIG), localizada na região Sul do estado de Minas Gerais, a 845 metros de altitude, 21° 58' S de latitude e 45° 22' W de longitude.

Patos de Minas, MG - Estação experimental da Empresa Agropecuária de Minas Gerais (EPAMIG), localizada na região do Alto São

Francisco, a 856 metros de altitude, 18° 35' S de latitude e 46° 31' W de longitude. A partir daqui Patos de Minas será referida como Patos.

Os experimentos foram instalados em fevereiro do ano de 1994. Utilizou-se um látice simples 11 x 11, por local. Adicionalmente, as duas testemunhas foram alocadas a intervalos regulares de cinco em cinco parcelas em cada bloco. A parcela foi constituída por duas linhas de dois metros colocando-se 15 sementes por metro linear.

Como adubação utilizou-se o equivalente a 400 kg/ha da fórmula 4-14-8 na semeadura e 150 kg de sulfato de amônio em cobertura, 20 dias após a semeadura. Foram feitas irrigações e realizados os demais tratos culturais normais à cultura do feijoeiro. Foram obtidos os dados de produção de grãos em g/parcela.

Já os experimentos de eucalipto foram instalados nos seguintes locais:

São Mateus, ES - Área experimental da ARACRUZ CELULOSE S.A., localizada na região Norte do estado do Espírito Santo, a 23,50 metros de altitude, 18° 31'05.58" S de latitude e 39° 47' 36.33" W de longitude.

Posto da Mata, BA - Área experimental da ARACRUZ CELULOSE S.A., localizada na região Sul do estado da Bahia, a 77,10 metros

de altitude, 17° 51' 48.65" S de latitude e 39° 46' 25.76" W de longitude.

Os experimentos foram implantados em novembro do ano de 1993. O delineamento utilizado foi um látice triplo 11 x 11, por local. Adicionalmente, em cada bloco foram colocadas aleatoriamente as quatro testemunhas. A parcela foi composta por uma linha de seis plantas no espaçamento 3 x 3 metros. A adubação utilizada foi de 100g de NPK da formulação 06-30-06 por cova no plantio.

Em junho de 1995 e janeiro de 1996, portanto com a idade de 19 e 26 meses, respectivamente, foram coletados os dados da circunferência à altura do peito (CAP) em cm, sendo que as análises estatísticas foram realizadas a partir da média de parcelas.

3. 3. Métodos empregados e critérios de avaliação

Utilizando-se o mesmo experimento, tanto para a cultura do feijoeiro como para a de eucalipto, foi possível realizar as análises de variância, considerando-se várias estratégias de análises estatísticas que serão descritas a seguir, separadamente.

A - Blocos Incompletos - Látice

Os dados relativos à produção de grãos (g/parcela) no caso do feijoeiro e à circunferência à altura do peito (cm/planta) para o eucalipto

foram submetidos a uma análise de variância (Tabela 1 e 2) , segundo o seguinte modelo estatístico, considerando como fixo apenas a média:

$$Y_{ijk} = \mu + p_i + r_j + b_{(j)k} + e_{ijk} \quad (1.1)$$

onde:

Y_{ijk} : valor observado na parcela experimental que recebeu a progênie i, no bloco k, na repetição j;

μ : média geral;

p_i : efeito da progênie i, sendo que para ambos os experimentos $i = 1, 2, \dots, 121$;

r_j : efeito da repetição j, sendo $j = 1, 2$ para os experimentos de feijão e $j = 1, 2, 3$ para os de eucalipto;

$b_{(j)k}$: efeito do bloco k dentro da repetição j;

e_{ijk} : erro experimental associado à observação y_{ijk} , $e_{ijk} \cap \text{NID}(0, \sigma^2)$.

A seguir, procedeu-se a análise de variância conjunta para os experimentos de feijão (Tabela 1), baseando-se no seguinte modelo estatístico aleatório:

$$Y_{ijks} = \mu + p_i + l_s + pl_{is} + r_{j(s)} + b_{k(j)s} + e_{ijks} \quad (1.2)$$

onde:

Y_{ijks} : produção da progênie i, no bloco k, na repetição j; no local s;

μ : média geral;

p_i : efeito da progênie i, sendo $i = 1, 2, \dots, 121$;

l_s : efeito do local s, sendo $s = 1, 2, 3$;

pl_{is} : efeito da interação da progênie i com o local s;

$r_{j(s)}$: efeito da repetição j dentro do local s;

b_{kjis} : efeito do bloco k dentro da repetição j e do local s;

e_{ijks} : efeito do erro efetivo médio;

No caso dos experimentos de eucalipto, a análise de variância conjunta (Tabela 2) foi realizada considerando-se os efeitos da média e de locais como fixos e os demais componentes aleatórios, seguindo-se o modelo estatístico apresentado no item 1.2, sendo que neste caso Y_{ijks} é a medida da circunferência à altura do peito da progênie i no local s, sendo $s = 1, 2$.

A partir das análises de variância individuais e conjunta para ambas culturas, foram obtidas as estimativas de herdabilidade (h^2) e de seus respectivos intervalos de confiança seguindo a metodologia de Knapp et al (1985). Utilizando a simbologia apresentada nas Tabelas 1 e 2, são mostradas a seguir as expressões para $\hat{h}^2$ e para os limites inferior (LI) e superior (LS) dos intervalos de confiança a 95% ($1-\alpha=0,05$), com base nas análises individuais e conjunta, respectivamente:

$$\hat{h}^2 = \frac{Q_1 - Q_2}{Q_1} \text{ (herdabilidade ao nível de médias de progênies por local)} \quad (1.3)$$

$$LI = \left\{ 1 - \left[\left(\frac{Q_1}{Q_2} \right) \cdot F_{1-\alpha/2; g_2, g_1} \right]^{-1} \right\} \quad (1.4)$$

onde:

$F_{1-\alpha/2; g_2, g_1}$: valor da distribuição de F para os graus de liberdade g_2 e g_1 ,

tal que a probabilidade de exceder este valor é de $1-\alpha/2$.

$$LS = \left\{ 1 - \left[\left(\frac{Q_1}{Q_2} \right) F_{\alpha/2; gl_2, gl_1} \right]^{-1} \right\} \quad (1.5)$$

onde:

$F_{\alpha/2; gl_2, gl_1}$: valor da distribuição de F para os graus de liberdade gl_2 e gl_1 , tal que a probabilidade de exceder este valor é de $\alpha/2$.

$$\hat{h}^2 = \frac{Q_4 - Q_z}{Q_4} \quad (\text{herdabilidade entre médias de progênies, para os três locais, no caso feijoeiro e para dois locais no caso do eucalipto}) \quad (1.6)$$

onde:

Q_z é o quadrado médio da interação para os experimentos de feijão, sendo $z=5$ ou o quadrado médio do erro para os experimentos de eucalipto, e neste caso $z=6$.

$$LI = \left\{ 1 - \left[\left(\frac{Q_4}{Q_z} \right) F_{1-\alpha/2; gl_2, gl_4} \right]^{-1} \right\} \quad (1.7)$$

onde:

$F_{1-\alpha/2; gl_2, gl_4}$: valor da distribuição de F para os graus de liberdade gl_2 e gl_4 , tal que a probabilidade de exceder este valor é de $1-\alpha/2$.

$$LS = \left\{ 1 - \left[\left(\frac{Q_4}{Q_z} \right) F_{\alpha/2; gl_2, gl_4} \right]^{-1} \right\} \quad (1.8)$$

onde:

$F_{\alpha/2; gl_2, gl_4}$: valor da distribuição de F para os graus de liberdade gl_2 e gl_4 , tal que a probabilidade de exceder este valor é de $\alpha/2$.

Para os experimentos de eucalipto, nas expressões das estimativas de h^2 e de seus respectivos intervalos de confiança, tanto nas análises individuais como na conjunta, foram utilizados os quadrados médios (Q_1 e Q_4) considerando-se apenas as 113 progênies, logo, para estes casos, $gl_1 = 112$ e $gl_4 = 112$, respectivamente.

B - Blocos Incompletos - Blocos Aumentados

Utilizando-se os dados de cada repetição do experimento, foi possível realizar duas análises de variância distintas no caso do feijoeiro e três no caso do eucalipto no delineamento em blocos aumentados por local, cujo modelo estatístico, considerando como fixos os efeitos da média e do tratamento comum (testemunha), foi:

$$Y_{ij} = \mu + t_{i'} + t_{(j)i} + b_j + e_{ij} \quad (1.9)$$

onde:

Y_{ij} : valor observado na parcela do bloco j que recebeu o tratamento comum i' ou o tratamento regular i dentro do bloco j ;

μ : média geral;

$t_{i'}$: efeito do tratamento comum (testemunha) i' , sendo $i' = 1, 2$ para os experimentos de feijão e $i' = 1, 2, 3, 4$ para os de eucalipto;

$t_{(j)i}$: efeito do tratamento regular (progênie) i dentro do bloco j , sendo $i = 1, 2, \dots, 121$ para ambos os experimentos;

b_j : efeito do bloco j , sendo $j = 1, 2, \dots, 25$ para os experimentos de feijão e $j = 1, 2, \dots, 11$ para os de eucalipto;

e_{ij} : erro experimental associado à parcela do bloco j que recebeu ou o tratamento comum i' ou o tratamento regular i dentro do bloco j , $e_{ij} \cap \text{NID}(0, \sigma^2)$.

A análise de variância intrablocos só permite comparações entre tratamentos regulares do mesmo bloco. Assim, para se efetuarem as comparações entre progênies de blocos diferentes é necessário compor uma nova análise de variância, a partir das médias ajustadas de tratamentos regulares obtidas da análise de variância intrablocos (Tabelas 1 e 2).

Para realização desta análise com base nas médias ajustadas de tratamentos regulares, Ferreira citado por Barbosa(1996) desenvolveu um testador adequado, o qual foi denominado erro efetivo que é obtido pela seguinte expressão:

$$QME_e = \left[1 + \frac{1}{r+t-1} + \frac{r}{t(r+t-1)} + \frac{r \sum_{k=1}^b n_k^2}{tn^2(r+t-1)} - \frac{2 \sum_{k=1}^b n_k^2}{tn(r+t-1)} + \frac{b \sum_{k=1}^b n_k^2}{n^2(n+t-1)} \right] QME_t$$

onde:

QME_e : quadrado médio do erro efetivo;

r : número de tratamentos regulares;

t : número de tratamentos comuns;

b : número de blocos;

n_k : número de tratamentos(regulares + comuns) no bloco k ;

n : número total de parcelas, $n = \sum_{k=1}^b n_k$;

QME_t : quadrado médio do erro da análise intrablocos.

Posteriormente, foi realizada a análise de variância conjunta tanto para os experimentos de feijão como para os de eucalipto (Tabelas 1 e 2) da seguinte forma: foram aleatoriamente escolhidas uma das análises de variância de cada local, e utilizado como erro efetivo médio, a média dos erros efetivos das análises de variância escolhidas. Para esta análise, no caso dos experimentos de feijão, considerou-se o modelo aleatório apresentado a seguir:

$$Y_{is} = \mu + p_i + l_s + pl_{is} + e_{is} \quad (1.10)$$

onde:

Y_{is} : produção da progênie i no local s;

μ : média geral;

p_i : efeito da progênie i, sendo $i = 1, 2, \dots, 121$;

l_s : efeito do local s, sendo $s = 1, 2, 3$;

pl_{is} : efeito da interação da progênie i com o local s;

e_{is} : efeito do erro efetivo médio.

Para os experimentos de eucalipto, a análise conjunta foi feita considerando-se os efeitos da média e de locais como fixos e os demais componentes como aleatórios, utilizando-se o modelo estatístico apresentado no item 1.10, sendo que y_{is} é a medida da circunferência à altura do peito da progênie i no local s, sendo $s = 1, 2$.

As estimativas de herdabilidade e de seus respectivos intervalos de confiança foram calculadas utilizando as mesmas expressões apresentadas nos itens 1.3, 1.4, 1.5, 1.6, 1.7 e 1.8 tanto para as análises individuais como para a conjunta, para os experimentos de ambas as culturas.

C - Blocos Completos - Blocos ao Acaso

As análises de variância individuais para os experimentos de feijão e para os de eucalipto foram efetuadas a partir do modelo estatístico aleatório apresentado a seguir:

$$Y_{ij} = \mu + p_i + r_j + e_{ij} \quad (1.11)$$

onde:

Y_{ij} : valor observado na parcela experimental que recebeu a progênie i, no bloco j;

μ : média geral;

p_i : efeito da progênie i, sendo $i = 1, 2, \dots, 121$ para ambos os experimentos;

r_j : efeito do bloco j, sendo $j = 1, 2$ para os experimentos de feijão e $j = 1, 2, 3$ para os de eucalipto;

e_{ij} : erro experimental associado à observação y_{ij} , $e_{ij} \cap \text{NID}(0, \sigma^2)$.

A análise de variância conjunta para os experimentos de feijão foi realizada baseando-se no seguinte modelo estatístico aleatório:

$$Y_{ij\mathbf{s}} = \mu + p_i + l_{\mathbf{s}} + pl_{i\mathbf{s}} + r_{j(\mathbf{s})} + e_{ij\mathbf{s}} \quad (1.12)$$

onde:

$Y_{ij\mathbf{s}}$: produção da progênie i no bloco j, no local $\mathbf{s}$;

μ : média geral;

p_i : efeito da progênie i, sendo $i = 1, 2, \dots, 121$;

- l_s : efeito do local s , sendo $s = 1, 2, 3$;
 pl_{is} : efeito da interação da progênie i com o local s ;
 $r_{j(s)}$: efeito da repetição j dentro do local s ;
 e_{ijls} : efeito do erro experimental médio;

Já a análise de variância conjunta para os experimentos de eucalipto, foi feita considerando-se os efeitos da média e de locais como fixos e os demais componentes aleatórios, seguindo-se o modelo estatístico apresentado no item 1.12, onde Y_{ijls} é a medida da circunferência à altura do peito da progênie i no local s , sendo $s = 1, 2$.

Os esquemas das análises de variância individuais e conjunta para os experimentos de ambas as culturas, com as respectivas esperanças dos quadrados médios, podem ser visualizados nas Tabelas 1 e 2.

Utilizando-se as expressões apresentadas nos itens 1.3, 1.4, 1.5, 1.6, 1.7 e 1.8, foram obtidas as estimativas de herdabilidade e de seus respectivos intervalos de confiança para as análises individuais e conjunta.

D. Testemunha Intercalar

Para avaliação desta metodologia considerou-se a disposição das parcelas no campo. No caso dos experimentos de feijão, as duas testemunhas, Carioca e Ouro, foram dispostas juntas a cada intervalo de cinco parcelas. Para se eliminar o efeito genético de cada testemunha, fez-se a média da produção entre elas a cada intervalo de cinco parcelas. A

partir destas médias das testemunhas construiu-se um índice ambiental composto pela diferença de produtividade entre estas médias ponderada pela distância da parcela considerada em relação às testemunhas, como recomendam Baker & McKenzie(1967). Para exemplificar a construção deste índice ambiental, consideremos m parcelas quaisquer e suas testemunhas seguindo o esquema:

...A p_1 p_2 p_3 p_4 ... p_m B...

Por este esquema, o índice ambiental (I) relativo à parcela 1, será obtido pela expressão:

$$I_1 = [1/(m+1)] \cdot (A - B), \dots, I_m = [m/(m+1)] \cdot (A - B)$$

onde:

A,B: produção média das testemunhas nas posições A e B;

$p_1, \dots, p_m$: parcela situada na posição 1, ..., m em relação à B;

$I_1, \dots, I_m$: índice ambiental da parcela 1, ..., m.

Utilizando-se este índice ambiental, testaram-se duas metodologias distintas, descritas a seguir:

D1. Análise de variância em blocos ao acaso com dados de produção ajustados pela testemunha

Neste caso, calculou-se a soma do valor observado de cada parcela com seu respectivo índice ambiental. A seguir, procedeu-se uma análise de variância em blocos ao acaso por local, como descrito no item C, usando-se os valores ajustados de cada parcela .

Posteriormente, realizou-se a análise conjunta e estimaram-se os parâmetros genéticos e fenotípicos, como apresentado no item C.

D2. Análise de covariância em blocos ao acaso

Usando-se o índice ambiental como covariável, seguiu-se com uma análise de covariância em blocos ao acaso, fundamentada no seguinte modelo estatístico:

$$y_{ij} = \mu + p_i + r_j + \beta l_{ij} + e_{ij} \quad (1.13)$$

onde:

β : coeficiente de regressão linear entre a variável produtividade de grãos e a covariável índice ambiental;

l_{ij} : índice ambiental da parcela que recebeu a progênie i no bloco j .

Os demais termos já foram especificados em (1.11).

Para os experimentos de eucalipto, as quatro testemunhas foram aleatoriamente dispostas em cada bloco. Levando-se em conta esta disposição e visando-se eliminar o efeito genético de cada testemunha, foi obtida a média da circunferência à altura do peito (CAP) entre as quatro testemunhas em cada bloco, e estes valores foram utilizados como índices ambientais. Assim, por exemplo, a média da CAP das testemunhas no bloco 1, foi usada como índice ambiental de cada parcela pertencente a este bloco. De forma análoga, foram obtidos os índices ambientais das demais parcelas nos outros blocos ao longo do experimento.

Usando-se este índice ambiental como covariável, procedeu-se uma análise de covariância em blocos ao acaso como descrita no item

D.2. O modelo estatístico utilizado é semelhante ao apresentado no item 1.13, sendo que neste caso β é o coeficiente de regressão linear entre a variável circunferência à altura do peito e a covariável índice ambiental.

A partir das médias ajustadas obtidas das análises de covariância individuais tanto para os experimentos de feijão como para os de eucalipto, fez-se a análise de variância conjunta, baseando-se no modelo estatístico apresentado em (1.12).

As estimativas de h^2 e de seus respectivos intervalos de confiança foram obtidas pelas expressões apresentadas em 1.3, 1.4, 1.5, 1.6, 1.7 e 1.8.

Devido à disposição aleatória das testemunhas nos blocos, não foi possível testar o método apresentado no item D1 para os experimentos de eucalipto.

E. Método de Papadakis

Nesta metodologia, o valor de cada parcela é corrigido pelo efeito de tratamento. Assim, tanto para os experimentos de feijão como para os eucalipto, obtiveram-se um resíduo ambiental para cada parcela (i, j) da seguinte forma:

$$d_{ij} = y_{ij} - \bar{y}_i$$

onde:

d_{ij} : resíduo ambiental da parcela que recebeu o tratamento i no bloco j;

y_{ij} : produção da parcela que recebeu o tratamento i no bloco j para os experimentos de feijão ou medida da circunferência à altura do peito da parcela que recebeu o tratamento i no bloco j para os de eucalipto;

$\bar{y}_i$: produção média do tratamento i para os experimentos de feijão ou circunferência à altura do peito média do tratamento i para os de eucalipto.

A seguir para os experimentos de ambas as culturas, foi calculado para cada parcela (i,j) um resíduo ambiental médio ($\bar{d}_j$) obtido a partir da média dos resíduos ambientais das parcelas vizinhas da parcela (i,j) considerada, sendo que neste caso foram tomadas três à esquerda e três à direita, logo:

$$\bar{d}_j = \frac{d_{(j)-3} + d_{(j)-2} + d_{(j)-1} + d_{(j)+1} + d_{(j)+2} + d_{(j)+3}}{6}$$

Para casos de parcelas nas extremidades, utilizaram-se os valores dos resíduos das parcelas imediatamente em frente ou atrás delas.

Posteriormente, realizou-se uma análise de covariância em blocos ao acaso por local para os experimentos de ambas as culturas, utilizando-se como covariável os resíduos médios de cada parcela. O modelo estatístico é semelhante àquele apresentado em (1.13).

Da mesma forma, a análise de variância conjunta e as estimativas de h^2 e $s(h^2)$ foram obtidas como apresentado em 1.12, 1.3, 1.4, 1.5, 1.6, 1.7 e 1.8.

F. Método das Médias Móveis

Neste método, os valores observados de cada parcela (i,j) foram corrigidos pela média dos valores observados de seis parcelas vizinhas, três à esquerda e três à direita, a qual é definida como média móvel da referida parcela, tanto para os experimentos de feijão como para os de eucalipto. Para casos de parcelas nas extremidades, utilizaram-se os valores observados nas parcelas imediatamente em frente ou atrás delas. A média móvel de cada parcela foi usada como covariável, e seguiu-se com uma análise de covariância em blocos ao acaso para cada local. Procedeu-se com as demais análises como no método anterior.

Para o eucalipto, os dados da CAP (cm/planta) obtidos aos 26 meses de idade foram submetidos a uma análise de variância considerando as seguintes estratégias: em látice, em blocos aumentados e em blocos ao acaso, como descrito nos itens A, B e C.

Um esquema geral da disposição dos experimentos de feijão e de eucalipto, pode ser visualizado na Figura 1 e na 2.

3. 4. Comparações entre os métodos

Para ambas as culturas, os métodos descritos anteriormente foram comparados no tocante às suas respectivas estimativas de coeficiente de variação e de herdabilidade. Foi também calculado o coeficiente de correlação de Spearman entre as médias ajustadas de

progênies nos vários modelos de análise de variância e de covariância, para verificar se ocorre concordância na classificação das progênies.

Além das estimativas de parâmetros genéticos e fenotípicos e do coeficiente de correlação de Spearman, na comparação dos diversos métodos estatísticos, foram utilizados dois outros critérios. O primeiro deles, proposto por Hamblin & Zimmermann (1986), diz respeito à estimativa da eficiência de seleção em cada experimento, ou seja, a proporção de progênies que cada tipo de metodologia estatística de avaliação das progênies consegue identificar e que são coincidentes com as progênies selecionadas no tipo tomado como padrão, que para este caso foi o látice. A expressão que permite estimar essa eficiência de seleção (ES) é:

$$ES (\%) = \left(\frac{A-D}{B-D} \right) \cdot 100$$

onde:

A : número de progênies selecionadas que foram coincidentes tanto na metodologia estatística considerada como na metodologia padrão;

B : número de progênies selecionadas que varia de acordo com a intensidade de seleção utilizada;

D : número de progênies esperado por simples coincidência, unicamente devida ao acaso, que é estimado da seguinte forma, Ferreira¹:

¹Ferreira, D.F. (Universidade Federal de Lavras - UFLA) Comunicação pessoal, 1997.

$$D = \frac{B!(N-B)!}{N!} \cdot \sum_{i=0}^B (B-i) \cdot C_{N-B}^i \cdot C_B^{B-i}, \text{ sendo } N \text{ o número total de progênies}$$

avaliadas. O valor obtido por esta expressão equivale à intensidade de seleção aplicada às progênies selecionadas.

A outra metodologia baseia-se no ranqueamento de experimentos e de progênies (Fasoulas, 1983). O uso desta técnica fundamenta-se na estimativa de dois índices: o índice de performance de progênies (P) e o índice de diferenciação das metodologias estatísticas (D). O índice de performance é dado pela expressão $P = 100 f / (n-1)$, onde n é o número total de progênies e f é o número de médias que uma determinada progênie supera estatisticamente, após a aplicação de um teste de médias. No presente trabalho, utilizou-se o teste Duncan para verificação das diferenças entre médias. A seu turno, o índice de diferenciação é estimado pela expressão $D = 200 \cdot \sum f / n (n-1)$ e fornece o percentual de diferenças estatísticas entre médias que o método estatístico considerado consegue detectar.

Figura 1. Disposição na área experimental dos experimentos de feijão, tendo por testemunhas as cultivares Carioca (C) e EMGOPA 201-Ouro (O).

Figura 2. Disposição na área experimental dos experimentos de eucalipto com as respectivas testemunhas T1, T2, T3 e T4.

4.RESULTADOS E DISCUSSÃO

O sucesso de um programa de melhoramento está intimamente ligado a avaliação de um grande número de progênies, principalmente nas etapas iniciais do programa, visando explorar com maior intensidade a variabilidade genética disponível.

Dentro deste contexto, o melhorista se depara com alguns problemas, entre eles, a escolha do delineamento experimental que possibilite a avaliação de todas as progênies com a mesma precisão dentro dos recursos disponíveis quanto ao material genético, área experimental e mão-de-obra.

No tocante a disponibilidade de material genético, é oportuno realçar que a limitação de sementes nas gerações iniciais é um fato comumente observado na maioria das espécies autógamas. No caso do feijoeiro, o número de sementes produzidas por uma planta é variável, porém, de um modo geral, está entre 30 e 50 sementes (Santos, 1984; Pereira Filho et al., 1987). Assim sendo, a avaliação de um grande número de progênies nas primeiras gerações em experimentos com repetições e nos delineamentos clássicos, como o blocos ao acaso e os blocos

incompletos (látice), mesmo utilizando-se parcelas pequenas, torna-se impraticável.

Muitos melhoristas, em função deste fato, avaliam as populações sem conduzir ensaios com repetição nas gerações (F_3 e/ou F_4). A seleção neste caso é visual. A eficiência deste processo é questionável para o caráter produção de grãos que apresenta via de regra, herdabilidade baixa (Nienhuis & Singh, 1988). Além do mais, tem sido verificado que a identificação das melhores famílias para produtividade de grãos do feijoeiro por este método é de baixa eficiência, (Patiño e Singh, 1989 e Silva et al., 1994).

No caso do eucalipto, a quantidade de sementes normalmente não é fator limitante. Entretanto, dado o espaço físico ocupado por indivíduo, mesmo utilizando poucas plantas por parcela, há restrição quanto ao número de progênies e/ou clones a serem avaliados em experimentos com repetições, devido à dimensão do experimento. Assim sendo, o número de progênies a serem avaliadas tem ficado abaixo do desejado.

Diante do exposto, os melhoristas têm buscado alternativas que contornem estes problemas. Uma delas seria o uso do delineamento em blocos aumentados, o qual permite a avaliação de um grande número de materiais exigindo menor trabalho e área experimental. Logo, é fundamental verificar a viabilidade do emprego deste delineamento nos programas de melhoramento.

4.1 Avaliação das progênies do feijoeiro

Os resumos das análises de variância individuais para produção de grãos (g/parcela) para todas as estratégias de análise estatística estudadas são apresentadas na Tabela 3.

Observa-se que as estimativas dos quadrados médios do erro (QMErro) nos três locais variaram entre as diferentes estratégias de análise de variância estudadas. Destaca-se a estimativa do QMErro obtida da análise de variância em blocos ao acaso ajustado pela testemunha intercalar que foi de magnitude superior em relação às estimativas nas demais estratégias, sendo que isto ocorreu nos três locais. Verifica-se também que as estimativas do QMErro em Lavras foram de magnitude superior em relação às estimativas nos demais locais, sendo que o mesmo comportamento é observado para as estimativas das médias. No entanto, comparando-se as estimativas dos QMErro em Patos e Lambari, constata-se que em Patos os valores das estimativas foram inferiores, embora o mesmo não se verifique para as estimativas da média. Embora ocorram discrepâncias entre os valores das estimativas do QMErro, estas podem ser consideradas homogêneas utilizando-se o critério proposto por Pimentel Gomes (1990), ou seja, que o quociente entre o maior e o menor QMErro seja inferior a 7.

O teste F foi significativo para o efeito de progênies em Lavras e Patos, para todas as estratégias de análise de variância, à exceção do delineamento em blocos aumentados (BA1) em Lavras e do delineamento em blocos ao acaso ajustado pela testemunha intercalar em Patos (Tabela 3), mostrando que apesar da baixa precisão experimental (Tabela 4) foi possível detectar diferenças entre as progênies indicando que existe

variabilidade entre os materiais avaliados e portanto, possibilidade de sucesso com a seleção.

Merece ser destacado que o número de graus de liberdade do QMErro no delineamento em blocos aumentados é bem inferior às demais estratégias (Tabela 3) em função da restrição no número de testemunhas que podem ser utilizadas. É oportuno comentar que o número de graus de liberdade do QMErro aumentará à medida que se aumente o número de testemunhas (tratamentos comuns). Porém, isto é questionável, pois, dependerá do número de tratamentos regulares e do tamanho do bloco.

Neste trabalho, o tamanho do bloco foi de sete parcelas, o que é um número relativamente pequeno. Como duas parcelas foram alocadas às testemunhas, isto já corresponde à 28,57% dos tratamentos do bloco. Assim, se o número de testemunhas for elevado, uma das vantagens do delineamento em blocos aumentados que é a redução da área experimental e do custo em relação aos delineamentos clássicos, seria inexistente.

Em Lambari não se detectou diferenças significativas entre as progênies para todas as estratégias de análise de variância, às exceções do blocos aumentados (BA1 e BA2) e o do método da média móvel (Tabela 3). É importante comentar sobre estes dois casos particulares, sendo que no caso da técnica da média móvel trata-se de um método de análise de vizinhança, e pelos resultados obtidos, observa-se que a sua utilização melhorou a precisão do delineamento em blocos ao acaso através da análise de covariância em 24% (Tabela 4), mostrando que a perda de um grau de liberdade no resíduo, para se estimar o coeficiente de regressão na

análise de covariância foi compensada pela redução em sua soma de quadrados (Tabela 3).

É necessário salientar que no experimento em Lambari, houve uma grande incidência de doenças. Embora a incidência de patógeno seja normalmente aleatória, mesmo assim, ela pode contribuir para redução da precisão experimental. Isto ocorre devido ao efeito das parcelas vizinhas. Marques Júnior et al. (1996), mostrou que quando uma dada parcela tem como vizinho um material muito suscetível ao patógeno, o seu desempenho pode ser alterado em função do potencial de inóculo a que ela é submetida. Isto levará a uma correlação entre os erros das parcelas vizinhas, o que contribui para diminuir a precisão experimental, como comentam Marques Júnior et al. (1996). Nestas condições é provável que o uso de métodos de análise de vizinhança como o Papadakis (1937) e o da média móvel, possam melhorar a precisão experimental. Este fato, foi inclusive constatado neste trabalho e neste ambiente particular, pois, nos demais locais isto não foi verificado (Tabelas 3 e 4).

No caso do delineamento em blocos aumentados, nota-se pelas estimativas do QMErro que os seus valores foram inferiores às estimativas obtidas pelas demais estratégias. Isto provavelmente ocorreu porque o erro foi estimado a partir das testemunhas, e o comportamento destas em relação às progênies no que diz respeito à incidência de doenças é bem marcante. Uma das testemunhas utilizadas a 'Carioca' que é suscetível à antracnose, enquanto que a outra, a 'EMGOPA 201-Ouro' é resistente (Mendonça, 1996), com comportamento bem previsível e portanto, é pouco provável que o comportamento de ambas seja alterado

pelo material genético das parcelas vizinhas. Aliado a este fato, como as testemunhas foram repetidas 24 vezes em cada experimento (BA1 e BA2) e o erro padrão da média é altamente influenciado pelo número de repetições (Pimentel Gomes, 1990), isto deve ter atenuado o efeito da incidência de doenças na estimativa do erro.

Vale acrescentar, que o objetivo primordial deste trabalho é atender aos anseios dos melhoristas e para estes o enfoque é sempre direcionado à melhoria do processo seletivo. Uma medida desta eficiência é a estimativa da precisão experimental dos ensaios em que as progênies foram avaliadas. Como estimativa da precisão experimental é normalmente utilizado o coeficiente de variação (CV). Pelos resultados apresentados na Tabela 4, verifica-se que as estimativas do CV foram elevadas para todas as estratégias de análise estatística, sendo que elas variaram de 20,94% para produção de grãos no delineamento em blocos aumentados (BA1) a 45,02% no delineamento em blocos ao acaso ajustado pela testemunha intercalar, ambas em Lambari, e tomando-se como exemplo as estimativas do CV para o delineamento em látice, seus valores foram de 35,83%, 36,33 e 25,75% em Lavras, Lambari e Patos, respectivamente.

Como se observa, estes valores são altos, indicando a baixa precisão destes experimentos e torna-se importante enfatizar que isto afetará a comparação entre as estratégias de análise estatística avaliadas neste trabalho. O CV destes experimentos foi de magnitude superior ao que normalmente é encontrado em experimentos com a cultura do feijoeiro. Em experimentos de avaliação de cultivares de feijão conduzidos nas décadas de setenta e oitenta no Sul de Minas Gerais, o CV médio foi de 24,6%

(Abreu et al., 1993). Valor semelhante foi encontrado em levantamento realizado por Estefanel et al. (1987), para experimentos conduzidos com o feijoeiro no sul do Brasil. No entanto, em ambos os casos trata-se de experimentos de avaliação de cultivares, e assim sendo o QM_{Erro} é composto apenas pela variação ambiental. Já no caso de avaliação de progênies, o QM_{Erro} apresenta além da variância ambiental entre parcelas, a variância fenotípica dentro de parcelas, logo, é de se esperar que as estimativas do QM_{Erro} nestes casos sejam superiores, principalmente nas gerações iniciais. Este fato tem sido constatado na avaliação de progênies, nas primeiras gerações, para produção de grãos do feijoeiro em experimentos conduzidos no Sul de Minas, cujos CV's quase sempre foram elevados (Souza, 1993; Gonçalves, 1995 e Collicchio, 1995)

Entre os fatores que provavelmente contribuíram para a baixa precisão destes experimentos, além da heterogeneidade do solo, haja vista, que a área é intensamente utilizada em pesquisa, e deve apresentar manchas de fertilidade, devem ser incluídos a falta de uniformidade na distribuição de água durante a irrigação que é feita por aspersores, portanto levando a desuniformidade na presença de ventos (Pereira, 1993) e a ocorrência aleatória de doenças, particularmente em Lambari. No tocante ao tamanho das parcelas, vale acrescentar que Bertolucci (1990), comparando diferentes tamanhos de parcelas na avaliação de cultivares de feijoeiro, constatou que em termos de precisão, parcelas pequenas, como as utilizadas neste trabalho, duas linhas de dois metros, apresentaram desempenho semelhante às maiores parcelas normalmente utilizadas.

A eficiência do látice em relação ao blocos ao acaso foi inferior a 10% em Lavras e Patos (Tabela 3), e isto ocorreu, provavelmente porque as parcelas experimentais foram pequenas, cerca de 2m², como já enfatizado, e assim, apesar do grande número de progênies, as repetições apresentaram uma dimensão tal, que possibilitou que eles não fossem heterogêneas, reduzindo a possível vantagem do látice.

Na Tabela 5 são apresentadas as estimativas de herdabilidade entre médias de progênies e de seus respectivos intervalos de confiança da produção de grãos para as estratégias de análise variância estudadas para cada local. Percebe-se que as estimativas de h^2 variaram amplamente entre os locais e entre as estratégias de análise de variância, destacando-se a variação acentuada entre as estimativas obtidas em Lambari, sendo observado até estimativas negativas de h^2 para o delineamento em blocos ao acaso ajustado pela testemunha intercalar. Nota-se que a amplitude entre as estimativas dos limites inferior e superior do intervalo de confiança de h^2 foi grande, sendo que em alguns casos, o valor do limite inferior foi negativo, principalmente em Lambari. Estes resultados, são provavelmente o reflexo da baixa precisão dos experimentos.

Merece destaque as estimativas de h^2 obtidas no delineamento em blocos aumentados, que ao contrário do esperado, foram de magnitude superior às estimativas nas demais estratégias de análise de variância, as quais utilizaram-se repetições, na maioria dos casos. Isto ocorreu, provavelmente, devido às subestimativas do QM_{Erro} obtidas neste delineamento, principalmente em Lambari, como já comentado anteriormente.

Na Tabela 6 é apresentado o resumo das análises de variância conjuntas para todas as estratégias avaliadas. Verifica-se que as estimativas do QMErro médio foram de magnitude semelhante para todas as estratégias, à exceção do delineamento em blocos ao acaso ajustado pela testemunha intercalar que apresentou uma estimativa de valor relativamente superior.

Pode ser constatado que o teste F para o efeito de progênies foi altamente significativo ($P \leq 0,01$), exceto para o delineamento em blocos aumentados, indicando a existência de variabilidade no material avaliado (Tabela 6). No que se refere a interação progênies x locais, observa-se que esta foi significativa para os delineamentos em blocos aumentados e os métodos de Papadakis e das médias móveis, e nestes casos, a partir da decomposição da interação em parte simples e complexa utilizando-se a metodologia de Vencovsky (1987), verificou-se que a interação foi predominantemente do tipo complexa, indicando falta de correlação genética entre o desempenho médio das progênies nos três locais.

Levando-se em conta os resultados obtidos a partir da análise conjunta, realizou-se a comparação entre as estratégias de análise estatística estudadas, com base na média dos locais, quanto à precisão dos experimentos e dos parâmetros genéticos e fenotípicos, bem como, em relação à seleção das progênies em cada estratégia, mesmo para os delineamentos em que a interação progênies x locais foi significativa.

Observa-se pela Tabela 6 que as estimativas dos coeficientes de variação foram elevadas e de magnitude semelhante para a maioria das estratégias de análise estatística estudadas. A maior discrepância foi

observada para o delineamento em blocos ao acaso ajustado pela testemunha cuja estimativa foi relativamente superior ($CV=44\%$). As estratégias de análise variância que utilizaram o ajustamento com base na testemunha intercalar, mostraram-se incapazes de remover os efeitos ambientais visando melhorar a precisão experimental, tanto na análise conjunta como também constatado anteriormente nas análises individuais, sendo que o método de ajustamento antes da realização da análise de variância em blocos ao acaso (Test1) foi menos eficiente que o método da análise de covariância (Test2).

Com relação aos métodos de análise de vizinhança, a tendência geral encontrada nas análises individuais repetem-se aqui no tocante à precisão, com variações pequenas nos coeficientes de variação, apresentando uma redução que pode ser tida como razoável, cerca de 18% em relação ao blocos ao acaso e 13% em relação ao látice.

Já a estimativa do CV para o delineamento em blocos aumentados foi de magnitude semelhante às estimativas obtidas para os delineamentos em látice e em blocos ao acaso (Tabela 6), embora o mesmo comportamento não tenha sido observado nas análises individuais (Tabela 3).

As estimativas das herdabilidades com base na média de progênies da produção de grãos obtidas a partir das análises de variância conjuntas para os tipos de análise de variância estudadas podem ser observadas na Tabela 7. Verifica-se que as estimativas de herdabilidade foram semelhantes entre as estratégias estatísticas em que se utilizaram repetições, sendo que nestes casos pode ser constatado que os valores

dos limites dos intervalos de confiança foram bem próximos. Estes resultados não são coincidentes com os resultados obtidos nas análises de variância individuais, sugerindo que apesar da interação progênes x locais não ter sido significativa na maioria das estratégias de análise de variância, sua participação na estimativa dos componentes de variância foi considerável, confirmando as observações feitas por Rosiele (1980) e Helms et al. (1995), os quais verificaram que a diferença entre os métodos é evidente em um local isolado, não a é na análise de variância conjunta, devido à interação genótipos x ambientes. Contudo, os resultados obtidos neste trabalho são semelhantes aos valores relatados na literatura, principalmente as estimativas obtidas a partir da análise conjunta (Camacho et al. 1975; Ramalho et al. 1979a e b; Santos et al. 1985; Singh et al. 1990, Collichio, 1995 e Gonçalves, 1995).

Para o delineamento em blocos aumentados, observa-se que o valor da estimativa de h^2 é bem discrepante em relação aos valores obtidos nas análises individuais, sendo que parte desta diferença pode ser atribuída a interação progênes x locais. Constata-se também que para este delineamento não há concordância entre os valores das estimativas de herdabilidade e de seus respectivos intervalos de confiança em relação aos obtidos pelos demais métodos de análise estatística, uma vez que para este método não se utilizou repetição. Assim sendo, para que a comparação entre as estimativas de herdabilidade não beneficiasse os métodos em que se usou repetições, obtiveram-se estimativas de herdabilidade ao nível de parcela(indivíduo) para cada estratégia utilizando-se as esperanças dos quadrados médios das análise de

variância conjunta para se estimar os componentes das variâncias genéticas e ambientais da seguinte expressão: $h^2_{\text{padr.}} = \sigma_g^2 / (\sigma_g^2 + \sigma_{gl}^2 + \sigma_e^2)$, a qual foi denominada de herdabilidade padronizada.

As estimativas das herdabilidades padronizadas e de seus respectivos intervalos de confiança estimados a partir da metodologia apresentada por Singh et al. (1993), da produção de grãos para todas as estratégias de análise de variância estudadas são apresentadas na Tabela 7. Observa-se que a estimativa da herdabilidade padronizada para o delineamento em blocos aumentados em média foi 41% inferior às estimativas obtidas pelas demais estratégias estatísticas, no entanto, as estimativas do limite inferior dos intervalos de confiança em todas as estratégias foi negativo, indicando a baixa precisão das estimativas de h^2 por este processo.

Além dos parâmetros genéticos e fenotípicos, avaliou-se a eficiência de seleção de cada uma das estratégias de análise de variância em relação ao delineamento em látice, considerado neste trabalho como padrão, utilizando-se o coeficiente de correlação de Spearman, a metodologia de Hamblin & Zimmermann (1986) e os índices de performance de progênies e de diferenciação do experimento (Fasoulas, 1983).

Os coeficientes de correlação de Spearman entre as médias estimadas no látice e as médias estimadas nas demais estratégias de análise de variância estudadas estão apresentadas na Tabela 8. Estes resultados mostram que não houve grandes diferenças entre o látice e as demais estratégias de análise de variância, à exceção do delineamento em

blocos aumentados, pois neste caso, o grau de associação entre a classificação das progênies no látice e no delineamento em blocos aumentados foi apenas de 54%.

Uma outra forma de avaliar a eficiência de seleção, como mencionado anteriormente, é através da expressão de Hamblin & Zimmermann (1986). Esta eficiência foi estimada considerando diferentes intensidades de seleção, 16% (seleção das 20 progênies superiores e 20 inferiores), 33% (seleção das 40 progênies superiores) e 50% (seleção das 60 progênies superiores) respectivamente, em relação ao látice. Os resultados obtidos estão apresentados na Tabela 9. Constata-se que houve uma boa concordância entre as estratégias de análise de variância em que se utilizaram repetições. Já para o delineamento em blocos aumentados, verifica-se que a eficiência de seleção foi menor que nos demais métodos.

Estes resultados são concordantes com os resultados obtidos pela correlação de Spearman (Tabela 8) e provavelmente decorre do fato de as médias no delineamento em blocos aumentados serem estimadas a partir de uma só repetição, o que afeta o erro padrão das médias de progênies e conseqüentemente sua classificação. Assim sendo, estes resultados evidenciam que um número maior de repetições deve ser utilizado em fases mais avançadas de um programa de melhoramento, onde as diferenças entre progênies têm que ser testadas com maior rigor.

Finalmente, uma outra forma de avaliar a eficiência das estratégias de análise de variância é através da capacidade discriminatória do material sob avaliação. Para isto empregou-se a metodologia de

Fasoulas (1983), a qual permitiu ranquear as progênies nas diferentes situações avaliadas.

Os resultados da Tabela 10 apresentam o Índice de performance (P), o qual denota, em termos percentuais, o número de progênies que uma progênie *i* qualquer superou estatisticamente. Por exemplo, a progênie 3 superou estatisticamente 3,3% das progênies estudadas, no delineamento em látice.

Considerando o delineamento em látice como padrão, verifica-se que as cinco melhores progênies são a 13, 108, 100, 40 e 29, as quais obtiveram índices de performance estimados em 59,2%, 58,3%, 32,5%, 25% e 23,3%, ou seja, a progênie 13, por exemplo, conseguiu superar significativamente 59,2% das demais progênies avaliadas. Observando o índice de performance destas mesmas progênies nas outras estratégias de análise de variância, é possível constatar que a progênie 29, por exemplo, obteve índices semelhantes para os delineamentos em blocos aumentados, blocos ao acaso e para a análise de covariância utilizando a testemunha intercalar (Test2). Já, a progênie 13 foi discriminada com intensidade semelhante em todas as estratégias, exceto para o delineamento em blocos aumentados. De um modo geral, verifica-se que o delineamento em blocos aumentados discriminou as melhores progênies com intensidade inferior em relação às demais estratégias.

A Tabela 11 mostra o Índice de diferenciação verificado nas diferentes estratégias de análise de variância consideradas. Apesar da variação entre progênies ter sido significativa, percebe-se que o índice de diferenciação variou de 1,90 a 5,18%, sendo que em média apenas 4,46%

das diferenças estatísticas entre médias das progênes conseguiram ser detectadas pelo método. A princípio, poderia-se argumentar que isto ocorreu devido à falta de variabilidade do material avaliado, no entanto, as estimativas de herdabilidade foram de magnitude expressiva. Deve ser ressaltado, que a herdabilidade é um parâmetro influenciado pelos extremos, ao passo que o índice de diferenciação depende de todos os pares de contrastes. Por outro lado, os baixos índices de diferenciação obtidos, provavelmente ocorreram devido à a baixa precisão dos experimentos.

Observa-se também, que o índice de diferenciação do delineamento em blocos aumentados foi inferior ao obtido pelas demais estratégias (Tabela 11). Considerando este delineamento, dos 7260 pares de contrastes possíveis entre as 121 médias, apenas 1,9% destes foram significativos, ou seja 138 contrastes, enquanto que o látice conseguiu detectar diferenças significativas entre 363 pares de comparações ($D=5,0\%$). Isto mostra que apesar dos baixos índices de diferenciação do experimento, o látice e as demais estratégias foram mais eficientes que o delineamento em blocos aumentados na diferenciação entre as progênes.

4.2 Avaliação das progênes de eucalipto

-Aos 19 meses

Os resumos das análises de variância individuais para circunferência à altura do peito (CAP) para todas as estratégias de análise estatística estudadas são apresentadas na Tabela 12.

Verifica-se que as estimativas dos quadrados médios do erro (QMErro) nos dois locais foram de magnitude semelhante para todas as estratégias de análise de variância estudadas. Destacam-se as estimativas do QMErro obtidas das análises de variância em blocos aumentados em São Mateus (BA1 e BA2) e em Posto da Mata (BA1) e em blocos ao acaso em São Mateus, que foram relativamente superiores às estimativas obtidas pelas demais estratégias.

Observa-se que para ambos locais detectou-se diferenças significativas entre as progênies de meios irmãos ($P < 0,01$), para todas as estratégias de análise de variância, exceto para o delineamento em blocos aumentados, mostrando que há variabilidade entre os materiais avaliados. No caso do delineamento em blocos aumentados, o fato deste método não ter detectado diferença significativa entre as progênies deve-se em parte ao pequeno número de graus de liberdade do QMErro (Tabela 12).

A precisão dos experimentos foi avaliada pelo coeficiente de variação (CV). Observa-se na Tabela 13 que as estimativas do CV variaram de 10,40 para CAP no delineamento em blocos aumentados (BA3) em Posto da Mata a 34,59 para o mesmo delineamento (BA2) em São Mateus. Verifica-se que as estimativas do CV obtidas em São Mateus foram bem superiores às obtidas em Posto da Mata para todas as estratégias de análise de variância, apresentando valores de magnitude superior ao que normalmente é relatado para experimentos de avaliação de progênies de

eucalipto. Em levantamento realizado por Castro (1992) o CV(%) médio do DAP (diâmetro à altura do peito) em experimentos de avaliação de progênes de meios irmãos de eucalipto foi de 9,31%. Isto provavelmente ocorreu, porque a estimativa do CV é influenciada pela média (Pimentel Gomes, 1990). Assim, como as estimativas do QMErro foram homogêneas entre os dois locais e para todas as estratégias, a menor estimativa do CV observada em Posto da Mata pode ser atribuída ao melhor desempenho das progênes, ou seja, a maior média para CAP neste local.

Constata-se pela Tabela 12 que a eficiência do látice em relação ao blocos ao acaso, foi de 45% em São Mateus, onde o CV foi elevado, indicando a existência de heterogeneidade dentro dos blocos e a eficácia do látice no controle da mesma. Já em Posto da Mata, a eficiência do látice foi de magnitude desprezível.

As estimativas das herdabilidades entre médias de progênes e de seus respectivos intervalos de confiança da circunferência à altura do peito para todas as estratégias de análise de variância e para cada local são apresentadas na Tabela 14. Percebe-se que houve uma grande variação entre as estimativas de h^2 obtidas em cada estratégia em ambos locais. Em São Mateus, por exemplo, as estimativas de h^2 obtidas pelos delineamentos em blocos aumentados e em blocos ao acaso foram de magnitude inferior em relação aos demais métodos, destacando-se principalmente as estimativas negativas dos limites inferiores dos respectivos intervalos de confiança nestes casos.

Já em Posto da Mata, observa-se que as estimativas de h^2 e de seus respectivos intervalos de confiança apresentaram valores bem

próximos, exceto para o delineamento em blocos aumentados. Isto provavelmente ocorreu devido à baixa eficiência do látice. Verifica-se que para o delineamento em blocos aumentados, as estimativas de h^2 variaram amplamente, havendo até estimativa negativa de h^2 , bem como dos limites inferiores dos respectivos intervalos de confiança. No que se refere a este delineamento, percebe-se que as estimativas de h^2 e dos respectivos intervalos de confiança apresentaram valores discrepantes em ambos os locais em relação às estimativas obtidas pelas demais estratégias de análise de variância, e mesmo entre as estimativas obtidas em BA1, BA2 e BA3. Isto deve-se em parte ao fato de que as demais estratégias de análise de variância utilizaram repetições, o que determina uma variância fenotípica menor. Além disso, no delineamento em blocos aumentados, parte das diferenças entre tratamentos está na soma de quadrados de blocos, por se tratar de uma análise de variância intrabloco, o que pode ter levado a menores estimativas de σ_g^2 .

Os resumos das análises de variância conjunta para CAP para todas as estratégias de análise de variância são apresentadas na Tabela 15. Verifica-se que o Teste F foi altamente significativo ($P < 0,01$) para o efeito de progênies, indicando a possibilidade de sucesso com a seleção, para todas as estratégias, exceto para o delineamento em blocos aumentados, fato este também observado nas análises individuais. No tocante, a interação progênies x locais, constata-se que o desempenho das progênies não foi coincidente entre os locais pois a interação foi altamente significativa ($P < 0,01$) para a maioria das estratégias de análise de variância. A decomposição da interação em parte simples e complexa foi

feita utilizando-se a metodologia de Vencovsky (1987) e verificou-se que a interação foi predominantemente do tipo complexa indicando a ausência de correlação genética entre o desempenho médio das progênes em São Mateus e Posto da Mata.

Percebe-se pela Tabela 15 que as estimativas do CV foram de magnitude semelhante entre as estratégias de análise de variância, fato este também observado nas análises individuais (Tabela 12). Os valores das estimativas dos CV's foram intermediários aos valores obtidos em cada local, o que é esperado uma vez que as estimativas do QMErro foram de magnitude semelhante entre os locais, havendo diferença apenas entre a média das progênes em cada local. A melhoria na precisão pelo uso da testemunha intercalar (Test) e dos métodos de análise de vizinhança (Papadakis e Média Móvel) foi pequena, cerca de 9 e 12%, respectivamente.

As estimativas das herdabilidades entre médias de progênes e de seus respectivos intervalos de confiança da circunferência à altura do peito (cm/planta) obtidas a partir das análises de variância conjuntas para todas as estratégias são apresentadas na Tabela 16. Observa-se que à exceção do delineamento em blocos aumentados as estimativas de h^2 obtidas foram de magnitude semelhante entre as estratégias e relativamente superiores às obtidas nas análises individuais. Os resultados obtidos neste trabalho são semelhantes aos valores encontrados por Pinto Júnior (1984) na avaliação de progênes de *E. urophylla* e são coerentes com os valores relatados em levantamento realizado por Castro (1992), envolvendo 43 resultados de avaliação de progênes de eucalipto de

diferentes espécies e idades, onde h^2 ao nível de média de progênes para o diâmetro à altura do peito variou de 34 a 86%, com média de 62%.

Visando uma melhor comparação entre os métodos que utilizaram repetições e o delineamento em blocos aumentados, estimou-se a herdabilidade padronizada (h^2 ao nível de parcela) para cada estratégia de análise de variância de modo análogo ao apresentado na avaliação de progênes do feijoeiro. Neste caso, como o modelo é misto, isto é, o efeito de locais é fixo e o de progênes é aleatório, e também, o método de obtenção dos componentes da variância utilizado foi o de Hicks (1973), não foi possível utilizar as expressões dos intervalos de confiança apresentados por Singh et al. (1993); assim sendo, obteve-se os erros associados às estimativas de $h^2_{\text{padr.}}$. No entanto, na literatura não há expressões dos erros de h^2 ao nível de parcela para este modelo específico, portanto, foi desenvolvida a expressão para $\text{var}(h^2_{\text{padr.}})$ a partir da expressão da variância do quociente de duas variâncias (Kempthorne, 1957) e adotou-se os mesmos procedimentos e simbologia apresentados por Vencovsky & Barriga (1992) na obtenção da variância da herdabilidade ao nível de indivíduo. As expressões obtidas são mostradas a seguir:

$$h^2_{\text{padr.}} = \frac{\sigma_p^2}{\sigma_p^2 + \sigma_e^2}$$

$$\hat{h}^2_{\text{padr.}} = \frac{a(Q_4 - Q_6)}{aQ_4 + bQ_6}$$

$$\text{var}(\hat{h}^2_{\text{padr.}}) \cong \frac{2}{(\hat{\sigma}_r^2)^4} \left[D_1(\hat{\sigma}_r^2 - \hat{\sigma}_p^2)^2 + D_2(a\hat{\sigma}_r^2 + b\hat{\sigma}_p^2)^2 \right], \text{sendo}$$

$$\hat{\sigma}_f^2 = \hat{\sigma}_p^2 + \hat{\sigma}_e^2 = aQ_4 + bQ_6, \text{ e}$$

$$a = \frac{1}{rl}, \quad b = 1 - \frac{1}{rl}, \quad D_1 = \frac{a^2 Q_4^2}{n_1 + 2}, \quad D_2 = \frac{Q_6^2}{n_2 + 2}$$

onde:

Q_4 : quadrado médio de progênies;

Q_6 : quadrado médio do erro;

n_1 : número de graus de liberdade de Q_4 ;

n_2 : número de graus de liberdade de Q_6 .

As estimativas das herdabilidades padronizadas e de seus respectivos erros da circunferência à altura do peito são apresentadas na Tabela 16. Verifica-se que houve pequena variação entre as estimativas de $h_{\text{padr.}}^2$ para todas as estratégias de análise de variância. No entanto, observa-se que a estimativa do erro da $h_{\text{padr.}}^2$ para o delineamento em blocos aumentados foi elevada e superior a própria estimativa. Entretanto, deve ser realçado que as expressões das estimativas do erro são altamente influenciadas pelo número de graus de liberdade do erro e pelo número de repetições, portanto, isto deve ter contribuído para a baixa precisão de $h_{\text{padr.}}^2$ neste delineamento, pois verifica-se que para as demais estratégias houve uma boa precisão.

A comparação entre as estratégias de análise de variância em relação à precisão experimental, e aos parâmetros genéticos e fenotípicos, bem como, os métodos de avaliação da eficiência de seleção foi realizada a partir das análises de variância individuais, pois a interação foi significativa.

Pela Tabela 13, verifica-se que as estimativas do CV foram de magnitude semelhante entre as estratégias de análise de variância nos dois locais, como realçado anteriormente. Observa-se que os métodos de análise de vizinhança (Papadakis e Média Móvel) e o método da testemunha intercalar proporcionaram uma melhoria quanto à precisão experimental de cerca de 25% e 21% respectivamente, em relação ao blocos ao acaso, em São Mateus. Parte desta melhoria, se deve ao fato de que neste local houve heterogeneidade dentro dos blocos, o que pode ser confirmado pela alta eficiência do uso do látice neste local (Tabela 12). O mesmo comportamento não se observa em Posto da Mata, onde os valores das estimativas do CV foram bem próximos entre as estratégias de análise de variância e a eficiência do látice foi desprezível, portanto os métodos de análise de vizinhança, bem como o da testemunha intercalar não proporcionaram nenhuma melhoria no tocante à precisão experimental em relação ao delineamento em blocos ao acaso.

No que se refere ao delineamento em blocos aumentados, observa-se que em média ele foi 11% mais eficiente quanto à precisão experimental que o delineamento em blocos ao acaso em São Mateus e menos eficiente que o látice no mesmo local. Já em Posto da Mata a estimativa do CV em média foi semelhante aos demais métodos, devido a baixa eficiência do látice.

Os coeficientes de correlação de Spearman entre as médias estimadas no látice e as médias estimadas nas demais estratégias de análise de variância em São Mateus e Posto da Mata estão apresentadas na Tabela 17. Verifica-se que houve uma alta concordância entre os

delineamentos, sendo que os menores coeficientes foram para o delineamento em blocos aumentados e mesmo neste caso, cerca de 63% em São Mateus e 70% em Posto da Mata das progênies selecionadas no látice seriam selecionadas neste delineamento.

Finalmente, assim como comentado na avaliação das progênies do feijoeiro, comparou-se as estratégias de análise de variância no tocante à eficiência de seleção pelas metodologias de Hamblin & Zimmermann (1986) e Fasoulas (1983), cujos resultados podem ser visualizados nas Tabelas 18, 19, 20, 21 e 22. Observa-se que a eficiência de seleção no delineamento em blocos aumentados foi menor que nas demais estratégias embora a mesma tenha aumentado quando se utilizou intensidades de seleção mais brandas, $i=33\%$ (seleção das 40 progênies superiores) e $i=49,6\%$ (seleção das 60 progênies superiores), em ambos os locais (Tabelas 18 e 19). Para as demais estratégias, constata-se que houve uma boa concordância entre os resultados tanto em São Mateus como em Posto da Mata. Estes resultados são coerentes com os resultados obtidos pela correlação de Spearman. Fica aqui também evidente pelos resultados obtidos, que um maior número de repetições deve ser utilizado em fases mais avançadas de um programa de melhoramento, onde as diferenças entre as progênies têm que ser testadas com maior rigor, no entanto, nas etapas iniciais, onde se utiliza uma intensidade de seleção branda o delineamento em blocos aumentados demonstra ser uma alternativa viável neste aspecto, pois constata-se que com $i=49,6\%$ houve uma coincidência média de aproximadamente 55%, em ambos os locais.

A Tabela 20 mostra as estimativas dos índices de diferenciação de Fasoulas (1983) para todas as estratégias de análise de variância, onde fica evidente a pouca diferenciação dos materiais avaliados em ambos locais. Verifica-se que para o delineamento em blocos aumentados, o índice de diferenciação foi de magnitude inferior àqueles obtidos nas demais estratégias, em ambos locais. Constata-se que em média, o índice de diferenciação para este delineamento foi de 1,4% em São Mateus, indicando que dos 7260 pares de contrastes possíveis envolvendo as 121 médias, apenas 102 foram significativos enquanto que o látice conseguiu detectar significância em um número maior de contrastes, isto é, 384. Em relação aos métodos de análise de vizinhança (médias móveis e Papadakis), observa-se que o látice detectou 142 contrastes significativos a mais que a média dos métodos, neste local. Em São Mateus (Tabela 21) verifica-se que as cinco melhores progênies selecionadas pelo látice foram, respectivamente, 44, 39, 80, 7 e 15, cujos índices de performance foram relativamente próximos entre as estratégias avaliadas, exceto, para o delineamento em blocos aumentados, o qual na maioria dos casos apresentou índices bem inferiores para as referidas progênies. O mesmo comportamento se observa em Posto da Mata (Tabela 22). Cabem aqui os mesmos comentários feitos na avaliação das progênies do feijoeiro com relação à herdabilidade.

- Aos 26 meses

A partir dos resultados obtidos, optou-se por analisar as seguintes estratégias aos 26 meses: látice, blocos aumentados e blocos completos casualizados.

Os resumos das análises de variância individuais obtidos aos 26 meses estão apresentados na Tabela 23. Constata-se o mesmo comportamento observado na avaliação aos 19 meses no que se refere às estimativas dos quadrados médios dos erros que foram de magnitude semelhante entre os locais e em relação ao teste F, que foi altamente significativo para o efeito de progênes para todas as estratégias de análise, exceto para o delineamento em blocos aumentados.

Com relação à média da circunferência à altura do peito (CAP) verifica-se que proporcionalmente a média em São Mateus aumentou mais que em Posto da Mata, o que refletiu diretamente nas estimativas do coeficiente de variação (Tabela 24). Pode ser constatado que o CV(%) reduziu consideravelmente para todas as estratégias em São Mateus, cujas estimativas variaram de 16,88 a 27,16. Já em Posto da Mata, as estimativas do CV foram de magnitude semelhante às estimativas obtidas na avaliação aos 19 meses, e entre as estratégias de análise de variância.

Verifica-se que a eficiência do látice em relação ao blocos ao acaso em São Mateus, reduziu de 45% (Tabela 12) para 24% (Tabela 23). As mudas de eucalipto, provenientes do viveiro, de uma mesma progênie, apresentam uma certa desuniformidade no desenvolvimento. Esta desuniformidade contribui para maior heterogeneidade nos blocos, ou seja, diminuir a precisão. Com o tempo estas diferenças se dissipam, o que explica parte desta redução.

A heterogeneidade entre os blocos pode ser medida utilizando-se os CV's obtidos pelo delineamento em blocos aumentados (BA1, BA2 e BA3), pois neste caso cada análise de variância foi feita utilizando-se os dados de cada repetição. Observa-se que as estimativas dos CV's variaram entre si, sendo que BA2 foi de magnitude superior em relação às demais em ambas idades, e portanto, estes resultados corroboram com a alta eficiência do látice neste local.

Já em Posto da Mata, não houve eficiência do látice, fato este também observado na avaliação aos 19 meses. Deve ser acrescentado, que neste local, as estimativas do CV(%) obtidas para o delineamento em blocos aumentados (BA1, BA2 e BA3) foram de magnitude semelhante entre si, indicando homogeneidade entre os blocos.

No tocante às estimativas de herdabilidade ao nível de média de progênes, observa-se que os valores obtidos são concordantes com os obtidos aos 19 meses, exceto para o delineamento em blocos aumentados (Tabela 25).

Os resultados da análise conjunta estão apresentados na Tabela 26. Constata-se pelos resultados obtidos que ocorreu o mesmo observado na avaliação aos 19 meses, merecendo destaque a estimativa do CV no delineamento em blocos aumentados, a qual foi de magnitude superior às demais estratégias.

Com relação às estimativas de herdabilidade ao nível de médias de progênes e herdabilidades padronizadas obtidas a partir das análises de variância conjuntas, repetem-se aqui os resultados obtidos aos 19 meses de idade (Tabela27).

Um outro enfoque a ser considerado é a classificação dos materiais genéticos quanto à seleção. Nas Tabelas 28, 29, 30, 31, 32 e 33 podem ser visualizadas as estimativas dos coeficientes de correlação de Spearman, eficiência de seleção pelo método de Hamblin & Zimmermann (1986) e os índices de performance e diferenciação da metodologia de Fasoulas (1983), obtidas a partir das médias de progênies em cada local. Chama atenção os coeficientes de correlação de Spearman para o delineamento em blocos aumentados, cujas estimativas em média foram superiores a 0,65 em ambos locais, mostrando uma boa concordância com o delineamento em látice, fato este também constatado na avaliação aos 19 meses.

No que se refere a eficiência de seleção, pode ser constatado pelas Tabelas 29 e 30, que repetem-se aqui os resultados obtidos aos 19 meses. Estes resultados são coerentes com os resultados obtidos pela correlação de Spearman (Tabela 28).

Nas Tabelas 31, 32 e 33 são apresentados os índices de diferenciação e de performance de Fasoulas (1983) para todas as estratégias avaliadas. Verifica-se que os índices de diferenciação (Tabela 31) foram baixos para todas as estratégias de análise de variância, principalmente para o delineamento em blocos aumentados que mostrou-se menos eficiente que os demais na discriminação das progênies, em ambos locais. Estes resultados são concordantes com aqueles obtidos aos 19 meses de idade. Merecem ser destacados os índices de diferenciação obtidos pelo látice e pelos blocos casualizados, que foram de magnitude

superior àqueles encontrados aos 19 meses de idade em Posto da Mata (Tabela 31).

4.3 Considerações gerais

Os resultados obtidos para ambas culturas indicam que o delineamento em blocos aumentados é uma alternativa viável para a avaliação de um grande número de genótipos nas etapas iniciais dos programas de melhoramento, visando principalmente o descarte de materiais desde que sejam aplicadas intensidades de seleção brandas.

Para melhor eficiência deste delineamento alguns aspectos têm que ser considerados, como a utilização de testemunhas adequadas que representem bem a variação ambiental da população segregante em estudo, procurando-se dentro do possível, utilizar alguns dos genótipos que estejam sendo avaliados, como realçado por Bearzoti, 1994.

Outro aspecto a ser considerado, é em relação às estimativas de parâmetros genéticos obtidas pelo delineamento em blocos aumentados. Tomando-se como exemplo, as estimativas de herdabilidade obtidas para ambas culturas, o método mostrou-se deficiente, apresentando estimativas de baixa precisão. Este fato tem sido constatado em outras oportunidades (Bearzoti, 1994; Gomes, 1995). Como salientado por Bearzoti (1994), uma forma de melhorar a qualidade de suas estimativas seria a de, à semelhança dos blocos incompletos, recuperar a

informação interblocos. Ao que parece, nenhum trabalho ainda foi feito neste sentido.

Depreende-se portanto, que o delineamento em blocos aumentados pode ser útil nas etapas iniciais de um programa de melhoramento de plantas, por permitir a avaliação de um grande número de genótipos, utilizando menor área e quantidade de insumos, conferindo maior facilidade de planejamento e condução, e sem ter a análise afetada pela perda de tratamentos regulares. Por outro lado, a menor precisão das estimativas, não chega a comprometer sua utilidade, nas fases para as quais é recomendado.

No caso específico do eucalipto, este método torna-se bastante útil na seleção clonal. As empresas normalmente têm um número elevado de clones para serem avaliados e nem sempre é fácil obter mudas de todos eles, para avaliação em experimentos com repetições. O delineamento em blocos aumentados poderia ser utilizado, pois exigiria um menor número de mudas por clone, uma vez que não requer repetições, havendo também redução na área experimental, possibilitando a avaliação de um grande número de clones. Vale acrescentar, que nesta etapa poderia ser utilizada a seleção precoce, o que contribuiria para redução do ciclo seletivo e que tem se mostrado eficiente em trabalhos conduzidos no Brasil (Rezende et al., 1995). Os clones selecionados precocemente neste caso, utilizando-se uma intensidade de seleção branda, seriam avaliados em experimentos com repetições para a identificação mais rigorosa dos melhores, para posteriormente serem introduzidos no sistema produtivo.

Já para a cultura do feijoeiro, a avaliação da população segregante em experimentos com repetições nas gerações iniciais, torna-se difícil principalmente devido a pouca disponibilidade de sementes. O uso do delineamento em blocos aumentados contornaria este problema, além de permitir a avaliação de um grande número de progênies. Há na literatura relatos que no melhoramento de plantas autógamas, não existe grande vantagem em se utilizar um número excessivamente grande de famílias por cruzamento. Assim, é que Fouilloux & Bannerot (1988), a partir de estudos teóricos mostram que considerando 40 locos, por exemplo, a melhor linhagem obtida quando se avaliam 1000 famílias irá acumular um número de alelos favoráveis semelhante ao que seria obtido avaliando-se 100 ou até mesmo 50 famílias por cruzamento.

Este poderia ser um argumento contra à necessidade de usar os blocos aumentados para se avaliar um maior número de famílias, como foi enfatizado inúmeras vezes neste trabalho. Contudo, vale ressaltar que a observação dos autores é para um único cruzamento, e normalmente os melhoristas manuseiam várias populações segregantes de uma só vez. Evidentemente, há sempre necessidade de se avaliar um grande número de famílias, especialmente nas etapas iniciais, como já mencionado.

É preciso salientar entretanto, que os blocos aumentados não são a única opção dos melhoristas. Os métodos de análise espacial têm recebido nos últimos anos grande destaque (Bartlett, 1978; Wilkinson et al., 1983; Besag & Kempton, 1986; Samra et al., 1990; Vivaldi, 1990; Zimmerman & Harville, 1991; Ball et al., 1993; Brownie et al., 1993; Stroup et al., 1994; Helms et al., 1995; Anoshenko, 1996; Clarke et al., 1996).

Inúmeras comparações são relatadas na literatura, e em praticamente todas elas há vantagem no seu emprego, desde que o experimento tenha sido conduzido em blocos casualizados, evidentemente com repetições. Nesta circunstância, a sua utilização como um substituto aos blocos incompletos, especialmente os látices, ou até mesmo os blocos aumentados, é questionável.

Neste trabalho foi constatado que os métodos de análise de vizinhança (Papadakis e médias móveis), se mostraram promissores na remoção de efeitos ambientais, com base na correlação entre parcelas adjacentes, quando se detectou heterogeneidade dentro dos blocos. Sendo que nestes casos, a melhoria na precisão experimental foi na maioria das vezes semelhante ao látice, mostrando que o controle local em linhas e/ou colunas foi tão efetivo quanto os métodos baseados na análise espacial. Estes resultados são concordantes com os apresentados por Clarke et al., (1996) e Anoshenko, (1996).

É importante realçar que com os recursos computacionais atuais, outras técnicas de análise de vizinhança devam ser estudadas, como o método de Wilkinson et al.(1983), o método de Green et al. (1985), o método de ajuste local (Anoshenko, 1996) e até mesmo o modelo proposto por Zimmerman & Harville (1991), que apresentam técnicas mais refinadas na detecção da heterogeneidade espacial.

Torna-se necessário frisar, que os comentários aqui feitos são válidos para ambas culturas, contudo, cada uma apresenta particularidades em relação à precisão experimental. Por exemplo, no caso da cultura do feijoeiro, ocorre um erro que pode ser denominado de erro pós-colheita. Ele

ocorre devido ao manuseio do material após a colheita e é difícil de ser controlado. Uma vez colhidas as parcelas, as plantas são ensacadas ou amarradas e levadas aos galpões para completarem a seca. Diariamente, estas parcelas devem ser retiradas do saco e expostas ao sol. Durante esta operação sempre ocorrem algumas perdas de plantas e/ou vagens que são aleatórias e contribuem para aumentar o erro. Esta é uma das razões, pela qual a precisão dos experimentos com o feijoeiro, avaliadas pelo CV, é normalmente inferior a das outras espécies (Estefanel et al., 1988).

Em função deste aspecto comentado, procedimentos que visam controlar apenas a heterogeneidade do solo, possuem menor efeito para a melhoria da precisão experimental, com a cultura do feijoeiro. Contudo, o melhorista deve lançar mão de todas as ferramentas disponíveis para melhorar a precisão experimental e conseqüentemente, o processo seletivo, o que não invalida nenhum dos processos que foram avaliados.

5. CONCLUSÕES

1- Constatou-se a viabilidade do emprego do delineamento em blocos aumentados para seleção de progênies, nas etapas iniciais dos programas de melhoramento genético desde que se aplique uma intensidade de seleção moderada.

2- O delineamento em blocos aumentados não se mostrou apropriado para a estimação de parâmetros genéticos e fenotípicos, devido à baixa precisão das estimativas.

3- O uso de testemunha intercalar não proporcionou melhoria na precisão experimental para os experimentos com a cultura do feijoeiro, porém para o eucalipto ela se mostrou vantajosa.

4- Os métodos de análise de vizinhança, Papadakis (1937) e o das médias móveis, mostraram-se eficientes no controle da heterogeneidade ambiental dentro dos blocos. A eficiência dos mesmos em relação aos parâmetros genéticos e fenotípicos avaliados, foi comparável à do látice.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ABREU, A. de F.B.; RAMALHO, M.A.P.; SANTOS, J.B. dos; MARTINS, L.A.**
Progresso do melhoramento genético do feijoeiro nas décadas de
setenta e oitenta nas regiões Sul e Alto Paranaíba em Minas Gerais.
Pesquisa Agropecuária Brasileira, Brasília, 29(1): 105-12, 1994.
- ANEKONDA, T.S. & LIBBY, W.J.** Effectiveness of nearest-neighbor data
adjustment in a clonal test of redwood. **Silvae Genetica, Frankfurt,**
45:46-51, 1996.
- ANOSHENKO, B.Y.** Local adjustment method for field experiments. 1. The
method and its examination by computer simulation. **Euphytica,**
Wageningen, 90(2): 137-48, 1996.
- ATKINSON, A.C.** The use of residuals as a concomitant variable.
Biometrika, London, 56(1):33-41, 1969.
- BAKER, R.J. & McKENZIE, R.J.H.** Use of control plots in yield trials. **Crop**
Science, Madison, 7:335-7, 1967.

- BALL, S.T.; MULLA, D.J.; KONZAK, C.F. Spacial heterogeneity effects variety trial interpretation. *Crop Science*, Madison, **33**: 931-5, 1993.
- BARBOSA, M.H.P. Capacidade combinatória e comparação entre critérios de seleção de clones de batata (*Solanum tuberosum* L.). Lavras, 1996. 141p. (Doutorado - Universidade Federal de Lavras)
- BARTLETT, M.S. The approximate recovery of information from replicated field experiments with large blocks. *Journal of Agricultural Science*, Madison, **28**: 418-27, 1938.
- BARTLETT, M.S. Nearest neighbour models in the analysis of field experiments with large blocks. *Journal of the Royal Statistical Society*, London, **40**(2):147-174, 1978.
- BEARZOTI, E. Comparação entre métodos estatísticos na avaliação de clones de batata em um programa de melhoramento. Lavras, 1994. 128p. (Mestrado - Escola Superior de Agricultura de Lavras)
- BESAG, J. & KEMPTON, R. Statistical analysis of field experiments using neighbouring plots. *Biometrics*, Washington, **42**: 231-51, 1986.
- BERTOLUCCI, F.L.G. Novas alternativas de tamanho e forma da parcela experimental para avaliação de progênies do feijoeiro. Lavras, 1990. 105p. (Mestrado - Escola Superior de Agricultura de Lavras).

BOSE, R.C. & NAIR, K.R. Partially balanced incomplete block designs. **Sankhya**, Calcutta, 4:337-72, 1939.

BROWNIE, C., BOWMAN, D.T., BURTON, J.W. Estimating spacial variation in analysis of data from yield trials: a comparison of methods. **Agronomy Journal**, Madison, 85:1244-53, 1993.

CAMACHO, L.H.; CARDONA; C. OROZCO, S.H. Variâncias genéticas y heredabilidad en caracteres quantitativos del frijol. In: CONGRESSO NACIONAL DE INGENIEROS AGRONOMOS, 3., Manizales, 1975. **Memórias**. Manizales, Ministério da Agricultura, 1975. p. 86-7.

CASTRO, N.H.C. Número de repetições e eficiência da seleção em progênies de meios irmãos de *Eucaliptus camaldulensis*. Lavras, 1992. 121p. (Mestrado - Escola Superior de Agricultura de Lavras).

CHAVES, L.J. Tamanho da parcela para a seleção de progênies de milho *Zea mays* L. Piracicaba, 1985. 148p. (Doutorado - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"/USP).

CLARKE, F.R.; BAKER, R.J., De PAUW, R.M. Moving mean and least squares smoothing for analysis of grain yield data. **Crop Science**, Madison, 34: 1479-83, 1994.

- CLARKE, F.R. & BAKER, R.J. Spatial analysis improves precision of seed lot comparisons. **Crop Science**, Madison, **36**: 1180-84, 1996.
- COCHRAN, W.G. & COX, G.M. **Experimental design**. 2.ed. New York, John Wiley & Sons, 1966. 611 p.
- COLLICCHIO, E. Associação entre o porte da planta do feijoeiro e o tamanho dos grãos. Lavras, 1995. 98p. (Mestrado - Universidade Federal de Lavras).
- DIERS, B.W.; VOSS, B.K.; FEHR, W.R. Moving-mean analysis of field tests for iron efficiency of soybean. **Crop Science**, Madison, **31**: 54-6, 1991.
- ESTEFANEL, V.; PIGNATARO, I.A.B.; STORCK, L. Avaliação do coeficiente de variação de experimentos com algumas culturas agrícolas. In: SIMPÓSIO DE ESTATÍSTICA APLICADA À EXPERIMENTAÇÃO AGRONÔMICA, 2., Londrina, 1987. **Anais**. Londrina, 1987. p.115-31.
- FASOULAS, A.C. Rating cultivars and trials in applied plant breeding. **Euphytica**, Wageningen, **32**(3): 939-43, 1983.
- FEDERER, W.T. Augmented (hoonuiaku) designs. **Hawaiian Planters' Record**, Aiea, **55**:191-208, 1956.

- FEDERER, W.T. Augmented designs with one-way elimination of heterogeneity. **Biometrics**, Tallahassee, 17(3):447-73, 1961a.
- FEDERER, W.T. Augmented designs with two three and higher was elimination of heterogeneity (abstract). **Biometrics**, Tallahassee, 17(3):166, 1961b.
- FEDERER, W.T. & RAGHAVARAO, D.R. On augmented designs. **Biometrics**, Raleigh, 39:29-35, 1975.
- FEDERER, W.T.; NAIR, R.C.; RAGHAVARAO, D.R. Some augmented row-column designs. **Biometrics**, Raleigh, 31:361-73, 1975.
- FOUILLOUX, G. & BANNEROT, H. Selection methods in common bean (*Phaseolus vulgaris*). In: GEPTS, P., ed. **Genetic resources of phaseolus beans**. Klumer Academic Publishers, 1988. p. 503-42.
- GLEESON, A.C. & CULLIS, B.R. Residual maximum likelihood (REML) estimation of a neighbor model for field experiments. **Biometrics**, Washington, 43: 277-88, 1987.
- GOMES, R.F.L. Análise genética de progênies F_6 e $F_{7:6}$ de soja obtidas de cruzamentos dialélicos. Piracicaba, 1995. 139p. (Doutorado - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"/USP).

- GOMEZ, K.A. & GOMEZ, A.A. **Statistical procedures for agricultural research**. 2. ed. New York, John Wiley, 1984. 680p.
- GONÇALVES, P.R. **Obtenção de linhagens de feijoeiro (*Phaseolus vulgaris*) com grãos tipo Carioca e resistente à antracnose e mancha angular**. Lavras, 1995. 65p. (Mestrado - Universidade Federal de Lavras).
- GREEN, P.J.; JENNISON, C.; SEHEULT, A.H. **Analysis of field experiments by least squares smoothing**. *Journal of the Royal Statistical Society, London*, 47: 299-315, 1985.
- HALLAUER, A.R. & MIRANDA FILHO, J.B. **Quantitative genetics in maize breeding**. Ames, Iowa State University Press, 1981. 468p.
- HAMBLIN, J. & ZIMMERMAN, M.J. de O. **Breeding common bean for yield mixtures**. *Plant Breeding Reviews, Connecticut*, 4: 245-72, 1986.
- HELMS, T.C.; ORF, J.H.; SCOTT, R.A. **Nearest-neighbor-adjusted means as a selection criterion within two soybean populations**. *Canadian Journal of Plant Science, Ottawa*, 75: 857-63, 1995.
- HICKS, C.R. **Fundamental concepts in the design of experiments**. New York, Holt, Rinehart and Winston, 1973.

JOHNSON, I.J. & MURPHY, H.C. Lattice and lattice square designs with oat uniformity data and in variety trials. **Journal of the American Society of Agronomy**, New York, **35**: 291-305, 1943.

KAGEYAMA, P.Y. Variação genética em progênies de uma população de *Eucaliptus grandis* (Hill) Maiden. Piracicaba, 1980. 125p. (Doutorado - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"/USP).

KEMPTHORNE, O. The contributions of statistics to agronomy. **Advances in Agronomy**, New York, **9**: 177-204, 1957a.

KEMPTHORNE, O. An introduction to genetic statistics. New York, John Wiley & Sons, 1957b. 545p.

KEMPTON, R.A. Adjustment for competition between varieties in plant breeding trials. **Journal of Agricultural Science**, Madison, **98**:599-611, 1982.

KEMPTON, R.A. & HOWES, C.W. The use of neighbouring plot values in the analysis of variety trials. **Applied Statistics**, London, **30**(1):59-70, 1981.

KNAPP, S.J.; STROUP, W.W.; ROSS, W.M. Exact confidence intervals for heritability on a progeny mean basis. **Crop Science**, Madison, **25**:192-4, 1985.

- LE CLERG, E.L. Significance of experimental design in plant breeding. In: FREY, K.J., ed. **Plant breeding**. Ames, Iowa State University Press, 1967.
- LESSMAN, K.J. & ATKINS, R.E. Optimum plot size and relative efficiency of lattice designs for grain sorghum yield tests. **Crop Science**, Madison, 3: 477-81, 1963.
- LIN, C.S. & POUSHINSKY, G. A modified augmented design for an early stage of plant selection involving a large number of test lines without replication. **Biometrics**, Washington, 39:553-61, 1983.
- LIN, C.S. & POUSHINSKY, G. A modified augmented design (type 2) for retangular plots. **Canadian Journal of Plant Science**, Ottawa, 65: 743-9, 1985.
- LIN, C.S. & VOLDENG, H.D. Efficiency of type 2 modified augmented designs in soybean variety trials. **Agronomy Journal**, Madison, 81: 512-7, 1989.
- LIN, C.S. & POUSHINSKY, G.; JUI, P.Y. Simulation study of three adjustment methods for the modified augmented design and comparison with balanced lattice square design. **Journal of Agricultural Science**, Cambridge, 100: 527-34, 1983.

MAGNUSSEN, S. Application and comparison of spatial models in analyzing tree-genetics field trials. Canadian Journal Forest Research, Ottawa, 20: 536-46, 1990.

MAGNUSSEN, S. Bias in genetic variance estimates due to spacial autocorrelation. Theoretical Applied Genetics, Berlin, 86: 349-55, 1993.

MAK, C.; HARVEY, B.L.; BERDAHL, J.D. An evaluation of control plots and moving means for error control in barley nurseries. Crop Science, Madison, 18: 870-73, 1978.

MARQUES JÚNIOR, O. G.; RAMALHO, M.A.P.; MENDONÇA, H.A.; SANTOS, J.B. Interferência de parcelas adjacentes na avaliação de alguns caracteres em cultivares de feijão. Bragantia, Campinas. (No prelo)

MAY, K.W. & KOZUB, G.C. Success of a selection program for increasing grain yield of two-row barley lines and evaluation of the modified augmented design (type 2). Canadian Journal of Plant Science, Ottawa, 75: 795-9, 1995.

MAY, K.W. & KOZUB, G.C.; SCHAALJE, G.B. Field evaluation of a modified augmented design (type 2) for screening barley lines. Canadian Journal of Plant Science, Ottawa, 69: 9-15, 1989.

- MENDONÇA, H.A. Controle genético da reação ao fungo *Colletotrichum lindemuthianum* (Sacc et Magn.) Scrib. e da cor do halo em feijão (*Phaseolus vulgaris* L.). Lavras, 1996. 60p. (Mestrado - Universidade Federal de Lavras)
- NIENHUIS, J & SINGH, S.P. Genetics of seed yield and its components in common bean (*Phaseolus vulgaris* L.) of Middle American Origin. II. Genetic variance, heritability and expected response from selection. *Plant Breeding*, Cambridge, **101**: 155-63, 1988.
- PAPADAKIS, J.S. Méthod Statistique pou des experiences sur champ. *Bull. Inst. Amelor. Plantes à Salonique*, **23**, 1937.
- PATÍÑO, H. & SINGH, S.P. Visual selection for seed yield in the F_2 and F_3 generations of nine common bean crosses. *Annual Report Bean Improvement Cooperative*, Cali, **32**: 79-80, 1989.
- PATTERSON, H.D. & HUNTER, E.A. The efficiency of incomplet block designs in national List and Recommended List cereal variety trials. *Journal of Agricultural Science*, Madison, **101**: 427-33, 1983.
- PEARCE, S.C. Randomized blocks and some alternatives: A study in tropical conditions. *Tropical Agriculture*, Guildford, **57**: 1-10, 1980.

PEARCE, S.C. & MOORE, C.S. Reduction of experimental error in perennial crops, using adjustment by neighbouring plots. **Experimental Agriculture**, New York, 12:267-72, 1976.

PEREIRA, A.F. Emprego da covariância visando reduzir o efeito da heterogeneidade ambiental nos experimentos com a cultura do feijoeiro (*Phaseolus vulgaris* L.). Lavras, 1993. 57p. (Mestrado - Escola Superior de Agricultura de Lavras).

PEREIRA FILHO, I.A.; RAMALHO, M.A.P.; FERREIRA, S. Avaliação de progênies de feijão e estimativas de parâmetros genéticos na Região do Alto São Francisco em Minas Gerais. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, 22(9/10): 987-93, 1987.

PIMENTEL GOMES, F. Curso de estatística experimental. 13. ed. Piracicaba: Nobel, 1990. 468p.

PINTO JÚNIOR, J.E. Variabilidade genética em progênies de uma população de *Eucalyptus urophylla* S.T. Blake da Iha Flores - Indonésia. Piracicaba, 1984. 164p. (Mestrado - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"/USP).

RAMALHO, M.A.P. & VENCovsky, R. Estimação dos componentes da variância genética em plantas autógamias. **Ciência e Prática**, Lavras, 2(2):117-40, jul./dez. 1978.

- RAMALHO,M.A.P.; SANTOS, J.B. dos; CECÍLIA, F.C.S.; ANDRADE, M.A. Seleção de progênies de feijão "Pintado" e estimativas dos parâmetros genéticos e fenotípicos. *Ciência e Prática*, Lavras, 3(1): 51-7, 1979a.
- RAMALHO,M.A.P.; ANDRADE, L.A.; TEIXEIRA, N.C.S. Correlações genéticas e fenotípicas entre caracteres do feijão (*Phaseolus vulgaris* L.). *Ciência e Prática*, Lavras, 3(1): 63-70, 1979b.
- REZENDE, G.D.S.P.; BERTOLUCCI, F.L.G; RAMALHO,M.A.P. Eficiência da seleção precoce na recomendação de clones de eucalipto avaliados no norte do Espírito Santo e no sul da Bahia. *Revista Cerne*, Lavras, 1(1): 45-50, 1994.
- ROSIELLE, A.A. Comparasion of lattice designs, check plots, and moving means in wheat breeding trials. *Euphytica*, Wageningen, 29:129-33, 1980.
- SAMRA, J.S.; ANLAUF, R.; WEBER, W.E. Spacial dependence of growth attributes and local control in wheat and oat breeding experiments. *Crop Science*, Madison, 30: 1200-5, 1990.
- SANTOS, J. B. dos. Controle genético de caracteres agronômicos e pontencialdades de cultivares de feijão (*Phaseolus vulgaris* L.) para o melhoramento genético. Piracicaba, 1984. 223 p. (Doutorado - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"/USP).

- SANTOS, J. B. dos; VENCovsky, R.; RAMALHO, M.A.P. Controle genético da produção de grãos e seus componentes primários em feijoeiro. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, **20**(10): 1203-11, 1985.
- SCHAALJE, G.B; LINCH, D.R.; KOZUB, G.C. Field evaluation of a modified augmented design for early stage selection involving a large number of test lines without replications. **Potato Research**, Wageningen, **30**: 35-45, 1987.
- SCOTT, R.A. & MILLIKEN, G.A. A SAS for analyzing augmented randomized complete-block designs. **Crop Science**, Madison, **33**:865-7, 1993.
- SILVA, H.D.; RAMALHO, M.A.P.; ABREU, A.F.B.; MARTINS, L.A. Efeito da seleção visual para produtividade de grãos em populações segregantes do feijoeiro. II. Seleção entre famílias. **Ciência e Prática**, Lavras, **18**(2): 181-5, 1994.
- SINGH, M.; CECCARELLI, S.; HAMBLIN, J. Estimation of heritability from varietal trials data. **Theoretical and Applied Genetics**, Berlin, **86**:437-41, 1993.

SINGH, S.P.; LEPIZ, R.; GUTIERREZ, S.A.; URREA, C.; MOLINA, A.; TERAN, H. Yield testing of early generation population of common bean. **Crop Science**, Madison, **30**: 874-8, 1990.

SOUZA, E.A. Controle genético de alguns caracteres do feijoeiro. Lavras, 1993. 105p. (Mestrado - Escola Superior de Agricultura de Lavras).

STEEL, R.G.D. & TORRIE, J.H. Principles and procedures of statistics. New York, Mc Graw-Hill Book Company, 1960. 481p.

STROUP, W.W & MULITZE, D.K. Nearest neighbor adjusted best linear unbiased prediction. **American Statistics**, Alexandria, **45**(3): 194-200, 1991.

STROUP, W.W.; BAENZIGER, P.S.; MULITZE, D.K. Removing spacial variation from wheat yield trials: a comparison of methods. **Crop Science**, Madison, **86**: 62-6, 1994.

TAKEDA, C. Avaliação de progênies de feijoeiro do cruzamento "ESAL 501" x "A 354" em diferentes ambientes. Lavras, 1990. 82p. (Mestrado - Escola Superior de Agricultura de Lavras).

TOWNLEY-SMITH, T.F. & HURD, W.A. Use of moving means in wheat yields trials. **Canadian Journal of Plant Science**, Ottawa, **53**: 447-50, 1973.

VENCOVSKY, R. Genética quantitativa. In: PATERNIANI, E. & VIEGAS, G.P., ed. **Melhoramento e produção do milho**. Campinas, Fundação Cargill, 1987. cap.5, p. 137-209.

VENCOVSKY, R. & BARRIGA, P. **Genética biométrica no fitomelhoramento**. Ribeirão Preto, Revista Brasileira de Genética, 1992. 496p.

VIVALDI, L.J. Comparação entre métodos de análise espacial de experimentos de campo. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, **25(1)**:77-84, 1990.

WILKINSON, G.N. Nearest neighbour methodology from designs and analysis of field experiments. In: **INTERNATIONAL BIOMETRICS CONFERENCE**, 12, Washington, 1984. **Proceedings**. Washington, D.C. Biometric society, 1984. p.69-9.

WILKINSON, G.N.; ECHERT, S.R.; HOANCOCK, T.W.; MAYO, O. Nearest neighbour(NN) analysis of field experiments. **Journal of the Royal Statistical Society**, New York, **40**:151-211, 1983.

WILLIAMS, E.R. A neighbour model for field experiments. **Biometrika**, London, **73(2)**: 279-87, 1986.

WRIGHT, J.W. An analysis method to improve statistical efficiency of a randomized complete block design. **Silvae Genetica**, Frankfurt, **27**: 12-4, 1978.

YATES, F. A new method of arranging variety trials involving a large number of varieties. **Journal of Agricultural Science**, Madison, **26**:424-55, 1936.

ZIMMERMAN, D.L. & HARVILLE, D.A. A random field approach to the analysis of field-plot experiments and other spatial experiments. **Biometrics**, Alexandria, **47**: 223-39, 1991.

ZIMMERMANN, F.J.P. Tamanho e forma de parcela para pesquisa de feijão consorciado com milho. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, **17**(5): 741-3, 1982.

ZUBER, M.S. Relative efficiency of incomplete block designs using corn uniformity trial data. **Journal of the American Society of Agronomy**, New York, **34**: 30-47, 1942.

Tabela 1. Esquema das análises de variância para produção de grãos do feijoeiro, utilizando totais de parcela.

Análises individuais				
FV	GL	QM	E(QM) ³	E(QM) ⁴
Progênes	gl ₁	Q ₁	$\sigma^2 + 2\sigma_{ps}^2$	$\sigma^2 + \sigma_{ps}^2$
Erro ¹	gl ₂	Q ₂	σ^2	σ^2
Análise conjunta				
Locais (L)	gl ₃	Q ₃	—	—
Progênes (P)	gl ₄	Q ₄	$\sigma^{2'} + 2\sigma_{pl}^2 + 6\sigma_p^2$	$\sigma^{2'} + \sigma_{pl}^2 + 3\sigma_p^2$
P x L	gl ₅	Q ₅	$\sigma^{2'} + 2\sigma_{pl}^2$	$\sigma^{2'} + \sigma_{pl}^2$
Erro médio ²	gl ₆	Q ₆	$\sigma^{2'}$	$\sigma^{2'}$

onde:

σ^2 e $\sigma^{2'}$: variâncias do erro experimental das análises individuais e conjunta;

σ_{ps}^2 : variância genética entre progênes no local s;

σ_p^2 : variância genética entre progênes independente de local;

σ_{pl}^2 : variância da interação progênes por locais;

¹ e ², para os delineamentos em látice e em blocos aumentados utilizou-se o erro efetivo e o erro efetivo médio, respectivamente.

³, para os delineamentos em látice e em blocos ao acaso.

⁴, para o delineamento em blocos aumentados.

Tabela 2. Esquema das análises de variância para circunferência à altura do peito do eucalipto, utilizando média de parcela.

Análises individuais				
FV	GL	QM	E(QM)³	E(QM)⁴
Progênes	gl₁	Q₁	$\sigma^2 + 3\sigma_{ps}^2$	$\sigma^2 + \sigma_{ps}^2$
Erro¹	gl₂	Q₂	σ^2	σ^2
Análise conjunta				
Locais (L)	gl₃	Q₃	—	—
Progênes	gl₄	Q₄	$\sigma^{2'} + 6\sigma_p^2$	$\sigma^{2'} + 2\sigma_p^2$
(P)				
P x L	gl₅	Q₅	$\sigma^{2'} + 6\sigma_{pl}^2$	$\sigma^{2'} + 2\sigma_{pl}^2$
Erro médio²	gl₆	Q₆	$\sigma^{2'}$	$\sigma^{2'}$

onde:

σ^2 e $\sigma^{2'}$: variâncias do erro experimental das análises individuais e conjunta;

σ_{ps}^2 : variância genética entre progênes no local s;

σ_p^2 : variância genética entre progênes independente de local;

σ_{pl}^2 : variância da interação progênes por locais;

¹ e ², para os delineamentos em látice e em blocos aumentados utilizou-se o erro efetivo e o erro efetivo médio, respectivamente.

³, para os delineamentos em látice e em blocos ao acaso.

⁴, para o delineamento em blocos aumentados.

Tabela 3. Resumo das análises de variância individuais ao nível de total de parcelas da produção de grãos (g/parcela) do feijoeiro.

Delineamentos ²	QMErro (GL)			F para Progênes			Média (g/parcela)		
	Lavras	Lambari	Patos	Lavras	Lambari	Patos	Lavras	Lambari	Patos
Látice ¹	6630,8 (100)	4169,4 (100)	1951,7 (100)	1,55*	1,13 NS	1,95**	227,2	177,7	171,6
BA1	8162,6 (24)	1694,4 (24)	2248,5 (24)	1,38 NS	3,39**	1,92*	233,0	196,6	175,1
BA2	4759,5 (24)	2652,6 (24)	2804,8 (24)	2,54**	1,82*	2,62**	242,8	161,7	149,2
DBC	7024,1 (120)	4798,3 (120)	2061,9 (120)	1,43*	1,16 NS	1,81**	227,2	177,7	171,6
Test1	9581,2 (120)	6498,3 (120)	5449,3 (120)	1,44*	0,96 NS	0,97 NS	226,3	179,1	171,9
Test2	7034,1 (119)	4838,6 (119)	2058,9 (119)	1,43*	1,13 NS	1,80**	227,2	177,7	171,6
Papadakis	5224,2 (119)	2954,9 (119)	1978,3 (119)	1,83**	1,32 NS	1,70**	227,2	177,7	171,6
Média móvel	5296,4 (119)	2783,7 (119)	1850,9 (119)	1,68**	1,42*	1,78**	227,2	177,7	171,6

¹ Eficiência (%) 105,93 115,08 105,64

² -Análises de variância: Látice- em látice; BA1 e BA2- em blocos aumentados utilizando os dados das repetições 1 e 2, respectivamente; DBC- em blocos ao acaso; Test1- em blocos ao acaso ajustado pela testemunha intercalar.

-Análises de covariância em blocos ao acaso: Test2- utilizando como covariável a testemunha intercalar; Papadakis- utilizando o método de Papadakis(1937); Média móvel- utilizando como covariável a média móvel.

* e ** Teste F significativo ao nível de 1 e 5% de probabilidade, respectivamente.

Tabela 4. Coeficientes de variação (CV%) da produção de grãos (g/parcela) do feijoeiro em todos os métodos estatísticos avaliados em Lavras, Lambari e Patos.

Delineamentos*	CV(%)		
	Lavras	Lambari	Patos
Látice	35,83	36,33	25,75
BA1	38,78	20,94	27,07
BA2	28,41	31,85	35,49
DBC	36,88	38,98	26,47
Test1	43,25	45,02	42,94
Test2	36,91	39,14	26,45
Papadakis	31,81	30,59	25,92
Média móvel	32,03	29,69	25,08

* -Análises de variância: Látice- em látice; BA1 e BA2- em blocos aumentados utilizando os dados das repetições 1 e 2, respectivamente; DBC- em blocos ao acaso; Test1- em blocos ao acaso ajustado pela testemunha intercalar.

-Análises de covariância em blocos ao acaso: Test2- utilizando como covariável a testemunha intercalar; Papadakis- utilizando o método de Papadakis(1937); Média móvel- utilizando como covariável a média móvel.

Tabela 5. Estimativas das herdabilidades e de seus respectivos intervalos de confiança ($1-\alpha=0,95$) da produção de grãos do feijoeiro para todas as metodologias estatísticas avaliadas em Lavras, Lambari e Patos.

Delineamentos	Lavras			Lambari			Patos		
	h^2 (%)	LI	LS	h^2 (%)	LI	LS	h^2 (%)	LI	LS
*.									
Látice	35,53	5,68	55,65	11,68	-29,22	39,24	48,67	24,90	64,68
BA1	27,31	-46,09	58,69	70,51	40,73	83,24	48,00	-4,52	70,45
BA 2	60,58	20,76	77,60	45,14	-10,26	68,83	61,88	23,38	78,34
DBC	30,12	5,52	51,22	13,58	-16,83	39,68	44,70	25,25	61,41
Test1	30,52	6,08	51,51	-3,82	-40,36	27,53	-2,53	-38,61	28,43
Test2	30,34	0,10	51,40	11,64	-26,69	38,37	44,44	20,33	61,24
Papadakis	45,30	21,55	61,84	24,16	-8,76	47,09	41,12	15,58	58,93
Média móvel	40,64	14,89	58,60	29,64	-0,90	50,92	43,92	19,59	60,88

*.-Análises de variância: Látice- em látice; BA1 e BA2- em blocos aumentados utilizando os dados das repetições 1 e 2, respectivamente; DBC- em blocos ao acaso; Test1- em blocos ao acaso ajustado pela testemunha intercalar.

-Análises de covariância em blocos ao acaso: Test2- utilizando como covariável a testemunha intercalar; Papadakis- utilizando o método de Papadakis(1937); Média móvel- utilizando como covariável a média móvel.

Tabela 6. Resumo da análise de variância conjunta da produção de grãos (g/parcela) do feijoeiro para todos as estratégias estatísticas estudadas.

Delineamentos ¹	QMErro	F (Prog.)	F (P x L)	CV (%)	Média
Látice	4250,7	1,82**	1,15 NS	33,93	192,2
BA.	4220,6	1,23 NS	1,76*	34,19	190,0
DBC	4628,1	1,81**	1,10 NS	35,40	192,2
Test1	7176,3	1,72**	0,95 NS	44,02	192,4
Test2	4643,9	1,80**	1,11 NS	35,46	192,2
Papadakis	3385,8	1,73**	1,37*	30,28	192,2
Média móvel	3310,3	1,78**	1,34*	29,94	192,2

¹ BA : análise conjunta no delineamento em blocos aumentados utilizando as médias de progênies de BA1 em Lavras, BA1 em Lambari e BA2 em Patos.

* e ** Teste F significativo ao nível de 1 e 5% de probabilidade, respectivamente.

Tabela 7. Estimativas das herdabilidades ao nível de média de progênes e das herdabilidades padronizadas ($h^2_{\text{padr.}}$) e de seus respectivos intervalos de confiança da produção de grãos(g/parcela) do feijoeiro obtidas a partir das análises de variância conjuntas para cada estratégia de análise estatística.

Delineamentos¹	h^2 (%)	LI	LS	$h^2_{\text{padr.}}$ (%)	LI	LS
Látice	45,08	25,64	60,09	12,80	-31,86	57,46
BA.	18,98	-9,69	41,12	7,24	-48,20	62,68
DBC	44,82	25,31	59,91	12,40	-30,93	55,74
Test1	42,09	21,60	57,92	10,10	-28,97	50,07
Test2	44,63	25,03	59,76	12,59	-31,23	56,01
Papadakis	42,26	21,83	58,04	12,35	-35,46	60,17
Média móvel	43,70	23,78	59,09	12,89	-34,71	60,49

¹ BA : análise conjunta no delineamento em blocos aumentados utilizando as médias de progênes de BA1 em Lavras, BA1 em Lambari e BA2 em Patos.

Tabela 8. Coeficientes de correlação de Spearman entre as médias estimadas no látice e nas demais estratégias de análise de variância da produção de grãos do feijoeiro .

Delineamentos¹	Correlação de Spearman
BA	0,5440
DBC	0,9792
Test1	0,9807
Test2	0,8431
Papadakis	0,9311
Média móvel	0,9221

¹ BA : análise conjunta no delineamento em blocos aumentados utilizando as médias de progênies de BA1 em Lavras, BA1 em Lambari e BA2 em Patos.

Tabela 9. Eficiência de seleção estimada (%) em relação ao látice da produção de grãos do feijoeiro.

Delineamentos ¹	Proporção selecionada (%)			
	16,5 ²	16,5 ³	33,0	49,6
BA	31,25	50,00	33,33	36,68
DBC	81,25	75,00	88,89	86,67
Test1	50,00	75,00	62,96	66,67
Test2	87,50	81,25	85,18	86,67
Papadakis	87,50	68,75	77,78	83,33
Média móvel	81,25	68,75	66,67	80,00

² e ³ 16 (%): seleção das 20 progênies inferiores e superiores, respectivamente.

Tabela 10. Índice de performance (%) de Fasoulas para todas as estratégias de análise de variância da produção de grãos do feijoeiro.

No prog.	Delineamento							No prog.	Delineamento						
	1	2	3	4	5	6	7		1	2	3	4	5	6	7
1	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	62	0,0	0,0	0,8	1,7	1,7	1,7	0,8
2	0,0	0,0	3,3	0,0	2,5	6,7	5,8	63	0,0	0,0	3,3	0,0	2,5	1,7	4,2
3	3,3	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	64	0,0	0,0	0,0	0,8	0,0	0,0	0,0
4	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	65	0,0	0,0	3,3	0,0	2,5	3,3	1,7
5	0,0	0,0	0,0	1,7	0,0	0,0	0,0	66	11,7	0,0	19,2	11,7	19,2	5,0	5,0
6	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,8	67	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,8
7	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	1,7	1,7	68	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
8	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	69	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,8
9	3,3	1,7	1,7	1,7	1,7	1,7	1,7	70	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
10	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	71	0,0	3,3	0,0	1,7	0,0	1,7	1,7
11	0,0	0,0	1,7	2,5	1,7	1,7	1,7	72	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
12	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,8	73	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
13	59,2	0,0	59,2	39,2	60,0	45,0	37,5	74	0,0	1,7	0,0	2,5	0,0	0,0	0,8
14	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	75	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
15	4,2	3,3	0,8	0,8	0,8	3,3	6,7	76	0,0	0,0	0,0	1,7	0,0	0,0	0,8
16	0,0	0,8	0,0	0,0	0,0	0,0	0,8	77	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,8
17	0,0	0,0	0,0	1,7	0,8	2,5	8,3	78	11,7	2,5	9,2	2,5	9,2	10,8	17,5
18	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	79	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
19	0,0	1,7	0,0	1,7	0,0	1,7	1,7	80	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,8
20	6,7	0,0	3,3	5,0	3,3	1,7	1,7	81	0,0	0,0	0,0	1,7	0,0	0,8	1,7
21	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	82	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
22	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	83	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
23	0,0	3,3	0,0	0,0	0,0	1,7	0,8	84	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
24	0,0	3,3	0,0	0,0	0,0	0,0	0,8	85	0,0	0,0	0,0	1,7	0,0	0,0	0,8
25	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	86	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	1,7	0,8
26	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,8	87	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
27	3,3	3,3	0,8	2,5	1,7	1,7	1,7	88	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
28	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,8	89	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
29	23,3	24,2	25,8	19,2	27,5	40,0	42,5	90	11,7	1,7	6,7	2,5	6,7	5,8	4,2
30	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	91	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,8
31	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	92	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
32	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	93	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
33	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	94	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
34	0,0	0,0	0,8	5,8	1,7	0,0	0,0	95	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	1,7	0,8
35	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,8	0,0	96	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
36	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,8	97	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
37	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	98	10,0	0,0	5,8	5,8	5,0	14,2	27,5
38	0,0	0,0	0,0	1,7	0,0	0,0	0,8	99	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,8
39	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	100	32,5	9,2	32,5	27,5	31,7	3,3	4,2
40	25,0	2,5	30,0	47,5	30,0	11,7	21,7	101	0,8	0,0	0,8	0,0	1,7	9,2	2,5
41	0,0	0,0	19,2	0,0	0,0	0,0	0,0	102	15,8	0,0	9,2	4,2	9,2	29,2	26,7
42	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	103	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,8
43	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	104	0,0	6,7	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
44	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	105	0,0	0,0	0,0	2,5	0,0	0,0	0,0
45	0,0	0,0	2,5	13,3	1,7	1,7	0,8	106	0,0	0,0	0,0	1,7	0,0	0,8	0,0
46	0,0	0,0	2,5	0,0	2,5	0,0	0,8	107	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
47	11,7	5,0	0,0	7,5	20,0	4,2	5,8	108	58,3	23,3	45,0	37,5	45,8	45,0	37,5
48	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	109	3,3	0,0	3,3	1,7	2,5	1,7	5,0
49	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	1,7	3,3	110	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
50	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,8	111	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
51	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	112	0,0	0,0	0,0	1,7	0,0	0,0	0,8
52	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	113	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,8
53	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	114	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
54	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	115	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
55	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	116	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
56	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	117	0,8	12,5	2,5	10,8	2,5	1,7	3,3
57	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,8	118	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
58	0,0	2,5	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	119	0,8	0,0	0,8	7,5	0,0	1,7	3,3
59	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	120	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
60	0,0	0,0	0,8	2,5	1,7	1,7	1,7	121	5,0	0,0	5,8	2,5	3,3	0,0	0,8
61	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0								

Legenda - Delineamento: 1 - Látice, 2 - Blocos Aumentados, 3 - DBC, 4 - Test1, 5 - Test2, 6 - Papadakis, 7 - Média móvel

Tabela 11. Índice de diferenciação (D) de Fasoulas para todas as estratégias de análise de variância da produção de grãos do feijoeiro.

Delineamentos	D (%)
Látice	5,00
BA	1,90
DBC	4,97
Test1	4,72
Test2	4,97
Papadakis	4,49
Média móvel	5,18
Média (%)	4,46

Tabela 12. Resumo das análises de variância individuais ao nível de média de parcelas da circunferência à altura do peito(cm/planta) do eucalipto aos 19 meses.

Delineamentos ²	QMErro (GL)		F para Tratamento		Média	
	São Mateus	Posto Mata	São Mateus	Posto Mata	São Mateus	Posto Mata
Látice ¹	7,939 (210)	8,650 (210)	1,80**	1,99**	10,59	24,59
BA 1	11,698 (30)	15,893 (30)	0,99NS	0,96NS	11,96	24,90
BA 2	13,303 (30)	9,051 (30)	0,80NS	1,65*	9,54	25,01
BA 3	6,391 (30)	8,239 (30)	1,16NS	1,31NS	8,87	24,96
DBC	11,536 (240)	8,659 (240)	1,46**	1,99**	10,59	24,59
Test	7,830 (239)	8,670 (239)	1,75**	1,93**	10,59	24,58
Papadakis	7,530 (239)	8,653 (239)	1,48**	1,99**	10,59	24,59
Média móvel	7,229 (239)	8,689 (239)	1,55**	1,98**	10,59	24,59

¹ Eficiência (%) 145,31 100,10

² -Análises de variância: Látice- em látice; BA1, BA2 e BA3- em blocos aumentados utilizando os dados das repetições 1, 2 e 3, respectivamente; DBC- em blocos ao acaso.

-Análises de covariância em blocos ao acaso: Test- utilizando como covariável a testemunha intercalar; Papadakis- utilizando o método de Papadakis(1937); Média móvel- utilizando como covariável a média móvel.

* e ** Teste F significativo ao nível de 1 e 5% de probabilidade, respectivamente.

Tabela 13. Coeficientes de variação (CV%) da circunferência à altura do peito (cm/planta) do eucalipto em todos os métodos estatísticos avaliados em São Mateus e Posto da Mata aos 19 meses.

Delineamentos*	CV(%)	
	São Mateus	Posto da Mata
Látice	26,60	11,96
BA1	25,87	14,48
BA2	34,59	10,88
BA3	25,79	10,40
DBC	32,06	11,97
Test	26,41	11,98
Papadakis	25,90	11,96
Média Móvel	25,38	11,99

* -Análises de variância: Látice- em látice; BA1, BA2 e BA3- em blocos aumentados utilizando os dados das repetições 1, 2 e 3, respectivamente; DBC- em blocos ao acaso.

-Análises de covariância em blocos ao acaso: Test- utilizando como covariável a testemunha intercalar; Papadakis- utilizando o método de Papadakis(1937); Média móvel- utilizando como covariável a média móvel.

Tabela 14. Estimativas das herdabilidades e de seus respectivos intervalos de confiança ($1-\alpha=0,95$) da circunferência à altura do peito do eucalipto para todas as metodologias estatísticas avaliadas em São Mateus e Posto da Mata aos 19 meses

Delineamentos*	São Mateus			Posto da Mata		
	h^2 (%)	LI	LS	h^2 (%)	LI	LS
Látice	42,37	20,83	58,73	43,15	21,91	59,29
BA1	25,62	-39,23	56,22	-28,96	-141,39	24,09
BA 2	8,39	-71,47	46,08	13,60	-61,72	49,14
BA3	24,42	-41,47	55,51	1,27	-84,81	41,88
DBC	26,15	-0,60	46,79	43,38	22,87	59,21
Test	39,78	17,94	56,62	42,42	21,54	58,52
Papadakis	29,02	3,28	48,87	43,42	22,91	59,24
Média móvel	33,05	8,77	51,77	43,11	22,48	59,02

*.-Análises de variância: Látice- em látice; BA1, BA2 e BA3- em blocos aumentados utilizando os dados das repetições 1, 2 e 3, respectivamente; DBC- em blocos ao acaso.

-Análises de covariância em blocos ao acaso: Test- utilizando como covariável a testemunha intercalar; Papadakis- utilizando o método de Papadakis(1937); Média móvel- utilizando como covariável a média móvel.

Tabela 15. Resumo da análise de variância conjunta da circunferência à altura do peito (cm/planta) do eucalipto em todos os métodos estatísticos avaliados aos 19 meses.

Delineamentos ¹	QMErro	F (Trat.)	F (T x L)	CV (%)	Média
Látice	8,294	2,02**	1,77**	16,37	17,59
BA	11,177	1,27NS	1,02NS	19,26	17,36
DBC	10,097	1,83**	1,55**	18,07	17,59
Test	8,250	2,10**	1,62**	16,33	17,59
Papadakis	8,091	1,96**	1,54**	16,17	17,59
Média móvel	7,959	1,97**	1,60**	16,04	17,59

¹ BA : análise conjunta no delineamento em blocos aumentados utilizando as médias de progênies de BA2 São Mateus e BA2 em Posto da Mata.

* e ** Teste F significativo ao nível de 1 e 5% de probabilidade, respectivamente.

Tabela 16. Estimativas das herdabilidades ao nível de média de progênes e de seus respectivos intervalos de confiança e das herdabilidades padronizadas (h^2 padr.) e seus respectivos erros (EP) da circunferência à altura do peito (cm/planta) do eucalipto aos 19 meses obtidas a partir das análises de variância conjuntas para cada estratégia de análise estatística.

Delineamentos*	h^2 (%)	LI	LS	h^2 padr. (%)	EP
Látice	46,73	26,82	61,85	12,76	3,91
BA ¹ .	21,54	-46,86	53,82	12,07	13,94
DBC	39,98	18,24	56,76	9,99	3,61
Test	48,00	29,14	62,54	13,33	3,87
Papadakis	44,41	24,26	59,96	11,75	3,75
Média móvel	44,68	24,62	60,15	11,86	3,76

¹ BA : análise conjunta no delineamento em blocos aumentados utilizando as médias de progênes de BA2 São Mateus e BA2 em Posto da Mata.

Tabela 17. Coeficientes de correlação de Spearman entre as médias estimadas no látice e nas demais estratégias de análise de variância da circunferência à altura do peito do eucalipto aos 19 meses.

Delineamentos*	Correlação de Spearman	
	São Mateus	Posto da Mata
BA1	0,6568	0,7512
BA2	0,6476	0,7036
BA3	0,5790	0,6395
DBC	0,8808	0,9994
Test	0,9556	0,9987
Papadakis	0,9281	0,9964
Média móvel	0,9168	0,9988

* -Análises de variância: Látice- em látice; BA1, BA2 e BA3- em blocos aumentados utilizando os dados das repetições 1, 2 e 3, respectivamente; DBC- em blocos ao acaso.

-Análises de covariância em blocos ao acaso: Test- utilizando como covariável a testemunha intercalar; Papadakis- utilizando o método de Papadakis(1937); Média móvel- utilizando como covariável a média móvel.

Tabela 18. Eficiência de seleção estimada (%) em relação ao látice circunferência à altura do peito do eucalipto em São Mateus aos 19 meses.

Delineamentos ¹	Proporção selecionada (%)			
	16,5 ²	16,5 ³	33,0	49,6
BA1	31,25	43,75	51,85	53,33
BA2	25,00	37,50	51,85	56,67
BA3	37,50	31,25	29,63	50,00
DBC	75,00	75,00	70,37	73,33
Test	81,25	81,25	77,78	86,67
Papadakis	81,25	75,00	77,78	80,00
Média móvel	81,25	68,75	77,78	80,00

¹ -Análises de variância: Látice- em látice; BA1, BA2 e BA3- em blocos aumentados utilizando os dados das repetições 1, 2 e 3, respectivamente; DBC- em blocos ao acaso.

-Análises de covariância em blocos ao acaso: Test- utilizando como covariável a testemunha intercalar; Papadakis- utilizando o método de Papadakis(1937); Média móvel- utilizando como covariável a média móvel.

² e ³ 16 (%): seleção das 20 progênies inferiores e superiores, respectivamente.

Tabela 19. Eficiência de seleção estimada (%) em relação ao látice circunferência à altura do peito do eucalipto em Posto da Mata aos 19 meses.

Delineamentos ¹	Proporção selecionada (%)			
	16,5 ²	16,5 ³	33,0	49,6
BA1	56,25	37,50	59,26	63,33
BA2	43,75	31,25	62,96	63,33
BA3	50,00	37,50	48,14	46,67
DBC	100,00	93,75	100,00	100,00
Test	93,75	93,75	100,00	100,00
Papadakis	93,75	87,50	100,00	96,67
Média móvel	93,75	87,50	100,00	100,00

¹ -Análises de variância: Látice- em látice; BA1, BA2 e BA3- em blocos aumentados utilizando os dados das repetições 1, 2 e 3, respectivamente; DBC- em blocos ao acaso.

-Análises de covariância em blocos ao acaso: Test- utilizando como covariável a testemunha intercalar; Papadakis- utilizando o método de Papadakis(1937); Média móvel- utilizando como covariável a média móvel.

² e ³ 16 (%): seleção das 20 progênies inferiores e superiores, respectivamente.

Tabela 20. Índice de diferenciação (D) de Fasoulas para todas as estratégias de análise de variância da circunferência à altura do peito do eucalipto aos 19 meses.

Delineamentos*	D(%)	
	São Mateus	Posto da Mata
Látice	5,28	6,23
BA1	1,06	1,27
BA2	0,83	3,55
BA3	2,30	3,11
DBC	2,80	6,20
Test	4,97	5,92
Papadakis	3,10	6,22
Média móvel	3,57	6,18
Média (%)	2,99	4.83

* -Análises de variância: Látice- em látice; BA1, BA2 e BA3- em blocos aumentados utilizando os dados das repetições 1, 2 e 3, respectivamente; DBC- em blocos ao acaso.

-Análises de covariância em blocos ao acaso: Test- utilizando como covariável a testemunha intercalar; Papadakis- utilizando o método de Papadakis(1937); Média móvel- utilizando como covariável a média móvel.

Tabela 21. Índice de performance (%) de Fasoulas para todas as estratégias de análise de variância circunferência à altura do peito do eucalipto em São Mateus aos 19 meses.

No prog.	Delineamento								No prog.	Delineamento							
	1	2	3	4	5	6	7	8		1	2	3	4	5	6	7	8
1	0,0	0,0	0,0	0,0	0,8	0,0	0,0	0,8	62	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
2	4,2	0,0	0,0	0,0	5,0	2,5	1,7	2,5	63	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
3	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	1,7	64	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
4	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	65	4,2	0,0	0,0	2,5	0,0	2,5	0,0	0,8
5	0,8	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	66	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
6	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	67	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
7	17,5	1,7	0,0	8,3	7,5	9,2	11,7	16,7	68	0,0	0,8	0,0	0,0	0,8	0,0	0,0	0,0
8	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	69	6,7	1,7	0,0	1,7	0,8	9,2	5,8	13,3
9	0,8	0,0	0,0	1,7	0,8	2,5	0,0	0,0	70	0,0	0,0	0,0	6,7	0,0	2,5	0,0	4,2
10	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	71	4,2	0,0	0,0	2,5	0,0	2,5	4,2	5,0
11	7,5	0,0	0,0	0,0	7,5	2,5	1,7	0,0	72	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
12	0,0	0,0	0,0	0,0	0,8	0,0	0,0	0,0	73	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
13	4,2	0,8	0,8	0,0	15,0	4,2	9,2	10,0	74	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
14	0,0	0,8	0,0	0,0	2,5	0,0	0,0	0,0	75	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
15	14,2	14,2	0,0	2,5	15,8	25,8	12,5	20,0	76	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
16	0,0	0,0	0,0	7,5	0,0	0,0	0,0	0,0	77	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
17	4,2	1,7	0,0	0,0	0,8	2,5	0,0	0,8	78	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
18	10,8	0,0	0,0	6,7	3,3	11,7	0,0	0,8	79	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
19	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	80	19,2	0,8	0,0	49,2	11,7	25,8	9,2	13,3
20	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	81	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
21	0,0	0,0	1,7	0,0	0,0	2,5	0,0	0,0	82	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
22	7,5	1,7	0,0	0,0	3,3	9,2	8,3	8,3	83	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
23	2,5	0,8	0,0	0,0	0,8	2,5	0,0	0,0	84	7,5	6,7	0,0	0,0	0,8	2,5	9,2	2,5
24	0,0	0,0	0,0	0,0	0,8	0,0	0,0	0,0	85	4,2	1,7	0,0	0,0	0,8	3,3	3,3	2,5
25	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	86	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
26	0,0	0,0	1,7	0,0	0,0	2,5	0,0	0,8	87	0,0	0,8	0,0	0,0	0,8	2,5	0,0	2,5
27	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,8	88	12,5	0,0	8,3	0,0	10,8	18,3	10,8	6,7
28	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	89	0,0	2,5	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
29	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	90	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
30	4,2	5,0	0,0	0,0	0,8	8,3	5,0	8,3	91	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
31	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	92	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
32	12,5	2,5	0,0	3,3	9,2	15,0	3,3	5,0	93	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
33	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	94	0,0	1,7	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
34	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	95	4,2	1,7	0,0	0,0	0,0	2,5	0,0	0,0
35	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	96	1,7	3,3	0,0	0,0	0,8	0,0	0,0	0,8
36	9,2	0,0	0,0	0,0	3,3	4,2	4,2	0,8	97	10,0	2,5	0,8	0,0	7,5	13,3	5,0	5,0
37	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	98	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
38	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	99	0,0	0,0	0,0	0,8	0,0	0,0	0,0	0,0
39	20,8	7,5	0,0	2,5	9,2	15,0	23,3	24,2	100	6,7	0,8	0,8	0,0	0,8	9,2	1,7	2,5
40	7,5	0,0	0,0	5,8	0,8	2,5	9,2	10,0	101	0,0	0,0	0,0	0,0	0,8	2,5	0,0	0,0
41	1,7	0,0	0,0	1,7	0,0	0,0	0,0	0,8	102	4,2	0,0	0,0	0,0	0,0	4,2	3,3	2,5
42	8,3	0,0	5,8	0,0	5,8	11,7	3,3	2,5	103	0,0	0,0	0,0	3,3	0,0	0,0	0,0	0,0
43	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	104	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
44	36,7	2,5	19,2	0,0	25,0	40,0	12,5	10,0	105	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
45	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	106	0,0	0,8	0,0	2,5	0,0	0,0	1,7	0,0
46	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	107	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
47	6,7	0,0	0,8	0,0	0,8	2,5	7,5	4,2	108	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
48	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	109	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
49	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	110	0,0	1,7	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,8
50	4,2	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,8	111	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
51	6,7	0,0	0,0	1,7	0,8	0,0	1,7	2,5	112	1,7	0,0	0,0	10,8	0,8	2,5	1,7	2,5
52	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	113	0,0	0,8	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
53	1,7	0,0	0,0	0,0	0,8	0,0	1,7	2,5	114	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
54	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	115	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
55	12,5	0,0	8,3	0,0	10,8	8,3	4,2	5,0	116	0,0	0,0	0,0	0,8	0,0	0,0	0,0	0,0
56	4,2	0,0	1,7	0,0	0,8	2,5	0,0	0,8	117	8,3	0,0	0,0	17,5	0,0	4,2	3,3	5,0
57	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	118	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
58	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,8	119	0,0	0,8	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
59	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	120	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
60	13,3	2,5	0,0	0,0	0,8	3,3	5,8	5,0	121	0,0	0,0	0,0	0,8	0,0	0,0	0,0	0,0
61	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0									

Legenda - Delineamento: 1 - Látice, 2 - BA1, 3 - BA2, 4 - BA3, 5 - DBC, 6 - Test, 7 - Papadakis, 8 - Média móvel

Tabela 22. Índice de performance (%) de Fasoulas para todas as estratégias de análise de variância circunferência à altura do peito do eucalipto em Posto da Mata aos 19 meses.

No prog.	Delineamento								No prog.	Delineamento							
	1	2	3	4	5	6	7	8		1	2	3	4	5	6	7	8
1	0,0	0,0	0,8	0,8	0,0	0,0	0,0	0,0	62	21,7	1,7	0,8	9,2	19,2	20,8	20,8	20,0
2	0,8	0,0	0,8	1,7	0,8	0,8	0,8	0,8	63	0,8	0,0	19,2	0,0	0,8	0,0	0,0	0,8
3	0,0	0,0	0,8	0,8	0,0	0,0	0,0	0,0	64	0,0	0,0	0,0	0,8	0,0	0,0	0,0	0,0
4	0,8	0,0	0,8	0,8	0,8	0,8	0,8	0,8	65	0,0	0,0	0,8	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
5	0,8	0,0	3,3	1,7	0,8	0,8	0,8	0,8	66	0,0	0,0	0,8	1,7	0,0	0,0	0,0	0,0
6	0,0	0,0	0,8	1,7	0,0	0,0	0,0	0,0	67	15,8	1,7	16,7	4,2	15,8	12,5	16,7	15,8
7	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	68	10,0	0,0	3,3	0,8	10,0	10,0	9,2	10,0
8	15,8	0,0	6,7	10,0	16,7	12,5	14,2	16,7	69	0,0	0,0	0,8	0,8	0,0	0,0	0,0	0,0
9	8,3	4,2	0,8	0,8	6,7	10,0	9,2	6,7	70	4,2	0,0	0,8	9,2	4,2	5,0	4,2	4,2
10	0,8	0,0	0,8	0,8	0,8	0,8	0,8	0,8	71	0,8	0,0	2,5	0,0	0,8	0,8	0,8	0,8
11	0,0	0,0	0,8	0,0	0,8	0,0	0,8	0,8	72	0,0	0,0	0,8	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
12	0,0	0,0	3,3	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	73	4,2	0,0	0,8	0,0	4,2	5,0	4,2	4,2
13	2,5	0,0	3,3	1,7	2,5	2,5	0,8	1,7	74	5,0	0,0	19,2	4,2	5,0	5,0	5,0	0,0
14	0,0	0,0	0,8	1,7	0,0	0,0	0,0	0,0	75	0,0	0,0	0,0	1,7	0,0	0,0	0,0	0,0
15	52,5	16,7	3,3	10,0	51,7	49,2	47,5	50,0	76	0,0	0,0	0,8	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
16	0,0	0,0	0,8	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	77	0,0	0,0	0,8	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
17	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	78	15,8	2,5	13,3	1,7	16,7	12,5	22,5	16,7
18	0,0	0,0	0,0	1,7	0,0	0,0	0,0	0,0	79	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
19	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	80	12,5	1,7	0,8	6,7	12,5	12,5	11,7	11,7
20	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	81	0,8	0,0	0,8	3,3	0,8	0,8	0,8	0,8
21	29,2	3,3	5,8	5,0	27,5	25,0	26,7	27,5	82	4,2	1,7	0,8	0,8	4,2	5,0	5,0	5,0
22	0,8	0,0	0,8	0,8	0,8	0,8	0,8	0,8	83	0,0	0,0	0,8	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
23	0,8	0,0	3,3	0,8	0,8	0,8	0,8	0,8	84	2,5	0,0	0,8	0,8	2,5	2,5	3,3	2,5
24	0,0	0,0	0,0	3,3	0,0	0,0	0,0	0,0	85	14,2	0,0	15,0	1,7	14,2	12,5	18,3	16,7
25	0,8	0,0	0,8	0,0	0,8	0,8	0,8	0,8	86	0,8	0,0	0,0	3,3	0,8	0,8	0,8	0,8
26	0,8	0,0	5,0	0,8	0,8	0,8	0,8	0,8	87	0,8	0,0	0,8	0,8	0,8	0,8	0,8	0,8
27	16,7	4,2	16,7	0,8	16,7	12,5	12,5	15,8	88	4,2	0,0	3,3	66,7	4,2	5,0	5,0	4,2
28	0,8	0,0	0,8	0,0	0,8	0,8	0,8	0,8	89	5,0	0,0	22,5	6,7	5,0	5,0	5,0	5,0
29	0,0	0,0	0,8	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	90	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
30	0,8	0,0	0,8	0,8	0,8	0,8	0,8	0,8	91	0,0	0,0	0,8	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
31	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	92	0,0	0,0	0,8	0,8	0,0	0,0	0,0	0,0
32	1,7	0,0	0,8	7,5	1,7	0,8	0,8	1,7	93	0,8	0,0	4,2	0,0	0,8	0,8	0,8	0,8
33	0,8	0,0	0,8	0,0	0,8	0,8	0,8	0,8	94	0,0	0,0	0,8	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
34	0,0	0,0	0,8	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	95	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
35	0,8	0,0	0,8	1,7	0,8	0,8	0,8	0,8	96	0,8	0,0	0,8	0,0	0,8	0,8	0,8	0,8
36	0,8	2,5	0,0	1,7	0,8	0,8	0,8	0,8	97	0,0	0,0	0,0	0,8	0,0	0,0	0,0	0,0
37	0,8	0,0	0,8	0,8	0,8	0,8	0,8	0,8	98	0,0	0,0	0,8	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
38	0,8	0,0	5,8	0,0	0,8	0,8	0,8	0,8	99	8,3	0,0	3,3	1,7	9,2	9,2	9,2	10,0
39	0,8	0,0	0,8	1,7	0,8	0,8	0,8	0,8	100	10,0	3,3	7,5	3,3	12,0	10,0	10,0	10,0
40	0,8	0,0	0,8	0,8	0,8	0,8	0,8	0,8	101	0,0	1,7	0,0	0,8	0,0	0,0	0,0	0,0
41	0,0	0,0	0,8	0,8	0,0	0,0	0,0	0,0	102	0,8	0,0	2,5	0,8	0,8	0,8	0,8	0,8
42	0,8	0,0	1,7	0,0	0,8	0,8	0,8	0,8	103	2,5	0,0	6,7	1,7	2,5	2,5	3,3	2,5
43	5,0	3,3	1,7	0,8	5,0	5,0	5,0	5,0	104	0,0	0,0	0,8	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
44	10,0	3,3	13,3	1,7	10,0	10,0	10,0	10,0	105	2,5	3,3	0,8	1,7	2,5	2,5	3,3	2,5
45	0,0	0,0	1,7	0,8	0,0	0,0	0,0	0,0	106	0,8	0,0	0,8	0,0	0,8	0,8	0,8	0,8
46	0,0	0,0	0,8	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	107	0,8	3,3	0,8	0,8	0,8	0,8	0,8	0,8
47	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	108	5,0	0,8	0,8	1,7	5,0	5,8	5,0	5,0
48	0,0	0,0	0,0	1,7	0,0	0,0	0,0	0,0	109	4,2	10,0	0,8	0,8	4,2	5,0	5,0	4,2
49	0,0	0,0	0,8	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	110	0,0	3,3	0,8	0,0	0,8	0,0	0,8	0,8
50	0,0	0,0	0,8	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	111	0,8	0,0	3,3	3,3	0,8	0,8	0,8	0,8
51	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	112	0,0	0,0	0,8	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
52	0,0	0,0	16,7	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	113	2,5	0,0	0,8	0,0	4,2	5,0	4,2	4,2
53	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	114	0,0	0,0	0,8	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
54	0,0	0,0	0,8	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	115	0,0	0,0	0,8	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
55	0,8	0,0	6,7	0,0	0,8	0,8	0,8	0,8	116	0,8	0,0	0,8	0,0	0,8	0,8	0,8	0,8
56	0,0	0,0	0,8	0,8	0,0	0,0	0,0	0,0	117	0,0	0,0	0,0	0,8	0,0	0,0	0,0	0,0
57	5,0	3,3	0,8	0,8	5,0	5,0	4,2	4,2	118	0,0	0,0	0,8	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
58	0,0	0,0	0,8	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	119	0,0	0,0	0,0	0,8	0,0	0,0	0,0	0,0
59	50,0	2,5	7,5	27,5	48,3	46,7	46,7	47,5	120	0,8	0,0	3,3	0,0	0,8	0,8	0,8	0,8
60	0,0	0,0	0,8	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	121	0,0	0,0	0,8	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
61	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0									

Legenda - Delineamento: 1 - Látice, 2 - BA1, 3 - BA2, 4 - BA3, 5 - DBC, 6 - Test, 7 - Papadakis, 8 - Média móvel

Tabela 23. Resumo das análises de variância individuais ao nível de média de parcelas da circunferência à altura do peito(cm/planta) do eucalipto aos 26 meses.

Delineamento ²	QMErro (GL)		F para Tratamento		Média	
	São Mateus	Posto Mata	São Mateus	Posto Mata	São Mateus	Posto Mata
Látice ¹	13,510 (210)	14,248 (210)	2,12**	2,58**	21,77	31,90
BA 1	16,936 (30)	24,923 (30)	1,25NS	1,11NS	22,75	32,69
BA 2	31,824 (30)	18,924 (30)	0,58NS	1,56NS	20,77	33,14
BA 3	18,181 (30)	13,869 (30)	0,94NS	1,42NS	20,03	32,76
DBC	16,741 (240)	14,248 (240)	1,75**	2,57**	21,77	31,90

¹ Eficiência (%) 123,92 100,00

² -Análises de variância: Látice- em látice; BA1, BA2 e BA3- em blocos aumentados utilizando os dados das repetições 1, 2 e 3, respectivamente; DBC- em blocos ao acaso.

* e ** Teste F significativo ao nível de 1 e 5% de probabilidade, respectivamente.

Tabela 24. Coeficientes de variação (CV%) da circunferência à altura do peito (cm/planta) do eucalipto aos 26 meses em todos os métodos estatísticos avaliados em São Mateus e Posto da Mata.

Delineamento*	CV(%)	
	São Mateus	Posto da Mata
Látice	16,88	11,83
BA1	18,09	15,27
BA2	27,16	13,13
BA3	21,29	11,37
DBC	18,80	11,83

* -Análises de variância: Látice- em látice; BA1, BA2 e BA3- em blocos aumentados utilizando os dados das repetições 1, 2 e 3, respectivamente; DBC- em blocos ao acaso.

Tabela 25. Estimativas das herdabilidades e de seus respectivos intervalos de confiança ($1-\alpha=0,95$) da circunferência à altura do peito do eucalipto aos 26 meses para todas as metodologias estatísticas avaliadas em São Mateus e Posto da Mata.

Delineamento*	São Mateus			Posto da Mata		
	h^2 (%)	LI	LS	h^2 (%)	LI	LS
Látice	52,06	34,54	65,38	52,50	35,14	65,69
BA1	19,63	-50,01	52,44	-0,20	-87,02	40,70
BA 2	-74,87	-226,37	-3,48	28,50	-33,45	57,69
BA3	-3,18	-92,57	38,95	15,65	-57,42	50,09
DBC	40,13	18,95	56,49	52,50	35,69	65,48

*.-Análises de variância: Látice- em látice; BA1, BA2 e BA3- em blocos aumentados utilizando os dados das repetições 1, 2 e 3, respectivamente; DBC- em blocos ao acaso.

Tabela 26. Resumo da análise de variância conjunta da circunferência à altura do peito do eucalipto aos 26 meses para todos os métodos estatísticos estudados.

Delineamento ¹	QMErro	F (Trat.)	F (T x L)	CV (%)	Média
Látice	13,88	2,39**	2,32**	13,88	26,83
BA	25,37	1,06NS	0,83NS	18,71	26,92
DBC	15,49	2,24**	2,02**	14,67	26,83

¹ BA : análise conjunta no delineamento em blocos aumentados utilizando as médias de progênies de BA2 São Mateus e BA2 em Posto da Mata.

* e ** Teste F significativo ao nível de 1 e 5% de probabilidade, respectivamente.

Tabela 27. Estimativas das herdabilidades ao nível de média de progênes e e seus respectivos intervalos de confiança e das herdabilidades padronizadas(e seus respectivos erros (EP) da circunferência à altura do peito do eucalipto aos 26 meses obtidas a partir das análises de variância conjuntas para cada estratégia de análise estatística.

Delineamento¹	h² (%)	LI	LS	h² padr.	EP
Látice	52,63	35,32	65,79	15,62	4,11
BA.	2,83	-81,36	42,50	1,43	14,14
DBC	48,44	30,20	62,53	13,54	3,88

¹ BA : análise conjunta no delineamento em blocos aumentados utilizando as médias de progênes de BA2 São Mateus e BA2 em Posto da Mata.

Tabela 28. Coeficientes de correlação de Spearman entre as médias estimadas no látice e nas demais estratégias de análise de variância circunferência à altura do peito do eucalipto aos 26 meses.

Delineamentos*	Correlação de Spearman	
	São Mateus	Posto da Mata
BA1	0,6674	0,7719
BA2	0,6149	0,7457
BA3	0,6050	0,6344
DBC	0,9354	0,9999

* -Análises de variância: BA1, BA2 e BA3- em blocos aumentados utilizando os dados das repetições 1, 2 e 3, respectivamente; DBC- em blocos ao acaso.

Tabela 29. Eficiência de seleção estimada (%) em relação ao látice da circunferência à altura do peito do eucalipto em São Mateus aos 26 meses.

Delineamentos ¹	Proporção selecionada (%)			
	16,5 ²	16,5 ³	33,0	49,6
BA1	50,00	50,00	44,44	46,67
BA2	25,00	31,25	44,44	46,67
BA3	50,00	43,75	22,22	40,00
DBC	75,00	68,75	74,07	80,00

¹ -Análises de variância: BA1, BA2 e BA3- em blocos aumentados utilizando os dados das repetições 1, 2 e 3, respectivamente; DBC- em blocos ao acaso.

² e ³ 16 (%): seleção das 20 progênies inferiores e superiores, respectivamente.

Tabela 30. Eficiência de seleção estimada (%) em relação ao látice da circunferência à altura do peito do eucalipto em Posto da Mata aos 26 meses.

Delineamentos ¹	Proporção selecionada (%)			
	16,5 ²	16,5 ³	33,0	49,6
BA1	62,50	18,75	37,04	46,67
BA2	56,25	50,00	62,96	63,33
BA3	50,00	25,00	59,26	46,67
DBC	100,00	100,00	77,78	80,00

¹ -Análises de variância: BA1, BA2 e BA3- em blocos aumentados utilizando os dados das repetições 1, 2 e 3, respectivamente; DBC- em blocos ao acaso.

² e ³ 16 (%): seleção das 20 progênies inferiores e superiores, respectivamente.

Tabela 31. Índice de diferenciação (D) de Fasoulas para todas as estratégias de análise de variância da circunferência à altura do peito do eucalipto aos 26 meses.

Delineamentos*	D(%)	
	São Mateus	Posto da Mata
Látice	4,21	9,48
BA1	2,26	1,82
BA2	0,29	3,94
BA3	1,09	4,27
DBC	3,14	9,42
Média (%)	2,62	5,79

* -Análises de variância: Látice- em látice; BA1, BA2 e BA3- em blocos aumentados utilizando os dados das repetições 1, 2 e 3, respectivamente; DBC- em blocos ao acaso.

Tabela 32. Índice de performance (%) de Fasoulas para todas as estratégias de análise de variância da circunferência à altura do peito do eucalipto em São Mateus aos 26 meses.

No prog.	Delineamento					No prog.	Delineamento				
	1	2	3	4	5		1	2	3	4	5
1	6,7	0,0	0,8	0,0	6,7	62	0,8	0,0	0,0	0,0	0,0
2	0,8	0,0	0,0	0,0	0,8	63	0,8	0,0	0,0	0,0	0,8
3	5,8	0,8	0,0	0,0	4,2	64	0,8	1,7	0,0	0,0	0,8
4	0,8	0,0	0,0	0,0	0,8	65	5,8	2,5	0,0	0,0	0,8
5	5,0	0,0	0,0	0,0	2,5	66	2,5	1,7	0,0	0,0	0,8
6	6,7	0,0	0,0	7,5	5,0	67	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
7	13,3	5,8	0,0	0,0	6,7	68	6,7	8,3	0,0	0,0	6,7
8	0,8	0,0	0,0	0,0	0,8	69	9,2	5,8	0,0	0,8	5,0
9	5,8	0,0	0,0	0,0	2,5	70	6,7	1,7	0,8	4,2	3,3
10	0,8	0,0	0,0	0,0	0,8	71	6,7	0,0	0,0	3,3	0,8
11	9,2	1,7	0,0	0,0	6,7	72	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
12	0,8	0,0	0,0	0,0	0,8	73	0,8	1,7	0,0	0,0	0,8
13	6,7	0,0	0,8	0,0	13,3	74	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
14	2,5	0,0	0,0	0,0	0,8	75	0,0	2,5	0,0	0,0	0,0
15	11,7	10,8	0,0	0,0	17,5	76	2,5	0,0	0,0	0,8	0,8
16	2,5	4,2	0,0	0,0	2,5	77	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
17	2,5	0,8	0,0	0,0	1,7	78	1,7	1,7	0,0	0,0	0,8
18	6,7	0,0	0,8	0,0	5,0	79	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
19	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	80	5,8	1,7	0,0	0,0	5,0
20	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	81	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
21	2,5	0,0	0,8	0,0	0,8	82	2,5	0,0	0,0	0,0	0,8
22	5,0	0,0	0,8	0,0	4,2	83	0,8	0,0	0,0	0,0	0,0
23	2,5	1,7	0,0	0,0	0,8	84	6,7	5,0	0,0	0,0	3,3
24	2,5	0,0	0,0	0,0	4,2	85	6,7	5,8	0,0	0,0	6,7
25	1,7	0,0	0,0	0,0	0,8	86	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
26	0,8	0,0	0,0	0,0	0,8	87	5,8	1,7	0,0	0,0	5,0
27	5,0	0,0	0,0	0,0	2,5	88	6,7	1,7	0,8	0,0	5,0
28	5,0	1,7	0,0	0,0	2,5	89	0,8	3,3	0,0	0,0	0,8
29	0,8	1,7	0,0	0,0	0,8	90	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
30	2,5	0,0	0,0	0,0	2,5	91	0,8	0,0	0,0	0,0	0,0
31	0,8	0,0	0,0	0,0	0,8	92	0,8	0,0	0,8	0,0	0,8
32	6,7	2,5	0,0	0,0	5,0	93	0,8	0,0	0,0	0,0	0,8
33	0,8	0,8	0,0	0,0	0,8	94	0,8	2,5	0,0	0,0	0,8
34	2,5	2,5	0,0	0,0	0,8	95	6,7	2,5	0,8	0,0	0,8
35	0,8	0,0	0,0	0,8	0,8	96	8,3	8,3	0,0	0,0	6,7
36	12,5	1,7	0,8	0,0	9,2	97	6,7	5,8	0,0	0,0	5,0
37	0,8	0,0	0,0	0,0	0,0	98	0,8	2,5	0,0	0,0	0,8
38	2,5	2,5	0,0	0,0	0,8	99	0,8	0,0	0,0	0,0	0,8
39	14,2	10,0	0,0	0,0	10,0	100	10,8	6,7	0,8	0,0	6,7
40	25,0	12,5	0,0	5,8	12,5	101	5,8	2,5	0,0	0,8	5,0
41	2,5	1,7	0,0	0,0	0,8	102	38,3	2,5	0,8	23,3	20,0
42	11,7	2,5	1,7	0,0	12,5	103	0,8	0,0	0,0	0,0	0,8
43	0,8	0,0	0,0	0,0	0,8	104	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
44	29,2	8,3	1,7	0,0	23,3	105	2,5	5,8	0,0	0,0	0,8
45	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	106	2,5	5,8	0,0	0,8	0,8
46	0,8	0,0	0,0	0,0	0,0	107	0,8	0,0	0,0	0,0	0,0
47	6,7	0,0	0,8	0,0	2,5	108	3,3	0,0	0,0	0,0	0,8
48	0,8	0,0	0,0	0,0	0,8	109	0,8	1,7	0,0	0,0	0,8
49	0,8	0,0	0,0	0,0	0,8	110	0,8	5,8	0,0	0,0	0,8
50	2,5	0,0	0,0	0,0	0,8	111	1,7	1,7	0,0	7,5	0,8
51	6,7	0,0	0,0	0,0	3,3	112	2,5	0,0	0,0	3,3	2,5
52	0,8	0,0	0,0	0,0	0,8	113	0,8	6,7	0,0	0,0	0,8
53	5,8	0,8	0,0	0,0	4,2	114	0,8	0,0	0,8	0,0	0,8
54	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	115	2,5	0,0	0,0	0,0	0,8
55	5,8	0,0	0,8	0,0	3,3	116	0,8	0,0	0,0	0,0	0,0
56	5,0	0,8	0,8	0,0	0,8	117	11,7	2,5	0,0	6,7	1,7
57	0,8	0,0	0,0	0,0	0,8	118	0,8	0,0	0,0	0,0	0,0
58	5,8	0,0	0,8	0,0	0,8	119	5,0	5,8	0,0	0,0	0,8
59	0,8	0,0	0,0	0,0	0,0	120	5,8	0,0	0,0	0,0	0,8
60	10,0	5,8	0,0	0,0	5,0	121	0,8	0,0	0,0	0,0	0,8
61	0,8	0,0	0,0	0,0	0,0						

Legenda - Delineamento: 1 - Látice, 2 - BA1, 3 - BA2, 4 - BA3, 5 - DBC.

Tabela 33. Índice de performance (%) de Fasoulas para todas as estratégias de análise de variância da circunferência à altura do peito do eucalipto em Posto da Mata.

No prog.	Delineamento					No prog.	Delineamento				
	1	2	3	4	5		1	2	3	4	5
1	0,0	0,0	0,8	0,0	0,0	62	21,7	0,0	0,8	13,3	21,7
2	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	63	1,7	1,7	28,3	0,0	1,7
3	0,0	0,0	0,8	0,0	0,0	64	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
4	0,0	0,0	0,8	0,0	0,0	65	0,0	0,0	0,8	0,0	0,0
5	0,8	0,0	0,8	0,0	0,8	66	0,0	0,0	0,8	0,0	0,0
6	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	67	6,7	0,0	2,5	0,0	6,7
7	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	68	32,5	2,5	4,2	0,0	31,7
8	24,2	0,0	8,3	36,7	22,5	69	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
9	1,7	4,2	0,0	0,0	1,7	70	3,3	0,0	0,8	13,3	2,5
10	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	71	0,8	0,0	0,8	0,0	0,8
11	0,0	0,0	0,8	0,0	0,0	72	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
12	0,0	0,0	0,8	0,0	0,0	73	10,8	0,0	3,3	0,0	10,8
13	0,8	0,0	0,8	0,0	0,8	74	47,5	0,0	22,5	13,3	47,5
14	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	75	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
15	68,3	25,8	6,7	45,8	68,3	76	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
16	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	77	0,0	0,0	11,7	0,0	0,0
17	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	78	77,5	7,5	50,0	8,3	77,5
18	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	79	0,8	0,0	0,0	0,0	0,8
19	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	80	18,3	0,8	0,8	3,3	18,3
20	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	81	1,7	0,0	0,8	4,2	1,7
21	47,5	5,0	7,5	13,3	47,5	82	3,3	0,0	0,8	0,0	3,3
22	0,8	0,0	0,8	0,0	0,8	83	0,0	0,0	0,8	0,0	0,0
23	0,8	0,0	2,5	0,0	0,8	84	0,8	0,0	0,8	0,0	0,8
24	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	85	33,3	0,0	16,7	0,8	33,3
25	0,8	0,0	0,8	0,0	0,8	86	0,0	0,0	0,0	4,2	0,0
26	1,7	0,0	10,0	0,0	1,7	87	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
27	7,5	1,7	1,7	0,0	7,5	88	1,7	0,0	0,8	42,5	1,7
28	6,7	0,0	0,8	0,0	6,7	89	1,7	0,0	16,7	0,0	1,7
29	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	90	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
30	1,7	1,7	0,8	0,0	1,7	91	0,0	0,0	0,8	0,0	0,0
31	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	92	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
32	1,7	0,0	0,8	5,0	1,7	93	20,8	0,8	7,5	0,0	20,8
33	0,0	0,0	0,8	0,0	0,0	94	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
34	0,0	0,0	0,8	0,0	0,0	95	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
35	0,8	0,0	0,8	2,5	0,8	96	0,0	0,0	0,8	0,0	0,0
36	10,8	5,0	0,0	8,3	10,8	97	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
37	0,0	0,0	0,8	0,0	0,0	98	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
38	0,0	0,0	1,7	0,0	0,0	99	1,7	0,0	0,8	0,0	1,7
39	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	100	5,0	1,7	5,8	0,8	5,0
40	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	101	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
41	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	102	0,0	0,0	0,8	0,0	0,0
42	1,7	0,0	0,8	0,0	1,7	103	9,2	0,0	10,0	5,0	8,3
43	13,3	2,5	1,7	0,0	13,3	104	0,0	0,0	0,8	0,0	0,0
44	10,8	5,0	6,7	0,0	10,8	105	7,5	1,7	0,8	5,0	7,5
45	0,0	0,0	0,8	0,0	0,0	106	0,0	0,0	0,8	0,0	0,0
46	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	107	6,7	5,8	0,8	0,0	6,7
47	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	108	38,3	5,0	0,8	4,2	38,3
48	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	109	15,8	23,3	0,8	0,0	15,8
49	0,0	0,0	0,8	0,0	0,0	110	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
50	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	111	1,7	0,0	0,8	8,3	1,7
51	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	112	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
52	0,0	0,0	6,7	0,0	0,0	113	15,0	4,2	0,8	0,0	15,0
53	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	114	0,0	0,0	0,8	0,0	0,0
54	0,0	0,0	0,8	0,0	0,0	115	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
55	0,8	0,0	5,0	0,0	0,8	116	0,0	0,0	0,8	0,0	0,0
56	0,0	0,0	0,8	0,0	0,0	117	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
57	5,8	0,8	0,8	4,2	5,8	118	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
58	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	119	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
59	50,0	4,2	5,8	17,5	50,0	120	0,0	0,0	0,8	0,0	0,0
60	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	121	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
61	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0						

Legenda - Delineamento: 1 - Látice, 2 - BA1, 3 - BA2, 4 - BA3, 5 - DBC.

APÊNDICES

Apêndice 1. Médias da produção de grãos (g/parcela) do feijoeiro das progênes obtidas a partir da análise de variância conjunta no delineamento em látice.

Progênie	Média	Progênie	Média	Progênie	Média
1	186,64	42	155,62	83	141,67
2	232,30	43	146,52	84	175,39
3	166,87	44	145,46	85	207,01
4	166,76	45	215,41	86	223,69
5	176,67	46	216,90	87	145,43
6	211,26	47	249,80	88	121,03
7	208,32	48	187,19	89	196,26
8	129,10	49	192,11	90	249,42
9	232,45	50	205,03	91	203,98
10	141,68	51	158,75	92	138,87
11	224,79	52	176,20	93	169,62
12	215,62	53	132,05	94	172,54
13	303,77	54	128,78	95	188,76
14	126,67	55	186,05	96	152,88
15	234,06	56	188,09	97	195,40
16	183,14	57	191,25	98	245,47
17	222,73	58	174,98	99	196,07
18	162,29	59	172,37	100	278,14
19	207,24	60	224,79	101	226,30
20	239,75	61	177,71	102	255,86
21	171,49	62	218,10	103	209,09
22	152,09	63	221,38	104	174,84
23	195,78	64	190,56	105	225,26
24	183,11	65	223,13	106	211,48
25	132,67	66	249,57	107	168,93
26	175,89	67	198,73	108	300,61
27	232,48	68	126,89	109	232,35
28	194,57	69	211,45	110	155,45
29	266,62	70	185,51	111	171,38
30	179,07	71	224,59	112	221,20
31	164,09	72	175,84	113	204,93
32	186,66	73	139,56	114	134,82
33	153,09	74	206,18	115	138,91
34	223,98	75	176,20	116	166,83
35	217,97	76	185,43	117	228,05
36	211,70	77	196,87	118	148,00
37	177,43	78	249,55	119	229,68
38	186,51	79	152,71	120	153,92
39	150,27	80	205,61	121	235,35
40	271,49	81	216,33		
41	126,44	82	154,58		

Apêndice 2. Médias da circunferência à altura do peito (cm/planta) do eucalipto aos 19 meses das progênie obtidas a partir da análise de variância conjunta no delineamento em látice.

Progênie	Média	Progênie	Média	Progênie	Média
1	17,41	42	19,66	83	16,56
2	19,20	43	18,39	84	19,82
3	17,63	44	21,84	85	20,42
4	18,10	45	14,53	86	15,05
5	18,75	46	15,47	87	17,91
6	17,16	47	17,79	88	20,44
7	16,20	48	16,21	89	18,31
8	17,98	49	16,92	90	15,34
9	19,69	50	16,85	91	14,72
10	17,30	51	17,17	92	15,49
11	18,55	52	16,78	93	17,84
12	16,98	53	17,16	94	17,28
13	19,56	54	14,35	95	17,75
14	17,32	55	20,05	96	17,98
15	22,41	56	17,49	97	18,62
16	17,31	57	18,61	98	15,68
17	16,92	58	17,00	99	18,08
18	16,86	59	19,06	100	20,33
19	13,67	60	18,95	101	17,52
20	15,09	61	15,99	102	18,44
21	20,14	62	19,10	103	17,88
22	19,09	63	17,04	104	14,93
23	18,54	64	15,04	105	18,53
24	16,55	65	17,36	106	18,34
25	17,05	66	16,77	107	17,56
26	18,77	67	17,21	108	17,98
27	20,02	68	19,03	109	18,17
28	18,30	69	17,04	110	17,21
29	16,98	70	19,37	111	16,86
30	19,05	71	19,15	112	17,38
31	15,10	72	14,75	113	18,64
32	20,10	73	18,43	114	16,04
33	16,41	74	16,58	115	16,42
34	16,53	75	14,77	116	17,14
35	17,41	76	16,27	117	17,86
36	19,24	77	14,48	118	16,97
37	16,24	78	18,96	119	16,28
38	18,04	79	13,71	120	17,50
39	20,21	80	21,47	121	16,49
40	18,92	81	17,18		
41	17,38	82	18,37		

Apêndice 3. Médias da circunferência à altura do peito (cm/planta) do eucalipto aos 26 meses das progênie obtidas a partir da análise de variância conjunta no delineamento em látice.

Progênie	Média	Progênie	Média	Progênie	Média
1	27,64	42	30,18	83	25,44
2	26,54	43	27,81	84	28,59
3	27,41	44	32,01	85	31,34
4	26,28	45	22,02	86	21,14
5	27,73	46	24,23	87	27,41
6	26,50	47	26,32	88	28,99
7	25,15	48	23,93	89	27,26
8	28,27	49	25,25	90	22,77
9	29,09	50	24,95	91	24,63
10	25,96	51	26,46	92	24,56
11	27,52	52	25,29	93	29,09
12	25,30	53	25,94	94	26,08
13	28,28	54	22,74	95	26,74
14	25,79	55	28,43	96	27,44
15	33,56	56	26,17	97	27,57
16	26,33	57	27,54	98	24,90
17	25,63	58	26,04	99	27,80
18	24,94	59	29,10	100	30,50
19	21,56	60	27,96	101	27,28
20	22,67	61	24,44	102	29,97
21	30,69	62	28,31	103	27,87
22	27,91	63	27,95	104	24,10
23	27,76	64	24,12	105	29,37
24	25,54	65	25,35	106	27,17
25	27,10	66	25,84	107	27,50
26	27,03	67	26,37	108	30,71
27	29,47	68	31,08	109	28,20
28	29,46	69	26,69	110	25,24
29	25,68	70	29,85	111	27,91
30	28,07	71	28,65	112	25,71
31	25,11	72	22,25	113	28,79
32	28,92	73	28,42	114	23,89
33	25,72	74	27,27	115	24,77
34	25,81	75	22,52	116	25,66
35	26,70	76	26,27	117	27,03
36	31,07	77	22,90	118	23,82
37	25,05	78	32,08	119	25,61
38	27,06	79	23,78	120	27,15
39	29,10	80	30,25	121	25,24
40	29,52	81	26,06		
41	25,59	82	28,59		