

FERNANDO DE LELLIS GARCIA BERTOLUCCI

NOVAS ALTERNATIVAS DE TAMANHO E FORMA DA  
PARCELA EXPERIMENTAL PARA AVALIAÇÃO DE  
PROGÊNIES DO FEIJOEIRO

Dissertação apresentada à Escola Superior de Agricultura de Lavras, como parte das exigências do Curso de Pós-Graduação em Agronomia, área de Concentração em Genética e Melhoramento de Plantas, para obtenção do grau de "MESTRE".

ESCOLA SUPERIOR DE AGRICULTURA DE LAVRAS

LAVRAS - MINAS GERAIS

1990

FERNANDO DE LELIS GARCIA BERTOLUCCI

NOVAS ALTERNATIVAS DE TAMANHO E FORMA DA  
PARCELA EXPERIMENTAL PARA AVALIAÇÃO DE  
PROGÊNIES DO FEIJOEIRO

Dissertação apresentada à Escola Superior  
de Agricultura de Lavras, como parte das  
exigências do Curso de Pós-Graduação  
em Agronomia, área de Concentração  
em Genética e Melhoramento de Plantas,  
para obtenção do grau de "MESTRE".

[REDACTED]

ESCOLA SUPERIOR DE AGRICULTURA DE LAVRAS

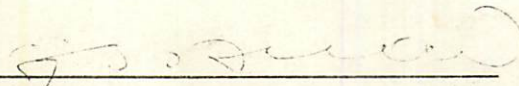
LAVRAS - MINAS GERAIS

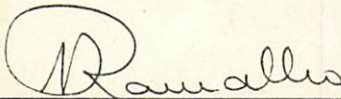
1990

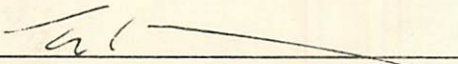


NOVAS ALTERNATIVAS DE TAMANHO E FORMA DA PARCELA EXPERIMENTAL  
PARA AVALIAÇÃO DE PROGÊNIES DO FEIJOEIRO

APROVADA:

  
\_\_\_\_\_  
Gilnei de Souza Duarte  
Orientador

  
\_\_\_\_\_  
Magno Antonio Patto Ramalho

  
\_\_\_\_\_  
Toshio Igue

A meu pai **Geraldo**, que, mesmo tendo partido cedo, pôde deixar um exemplo que hoje se faz presente em todos os momentos de minha vida.

À minha mãe **Marly**, que com sua sabedoria, bondade e paz soube marcar os traços de minha personalidade.

Aos meus irmãos **Júnior** e **Adriana**, que nunca deixaram faltar sua amizade, companheirismo e incentivo.

À minha esposa **Joana**, que além de repartir comigo sua vida, repartiu também grande parte deste trabalho.

DEDICO



## AGRADECIMENTOS

A DEUS, inspiração maior deste trabalho.

À minha mãe, esposa, irmãos, sogros e cunhados, cuja força e orações representaram um constante incentivo ao cumprimento de mais esta etapa de minha vida.

À Escola Superior de Agricultura de Lavras (ESAL), na pessoa de todos os seus funcionários, pelo saudável convívio durante os cursos de graduação e pós-graduação.

À Coordenadoria de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES), pela concessão da bolsa de estudos durante o curso.

Ao Conselho Nacional de desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq), pelo auxílio financeiro concedido para condução dos experimentos.

À Mannesmann F<sub>1</sub>-E<sub>2</sub> Florestal Ltda., pelo apoio para o efetivo término deste trabalho.

Ao professor Gilnei de Souza Duarte, pelas valiosas con

tribuições à minha formação profissional e pela amizade sempre demonstrada durante o meu trabalho como monitor do Departamento de Ciências Exatas da ESAL.

Ao professor Magno Antônio Patto Ramalho, cuja disponibilidade, inteligência e zelo profissional, sempre foram para mim motivo de profunda amizade e exemplo de vida.

Ao Dr. Toshio Igue, pela amizade e importantes sugestões apresentadas para a melhoria deste trabalho.

Aos professores César Augusto Brasil Pereira Pinto e João Bosco dos Santos, pelo constante apoio e troca de experiências, além do conhecimento transmitido ao longo do curso.

Ao professor Luís Henrique de Aquino, sempre presente com seus incentivos e conhecimentos.

Ao professor Paulo César Lima, pela elaboração do programa para sorteio das parcelas na primeira etapa deste trabalho.

Aos colegas do curso de Mestrado, Renzo, Takeda, Nivaldo e Manoel, pelo companheirismo, amizade e partilha de idéias.

Ao colega de curso e companheiro de empresa, Hélder, pelas sugestões e auxílio, especialmente na fase de elaboração desta tese.

Aos demais companheiros da Mannesmann, Claret, Érico, Sebastião, Clóvis, Maluf, Peter, Guilherme, José Antônio, Ricardo, Luís Eduardo, Paulo Quintaes, Geraldo Magela, Regina e Carli



nhos, que muito me ajudaram através de auxílios diretos e incentivos.

Aos outros funcionários da Mannesmann F<sub>1</sub>- E<sub>2</sub> Florestal, especialmente aos companheiros do Departamento de Pesquisa.

Aos trabalhadores de campo, Jurandir, Neinha, Biu, Leninha e outros, que prestaram seu auxílio para o bom êxito da condução dos experimentos.

A todos que, de uma forma ou de outra, muitas vezes anonimamente, contribuíram para que fosse alcançado mais este objetivo de minha vida.

## BIOGRAFIA DO AUTOR

**FERNANDO DE LELLIS GARCIA BERTOLUCCI** nasceu em Lavras-MG, no dia nove de agosto de 1965. Concluiu o curso de primeiro grau em 1980, pela Escola Estadual Dr. João Batista Hermeto. Em 1983 terminou o segundo grau no Instituto Gammon, ingressando, no ano seguinte, no curso de Agronomia da Escola Superior de Agricultura de Lavras. Durante o curso de graduação desenvolveu trabalhos e foi monitor nos departamentos de Fitossanidade e Ciências Exatas. Em 1988 iniciou, na mesma Escola, o curso de Mestrado em Agronomia, com área de concentração em Genética e Melhoramento de Plantas. No ano seguinte foi admitido pela Mannesmann F<sub>1</sub>-E<sub>2</sub> Florestal, exercendo, a partir de então, o cargo de pesquisador do setor de Genética e Tecnologia de Sementes daquela Empresa.



## SUMÁRIO

1.	INTRODUÇÃO .....	1
2.	REFERENCIAL TEÓRICO .....	4
2.1.	Fatores que afetam a precisão experimental .....	4
2.2.	Erro nas estimativas e sua implicação com as estimativas de parâmetros genéticos e fenotípicos ....	7
2.3.	Tamanho e forma da parcela experimental .....	8
2.4.	O efeito bordadura .....	17
2.5.	Algumas formas e tamanhos alternativos de parcela experimental .....	20
2.6.	Número de repetições .....	23
3.	MATERIAL E MÉTODOS .....	27
3.1.	Primeira etapa: simulação de 16 combinações de tamanho e forma da parcela experimental .....	27
3.2.	Segunda etapa: comparações entre quatro tipos de parcela promissores .....	30
3.3.	Análise estatística dos dados .....	32
3.3.1.	<i>Análise dos tipos de parcela simulados na primeira etapa</i> .....	32

	ix
4. RESULTADOS .....	39
4.1. Simulação de tamanhos e formas das parcelas .....	39
4.2. Avaliação de tipos de parcela considerados promissores .....	53
5. DISCUSSÃO .....	65
6. CONCLUSÕES .....	85
7. RESUMO .....	87
8. SUMMARY .....	90
9. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS .....	92



## LISTA DE TABELAS

Tabela	Página
1 Hábito de crescimento, cor do tegumento da semente, ciclo vegetativo e peso de sementes das 36 cultivares utilizadas no trabalho .....	29
2 Esquema das análises de variância para produção de grãos do feijoeiro, utilizando os totais de parcelas	34
3 Resumo das análises de variância das parcelas de uma linha e estimativas de parâmetros genéticos e fenotípicos, para a produção de grãos (kg/ha) - Lavras (MG), 1988/1989 .....	40
4 Resumo das análises de variância das parcelas de duas linhas e estimativas de parâmetros genéticos e fenotípicos para a produção de grãos (kg/ha) - Lavras (MG), 1988/1989 .....	41
5 Resumo da análise de variância conjunta da produção de grãos (kg/ha) das cultivares nos 16 tipos de parcelas simulados - Lavras (MG), 1988 .....	46

## Tabela

## Página

6	Eficiência de seleção estimada (%) em relação à parcela padrão (4,8 x 1,0 m) - primeira etapa - Lavras (MG), 1988 .....	48
7	Eficiência de seleção média (%) em cada proporção selecionada, considerando as parcelas de uma e duas linhas - Lavras (MG), 1988 .....	48
8	Redução em área e eficiência de seleção média para cada um dos tamanhos de parcela simulados - Lavras (MG), 1988 .....	49
9	Índices de performance (%) de Fasoulas para os 16 experimentos simulados - Lavras (MG), 1988 .....	51
10	Índice de diferenciação (D) de Fasoulas para os experimentos envolvendo os 16 tamanhos de parcela - Lavras (MG), 1988 .....	53
11	Resumo das análises de variância e parâmetros genéticos e fenotípicos para a produção de grãos (kg/ha) - experimentos com seis repetições - Lavras (MG), 1988/89 .....	55
12	Resumo das análises de variância e parâmetros genéticos e fenotípicos para a produção de grãos (kg/ha) - experimentos com três repetições - Lavras (MG), 1988/89 .....	56

## Tabela

## Página

13	Resumo das análises de variância e parâmetros genéticos e fenotípicos para a produção de grãos (kg/ha) - simulação para três repetições - Lavras (MG), 1988/89 .....	58
14	Resumo das análises conjuntas dos quatro experimentos avaliados na segunda etapa - produção de grãos (kg/ha) - Lavras (MG), 1988/89 .....	60
15	Resumo das análises conjuntas dos experimentos de seis repetições nas duas épocas - produção de grãos (kg/ha) - Lavras (MG), 1988/89 .....	61
16	Resumo das análises conjuntas dos experimentos de três repetições nas duas épocas - produção de grãos (kg/ha) - Lavras (MG), 1988/89 .....	61
17	Eficiência de seleção estimada (%) em relação à parcela padrão (3 l x 2 m) - segunda etapa - Lavras (MG), 1988/89 .....	63
18	Índice de diferenciação (D) de Fasoulas para os experimentos da segunda etapa - Lavras (MG), 1988/89	63
19	Índice de performance (%) de Fasoulas para os experimentos avaliados na segunda etapa - Lavras (MG), 1988/89 .....	64

## Tabela

20	Ganho esperado com a seleção (GS) para a produção do feijoeiro empregando diferentes tamanhos de parcela - Lavras (MG), 1988 .....	82
----	--	----



## 1. INTRODUÇÃO

No programa de melhoramento de qualquer cultura, a precisão com que são avaliadas as progênies é fundamental para o sucesso com a seleção. Dessa forma, uma adequada técnica experimental é imprescindível. 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. Diversos autores discutem esses aspectos envolvendo várias culturas: KEMPTHORNE (1957); STEEL & TORRIE (1960); LE CLERG (1967); EBERHART (1970); STORCK (1979); GIRÓN (1981); HALLAUER & MIRANDA FILHO (1981); PORTO & VERNETTI (1981); ZIMMERMANN (1982).

Dentre esses fatores, a recomendação do melhor tamanho e da forma mais conveniente da parcela experimental tem recebido a atenção de vários pesquisadores, SMITH (1938); SENTZ (1958); BRIM & MASON (1959); HATHEWAY (1961); SCHUTZ & BRIM (1967); ARIAS (1972); IGUE et alii (1972); GREEN et alii (1975); LUGO (1977); PORTO & VERNETTI (1981); MAURO (1984); PIMENTEL GOMES (1984); CHAVES (1985); VOYSEST (1985); CARNIELLI (1988); MARTIN et alii (1990).



Além da precisão experimental os melhoristas devem considerar, quando da escolha do tamanho das parcelas, que essas forneçam estimativas não tendenciosas para os caracteres em estudo além de, na medida do possível, ocupar pouco espaço, permitindo assim que um grande número de cultivares seja avaliado com menor exigência de mão-de-obra, MAURO (1984). Deve ser salientado também que, na escolha de uma unidade experimental apropriada, outros aspectos de natureza econômica, estatística e prática devem ser considerados, FEDERER (1955); VOYSEST (1985).

Examinando o caso específico do feijoeiro, nos experimentos de competição de cultivares conduzidos nas condições do sul de Minas Gerais, tem-se adotado uma parcela de 5 m<sup>2</sup>, isto é, duas linhas de 5 m, com três repetições, seguindo recomendação proposta por RAMANHO et alii (1977). No entanto, apesar desta recomendação, em algumas situações o seu uso é inviável, especialmente quando se está avaliando progênies das primeiras gerações após a hibridação, em que a disponibilidade de sementes é pequena. Esta pequena quantidade de sementes, aliada à necessidade de um número razoável de repetições e de que as avaliações sejam conduzidas em diferentes locais, inviabiliza a avaliação das progênies utilizando parcelas do tamanho recomendado.

Para atenuar esse problema a maioria dos melhoristas, nas gerações iniciais, realizam apenas a seleção fenotípica a nível de planta. O emprego dessa prática é duvidoso, haja visto a existência de trabalhos que têm mostrado a baixa eficiência da seleção visual, PATIÑO & SINGH (1988). Além do mais, a seleção

visual massal não considera a interação das progênes x ambientes, o que evidentemente é um fator limitante, uma vez que ela tem sido constatada na cultura do feijoeiro, ABREU (1989); TAKE-DA (1990).

Uma alternativa para diminuir o problema seria a utilização de parcelas experimentais menores. Considerando que essa prática tem sido pouco utilizada para a cultura do feijoeiro foi realizado o presente trabalho com o objetivo de identificar novas alternativas de forma e tamanho de parcela, visando a minimizar o gasto de sementes, possibilitando, assim, avaliar as progênes desde as gerações iniciais.

## 2. REFERENCIAL TEÓRICO

### 2.1. Fatores que afetam a precisão experimental

O fundamento de todo e qualquer programa de melhoramento genético é a identificação de combinações genotípicas superiores, capazes de apresentarem um bom desempenho nos plantios comerciais.

À medida em que as cultivares vão sendo melhoradas, as diferenças a serem detectadas no material tendem a se tornar gradativamente menores, fato comumente observado nos experimentos de avaliação de progênies. Para que o melhorista possa atingir seus objetivos é imprescindível a redução do erro experimental, pois só assim quaisquer pequenas variações entre as progênies poderão ser detectadas.

O erro experimental é a estimativa da variação não controlada ou aleatória que ocorre nos experimentos sendo, portanto, intimamente influenciado pela precisão com que os experimentos são conduzidos, CHAVES (1985). Diante disso o melhorista depara com um importante desafio nas fases de instalação e condução de



seus experimentos: minimizar o erro experimental, retirando de seus experimentos informações confiáveis, empregando para isso um mínimo de recursos, FEHR (1987). O mesmo autor ressalta que para transpor esse desafio é necessária uma cuidadosa escolha do local do experimento, do delineamento experimental, do tamanho e forma das parcelas, associada a uma criteriosa aplicação das práticas culturais e coleta dos dados.

Todas essas práticas podem ser adotadas com relativa facilidade quando o número de tratamentos é reduzido e as diferenças a se detectarem entre eles são grandes. Entretanto, na maioria dos casos relacionados com o melhoramento de plantas, essas duas situações dificilmente ocorrem. Normalmente é elevado o número de cultivares a serem avaliadas e, como já comentado, pequenas são as diferenças encontradas entre elas, dificultando a identificação das melhores combinações genotípicas.

A avaliação de um grande número de progênes, oriundas de um programa de melhoramento, constitui grande dificuldade para o melhorista, em função do espaço, do tempo e da mão-de-obra necessários para tal avaliação, MAURO (1984). Estas e outras dificuldades vão atuar, de maneira direta ou indireta, sobre a precisão e o custo dos experimentos. Dessa forma, sempre faz-se necessária a aplicação de técnicas experimentais corretas e bem planejadas, a fim de que a informação seja suficientemente precisa, para que as recomendações nela baseadas venham a assegurar o êxito da produção agrícola.



Para a aplicação de técnicas realmente eficientes é imprescindível que se conheçam os fatores que atuam de forma mais decisiva sobre a precisão dos experimentos. LE CLERG (1967) cita duas fontes principais de variação em experimentos de campo: a variabilidade genética do material experimental e a heterogeneidade do solo, sendo esta última a mais importante, no que concordam GOMEZ & GOMEZ (1984).

Muito embora existam outros fatores capazes de provocar variações aleatórias nos experimentos, GOMEZ & GOMEZ (1984) apresentam procedimentos com o objetivo de atenuar os problemas causados pela heterogeneidade do solo. Os dois autores argumentam que o melhorista deve ter habilidade para escolher uma boa área experimental, considerando alguns fatores que podem provocar e/ou maximizar diferenças de solo. Dentre esses, podem ser citados a presença de declividade motivando um gradiente de fertilidade, adubações e práticas culturais empregadas anteriormente na área, preparo de solo diferenciado devido à presença de estruturas permanentes como grandes árvores, postes e cercas e a presença de manchas de solo.

Considerando que é praticamente impossível conseguir áreas experimentais que sejam totalmente homogêneas e sem problemas, é imperativa a adoção de procedimentos que, na maior magnitude possível, diminuam e quantifiquem o erro experimental. Nesses procedimentos estão envolvidos critérios práticos e estatísticos, dos quais podem-se citar o tamanho e a forma da parcela, o número de repetições e o efeito da bordadura, além das possíveis



interações entre os genótipos e os ambientes aos quais eles estão submetidos.

## 2.2. Erro nas estimativas e sua implicação com as estimativas de parâmetros genéticos e fenotípicos

A finalidade básica de todo experimento é a obtenção de estimativas de parâmetros, especialmente a média, com a maior precisão possível, KEMPTHORNE (1957). Além da média o melhorista pode estar interessado em estimar outros parâmetros genéticos e fenotípicos, tais como a variância genética e seus componentes, a herdabilidade, a correlação genética e fenotípica entre caracteres e o ganho esperado com a seleção.

A partir das variâncias fenotípica e genética, uma estimativa que auxilia sobremaneira o trabalho dos melhoristas é a herdabilidade ( $h^2$ ). A herdabilidade estima quanto da variabilidade fenotípica é atribuída a causas genéticas, sendo de grande utilidade para comparação de trabalhos desenvolvidos sob diferentes condições. Além disso ela auxilia na escolha do melhor método para condução da população segregante e permite o estabelecimento de previsões quanto ao sucesso a ser obtido com a seleção, RAMALHO & VENCOSKY (1978).

Pode-se constatar na literatura, como citado por ABREU (1989), que tanto em relação às estimativas dos componentes da variância genética, como em relação à herdabilidade, há grandes discrepâncias. Uma das causas dessa variação nas estimativas é a



influência de fatores aleatórios, os quais, como já exposto, são resultado de uma precisão experimental abaixo dos níveis desejados.

Embora não existam muitas informações sobre os erros das estimativas dos parâmetros genéticos na cultura do feijoeiro, as disponíveis mostram que quase sempre eles são de magnitude elevada, atingindo, em muitos casos, valores superiores a 50% da estimativa do parâmetro, RAMALHO (1979-A); ABREU (1989); TAKEDA (1990).

### 2.3. Tamanho e forma da parcela experimental

O tamanho da parcela experimental para diferentes culturas, como já comentado, tem sido tema de discussão e estudo por parte de vários autores. Trata-se de uma característica particular dos experimentos, podendo variar segundo diversos fatores, citando-se a heterogeneidade do solo como principal, LUGO (1977). O mesmo autor comenta que, para se conhecer a magnitude da variação provocada pela heterogeneidade do solo, é interessante que se instale, previamente, no local, um ensaio de uniformidade ou ensaio em branco. VOYSEST (1985) define que os ensaios em branco consistem em se cobrir toda a extensão da área experimental desejada com apenas um material genético, submetendo todo o campo a práticas culturais idênticas. Posteriormente o ensaio é dividido em um certo número de parcelas, medindo a produção ou outra característica separadamente por parcela. Isso permite que ren-



dimentos de parcelas contíguas sejam somados para integrar parcelas de diferentes tamanhos e formas, propiciando uma avaliação da variabilidade provocada pelo solo e por outros fatores.

Diversos pesquisadores têm trabalhado com os ensaios de uniformidade em muitas culturas: WEBER & HORNER (1957); BRIM & MASON (1959) e JOSHI et alii (1973) em soja; ABRHAM & VACHHANI (1964) e AGARWAL & DESHPANDE (1967) em arroz; PAVATE & PATEL (1963) em fumo; SARDANA et alii (1967) em batata e RAMALHO et alii (1977) em feijão, são alguns exemplos.

Os ensaios de uniformidade, no entanto, são apenas um dos métodos utilizados para determinação do tamanho da parcela, sendo notadamente eficientes quando se considera a heterogeneidade do solo como principal fator de variação não controlada do experimento. Muitos outros fatores, porém, acabam sendo também determinantes do tamanho e forma da parcela. O que se deve considerar, de forma objetiva, é que o pesquisador, no momento da planificação de seus experimentos, deve contar com uma parcela tal que permita diminuir ao máximo o erro experimental e que seja capaz de detectar as diferenças que porventura existam entre os tratamentos, LUGO (1977).

Sabe-se, contudo, que muitos pesquisadores adotam tamanhos e formas de parcela sem considerar critérios estatísticos e econômicos, tomando por base apenas a literatura, a qual apresenta propostas de parcelas que levam em conta peculiaridades de região onde se conduz o experimento, LUGO (1977). Na verdade, co-



mo é ressaltado por FEDERER (1955), a literatura pode dar uma idéia da parcela a se empregar, mas os principais critérios a considerar são: questões de ordem prática, natureza do material experimental, número de tratamentos, variabilidade entre indivíduos dentro da parcela em relação à variabilidade entre parcelas e, finalmente, o custo por indivíduo em relação ao custo por unidade experimental. Todos esses critérios são analisados com detalhes por CHAVES (1985) e VOYSEST (1985).

Analisando resumidamente cada um desses critérios, CHAVES (1985) comenta, referindo-se aos problemas de ordem prática, que é necessário levar em consideração os sistemas de condução e colheita das parcelas. Outra questão relaciona-se com os experimentos de avaliação de progênies. Tais experimentos, muitas vezes, têm a sua área limitada devido à escassez de sementes. Para algumas culturas, a quantidade de sementes produzida por uma planta é demasiadamente pequena, sendo insuficiente para constituir parcelas grandes e/ou experimentos com o número de repetições desejado.

A natureza do material experimental, influenciando o tamanho da parcela, pode ser ilustrada pelo trabalho de LE CLERG et alii (1962), no qual os autores comentam que parcelas maiores são utilizadas em larga escala nas culturas perenes, forrageiras e milho. Já para cereais de grãos pequenos é prática comum adotar uma parcela de tamanho reduzido. Características inerentes à própria cultura também precisam ser consideradas, CHAVES (1985). De acordo com VOYSEST (1985), os experimentos devem agrupar cul-



tivares de características similares, as quais requerem diferentes tamanhos de parcela.

O número elevado de tratamentos, na maioria dos casos, acaba por demandar o uso de parcelas menores, LUGO (1977), evitando assim que os blocos se tornem excessivamente extensos. Mesmo adotando os delineamentos de blocos incompletos, o problema não desaparece, uma vez que, neste caso, torna-se necessário um maior número de repetições, o que dificilmente será possível devido à pequena disponibilidade de sementes. Deste modo, atenuando tanto o problema do tamanho dos blocos como do número de repetições, o uso de parcelas pequenas apresenta-se como uma solução, possibilitando a adoção de um maior número de repetições, conduzindo a uma precisão mais elevada na estimativa da variância residual, CHAVES (1985).

O quarto critério de interesse na determinação do tamanho e forma da parcela é a variabilidade entre indivíduos dentro da parcela em relação à variabilidade entre parcelas. Como ressaltado por LUGO (1977), é princípio fundamental do experimentador tentar controlar ao máximo a variabilidade que não é estimada pelo delineamento empregado. No entanto, o próprio autor pondera que há certas variações que são até certo ponto incontroláveis. Há certos materiais genéticos que são, por natureza, mais homogêneos, enquanto há outros que sempre apresentam uma heterogeneidade de difícil controle.

Além da variação genética entre plantas dentro da par-

cela, em algumas culturas é comum se observar variações entre parcelas, muitas vezes influenciadas pelo efeito de uma parcela adjacente sobre outra, caracterizando a necessidade do uso de linhas de bordadura ou, no mínimo, do uso de parcelas com forma tendendo mais para quadrada. No caso da cultura do feijoeiro, por exemplo, VOYSEST (1985) observa que há uma grande variação entre os genótipos, variação esta que pode, muitas vezes, conceder vantagens de um material sobre o outro. Cultivares de hábito de crescimento indeterminado, como os tipos II e III, quando plantados em parcelas adjacentes, podem mesclar mecanicamente suas guias. Trata-se, portanto, de um fator que provoca variações de difícil controle.

Finalizando o estudo dos fatores que afetam o tamanho da parcela, um fator que tem recebido a atenção de vários autores é a relação entre custo variável da parcela e o custo fixo, SMITH (1938); KOCH & RIGNEY (1951); FEDERER (1955); MEIER & LESMAN (1971). Apesar de HATHEWAY (1961) e STORCK (1979) argumentarem que o interesse básico do experimentador deve ser a precisão experimental e que fatores de custo não devem ser considerados na escolha do tamanho da parcela, há que se refletir muito sobre fatores econômicos, uma vez que chegar a resultados seguros e precisos, com economia de recursos de toda sorte, deve ser sempre encarado como um desafio para o pesquisador.

Como pode ser observado, estimar-se o tamanho e forma ideais de parcela é algo complexo, em virtude da quantidade de variáveis envolvidas no processo. Devido principalmente a isso,



muitos métodos têm sido propostos e testados, atuando com relativa eficiência, conforme a situação em que sejam aplicados. CHAVES (1985), apresenta um resumo acerca dos principais métodos para determinação do tamanho ótimo da parcela, o qual foi transcrito para o presente trabalho.

"O método de SMITH (1938) é o precursor de vários outros métodos. Baseia-se na relação entre a variância das médias de parcelas de diferentes tamanhos e o tamanho da parcela. Designando por  $V$  a variância entre as menores unidades de um ensaio em branco, isto é, sem efeitos de tratamentos, a variância entre médias de parcelas formadas aleatoriamente por  $x$  unidades básicas pode ser determinada por  $V_{\frac{V}{x}} = \frac{V}{x}$ . Se as parcelas são formadas escolhendo-se unidades adjacentes, há uma tendência de haver uma correlação entre as unidades de cada parcela, o que faz com que a variância entre médias de parcelas seja maior que na ausência desta correlação. Neste caso, a variância entre parcelas pode ser descrita por  $V_{\frac{V}{x}} = \frac{V}{x^b}$ , onde  $b$  corresponde a um índice de medida da variabilidade do solo. O coeficiente  $b$  pode assumir valores de 0 a 1, variando positivamente com o aumento da heterogeneidade do solo. Expressando na forma logarítmica a fórmula da variância entre parcelas, tem-se que  $\log V_{\frac{V}{x}} = \log V - b \log x$  e o valor de  $b$  pode ser calculado como um coeficiente de regressão linear. Para determinar o tamanho ótimo da parcela, SMITH (1938) utilizou o coeficiente  $b$  associado a fatores de custo. Designando por  $K_1$  a parte do custo que é proporcional ao número de parcelas por tratamento e por  $K_2$  a parte proporcional à área total por

tratamento, o tamanho ótimo da parcela é calculado por  $x = \frac{bK_1}{(1-b)K_2}$ .

Outro método, dos primeiros utilizados para se determinar o tamanho adequado da parcela, é o método da curvatura máxima, descrito por FEDERER (1955). Um experimento em branco é colhido em unidades de tamanho  $x$ . Unidades adjacentes são juntadas para formar diferentes tamanhos de parcela. Para cada tamanho de parcela é computado o coeficiente de variação, com base na variância entre parcelas e na média das parcelas. Os diferentes tamanhos de parcela ( $X$ ), com os respectivos coeficientes de variação ( $CV_X$ ) são plotados em um gráfico cartesiano e uma curva a mão livre é traçada unindo os pontos de coordenadas ( $X, CV_X$ ). O tamanho ótimo da parcela é considerado como sendo o valor da abcissa, correspondente ao ponto de curvatura máxima da curva, ponto este determinado graficamente, por inspeção. Duas limitações são consideradas por FEDERER (1955), neste método: a) O custo relativo dos diferentes tamanhos de parcela não é considerado; b) o ponto de curvatura máxima não é independente da menor unidade escolhida ou da escala de medida utilizada.

A fim de eliminar os problemas de tendenciosidade, acarretados pelas restrições levantadas por FEDERER (1955), LESSMAN & ATKINS (1963) propuseram uma modificação no método da curvatura máxima, através da combinação deste método com o método de SMITH (1938). Pelo novo procedimento, chamado por STORCK (1979) de método da máxima curvatura modificado, uma equação que relaciona o desvio padrão entre parcelas ou o coeficiente de variação com o tamanho da parcela é determinada por regressão. A re-

gião da curvatura máxima é determinada algebricamente pela maximização do ângulo entre duas tangentes sucessivas à curva, para iguais incrementos no valor da abcissa. Ponderando-se o valor em encontrado pelo quociente entre os fatores de custo  $(\frac{K_1}{K_2})$ , o método apresentou resultados comparáveis ao método de SMITH (1938), para um ensaio de sorgo granífero.

Um refinamento no método algébrico de determinação do ponto de curvatura máxima foi apresentado por MEIER & LESSMAN (1971). Dada uma função  $y = f(x)$ , a curvatura em um ponto qualquer é dada por  $k = \frac{\pm y''}{(1+y'^2)^{3/2}}$ , sendo  $y'$  e  $y''$ , respectivamente, as derivadas de primeira e segunda ordem da função, no ponto considerado, THOMAS Jr. (1965). A curvatura é máxima no ponto em que a derivada de  $k$  em relação a  $x$  for zero. MEIER & LESSMAN (1971) determinaram que para a função  $y = a/x^b$ , o ponto de curvatura máxima corresponde à abcissa  $X_C = [a^2 b^2 (2b+k)] / (b+2)$  ".

Vários autores citam e trabalham com alguns desses métodos: PIGNATARO & GONÇALVES (1972); IGUE & MASCARENHAS (1974); JOSHI et alii (1973); MONSÓN et alii (1974); MONZÓN & PÉREZ (1972); DAVIS et alii (1981); MAURO (1984); VOYSEST (1985).

Embora existam diversos métodos de determinação do tamanho ótimo da parcela experimental, CHAVES (1985) chama atenção para o fato de que todos, via de regra, baseiam-se em dados obtidos de ensaios em branco. Isso, de certo modo, pode trazer problemas futuros nos casos de experimentos de campo em que material genético com diferentes hábitos de crescimento e ciclos vege-

tativos crescem em parcelas contíguas. Em tais casos, o tamanho e forma recomendados a partir de ensaios de uniformidade podem não se adequar perfeitamente, provocando estimativas não verdadeiras e/ou tendenciosas de parâmetros genéticos e fenotípicos de interesse.

Como pôde ser observado, os métodos de um modo geral são dirigidos à estimativa do melhor tamanho da parcela, não conferindo a devida atenção ao estudo da forma. Há indícios de que a forma da parcela tem menos influência do que o tamanho na diminuição do coeficiente de variação e, por conseguinte, na detecção das diferenças entre tratamentos, LUGO (1977). Entretanto, como a determinação do tamanho da parcela está intimamente relacionada com a sua forma, ambos os fatores devem ser considerados em todos os trabalhos sobre o assunto. Tal observação vem motivar, uma vez mais, a elaboração de estudos que não sejam baseados exclusivamente em métodos matemáticos para a escolha do melhor tipo de parcela, mas que considerem também critérios práticos e econômicos, além da experiência do pesquisador e das peculiaridades da cultura em questão.

Alguns fatores práticos, normalmente, são favorecidos pelo uso de parcelas mais retangulares do que quadradas, LUGO (1977). Algumas dessas práticas culturais são, por exemplo, a irrigação, a fertilização e o controle de plantas invasoras. No entanto, as questões de ordem prática em alguns casos podem sucumbir, devido à maior eficiência das parcelas quadradas em reduzir a variabilidade aleatória, especialmente nos casos de experimen-



tos com culturas em que parcelas adjacentes exercem mútua influência.

#### 2.4. O efeito bordadura

Como já ressaltado anteriormente, um dos fatores que incrementam o erro experimental é a heterogeneidade do solo, que pode provocar diferenças entre parcelas dentro de um mesmo bloco. No entanto, como comentam GOMEZ & GOMEZ (1984), a escolha correta do tamanho e da forma da parcela contribui decisivamente para reduzir as diferenças de uma parcela para outra dentro do bloco e, conseqüentemente, reduzir o erro experimental.

A forma da parcela está intimamente relacionada com a competição entre parcelas, a qual pode fazer com que a performance de determinado genótipo seja alterada pelo comportamento dos genótipos das parcelas adjacentes. A competição entre parcelas resulta de uma competição intergenotípica, ou seja, de uma habilidade que os genótipos apresentam de competir com outros, habilidade esta que varia de um material genotípico para outro, FEHR (1987). O mesmo autor destaca que o efeito de parcelas adjacentes é mais importante para avaliação de alguns caracteres que outros. Deste modo, somente através de uma experimentação apropriada um tipo de parcela pode ser identificado como sendo capaz de fornecer informações confiáveis para o caráter em estudo.

Os efeitos da competição entre parcelas podem ser evitados pelo uso de parcelas de linhas múltiplas, nas quais somen-

te as plantas das linhas centrais são avaliadas, FEHR (1987). A função das linhas externas ou linhas de bordadura é prevenir contra a influência de plantas de parcelas adjacentes sobre a performance das plantas localizadas nas linhas centrais. Este tipo de estruturação das parcelas de campo é comparado por FEHR (1987) a uma miniatura de um campo experimental, em que cada parcela com bordadura se constitui num pequeno campo livre do efeito do campo experimental vizinho.

Pelo exposto parece notório que o ideal seria sempre utilizar parcelas com bordadura para avaliação de todos os caracteres influenciados por competição entre parcelas. Todavia, o uso de bordadura acarreta, inevitavelmente, maior consumo de sementes e de área, o que em última instância provocará um incremento dos custos. FEHR (1987) comenta que o uso de parcelas de três linhas aumentará o consumo de sementes e área em dois terços, enquanto que este aumento será de um meio no caso de parcelas de quatro linhas, com avaliação apenas das duas linhas centrais. Tais aumentos tornam-se especialmente significativos nas situações em que um grande número de genótipos é avaliado, o que onera sobremaneira os custos de instalação e condução dos experimentos de campo. Por isso é imprescindível, para o pesquisador, trabalhar com formas alternativas de parcela, visando a atenuar o efeito de competição intergenotípica, sem que para isso tenha que aumentar excessivamente o espaçamento entre parcelas e/ou o número de linhas não mensuráveis.

Baseando-se nesta premissa, FEHR (1987) sugere o uso de

parcelas de duas ou mais linhas, porém considerando todas as linhas como úteis. Um genótipo crescido em parcela de linha única está sujeito à competição intergenotípica de ambos os lados. Se a parcela apresenta duas linhas ao invés de uma, a competição é reduzida à metade, em relação ao primeiro caso. E assim, sucessivamente, de tal forma que a competição entre parcelas não é totalmente eliminada, mas pode ser sensivelmente diminuída ao adotar-se parcelas de mais de uma linha, mesmo que todas sejam úteis.

Para o caso do feijoeiro, segundo ressaltam MUÑOZ et alii (1977), o uso de linhas de bordadura parece não ser uma prática muito generalizada. Além do fator custo, em muitos casos as fileiras de bordadura são evitadas porque implicam em maior área experimental, podendo ocasionar aumentos das diferenças entre parcelas, devido à dificuldade de se conseguir áreas muito grandes homogêneas, VELENTINI et alii (1988). Mesmo assim, no Centro Internacional de Agricultura Tropical - CIAT, o uso de bordaduras correspondentes a uma linha de cada lado da parcela e 0,50 m nas duas cabeceiras já foi uma prática comum nos experimentos de rendimento de feijão, de acordo com os relatos de MUÑOZ et alii (1977).

No Brasil, nos ensaios de competição entre cultivares de feijão, diversos autores têm utilizado o espaçamento de 0,50 m entre fileiras, sem bordadura lateral nas parcelas. Mesmo assim, VALENTINI et alii (1988) procuraram verificar se há efeito de bordadura quando são plantadas, lado a lado, cultivares de feijão de diferentes hábitos de crescimento e se o espaçamento de

plântio interfere nesse efeito. Utilizando três cultivares de hábitos de crescimento distintos, três espaçamentos entre fileiras e três tipos de bordadura, os autores concluíram que não houve efeito significativo das bordaduras sobre o rendimento, estande final, altura das plantas e índice de colheita.

## 2.5. Algumas formas e tamanhos alternativos de parcela experimental

Diversos fatores atuam sobre o tamanho e a forma da parcela, de acordo com o que está citado por FEHR (1987). O referido autor destaca alguns itens principais, como o caráter que está sendo avaliado, o nível de erro experimental considerado aceitável para a mensuração do caráter, o delineamento experimental e as características de crescimento da cultura.

Segundo o que foi apresentado nos tópicos anteriores, é possível observar a complexidade da escolha do melhor tamanho e forma para cada caso. Posto isso torna-se interessante estudar outros tipos alternativos de parcelas, os quais podem variar desde parcelas de uma única planta até parcelas grandes que necessitam, inclusive, dos mesmos equipamentos utilizados na colheita de culturas em escala comercial. Acerca deste assunto, FEHR (1987) apresenta uma revisão detalhada e comenta a utilização dos seguintes tipos de parcelas:

### - *Parcelas de planta única*

Técnica utilizada em grandes populações segregantes. O

espaçamento entre as plantas varia com a cultura. Um exemplo de delineamento que utiliza avaliação de uma única planta é o "Honeycomb", descrito em trabalhos de FASOULAS (1973, 1977, 1979). ROBERTSON & FREY (1987) comentam que o delineamento em "Honeycomb" é arranjado de tal forma que cada planta a ser avaliada cresce no centro de um hexágono, sendo os vértices do hexágono seis plantas vizinhas. Os autores ressaltam ainda que o "Honeycomb" foi criado no intuito de diminuir a variação fenotípica causada pela heterogeneidade do solo, através do ajustamento das medidas de cada planta, ajustamento esse promovido com base nas seis plantas vizinhas. Deste modo pretende-se eliminar a competição entre plantas e permitir uma completa expressão do potencial genotípico das cultivares avaliadas. Alguns exemplos de autores que trabalharam com esse delineamento são NIEHAUS (1981) e MITCHELL et alii (1982), em trabalhos com trigo.

O delineamento em "Honeycomb" não tem sido utilizado largamente pelos melhoristas porque, não obstante as vantagens que apresenta, requer mais trabalho na instalação e condução do experimento devido à difícil mecanização.

- *Parcelas de plantas múltiplas*

Técnica mais comumente utilizada pelos melhoristas de plantas, apresentando variações que vão desde microparcelas de covas ou de linhas curtas até parcelas grandes com muitas linhas compridas.

. **Microparcelas:** as parcelas pequenas minimizam a quan

tidade de sementes e de área requeridas, notadamente quando um grande número de cultivares são avaliadas. O número de plantas em uma microparcela difere de uma cultura para outra e, normalmente, todas as plantas da microparcela são dispostas em uma única cova. Assim, FREY (1965) utilizou 30 sementes por cova em aveia, enquanto GARLAND & FEHR (1981) adotaram doze sementes por cova em trabalho experimental com soja.

Diversos exemplos de microparcelsas de covas podem ser citados. Os tipos mais comuns são as parcelas de uma, cinco e nove covas, cujos esquemas estão ilustrados em FEHR (1987).

Embora apresente inegáveis vantagens, principalmente no que tange à economia de recursos, o uso de microparcelsas ainda é motivo de controvérsias entre os melhoristas, notadamente quando são utilizadas em experimentos de avaliação de produção de grãos. Enquanto alguns defendem a sua utilidade especialmente para eliminar progênies inferiores no primeiro ano da avaliação, outros questionam a confiabilidade dos dados obtidos a partir de microparcelsas, preferindo, em função disso, optar pelas parcelas de linhas tradicionais.

. **Parcelas de linha:** constitui-se no tipo comumente utilizado pelos melhoristas nos experimentos de avaliação de genótipos com repetições. O tamanho da parcela é determinado pelo número e comprimento das linhas, bem como pelo espaçamento entre elas. Um detalhe bastante importante a ser considerado é que a parcela utilizada para avaliação de cultivares nos primeiros es-



tágios de melhoramento é frequentemente menor que aquela empregada nos estágios mais avançados. Isso ocorre porque, com o avanço das gerações, a diferença entre as cultivares tenta a se estreitar, requerendo, por isso, um maior rigor experimental no intuito de discriminar corretamente os genótipos. Além disso, nos testes mais avançados o melhorista busca a adoção de uma parcela que se aproxime ao máximo das condições em que a cultura em questão será cultivada, por ocasião da recomendação comercial.

## 2.6. Número de repetições

O número de repetições está intimamente relacionado com o tamanho da parcela, uma vez que a área total de um experimento corresponde ao produto da área individual da parcela pelo número de tratamentos, com o resultado sendo multiplicado pelo número de repetições. Deste modo, considerando que a área experimental disponível é, em muitos casos, fixa e que o número de tratamentos normalmente reflete uma necessidade do pesquisador, torna-se de certa forma mais conveniente flexibilizar tamanho da parcela e número de repetições, variando um em função do outro. Seguindo este raciocínio STEEL & TORRIE (1960) comentam que o número adequado de repetições é mais fácil de ser obtido quando se trabalha com parcelas pequenas do que quando são utilizadas parcelas grandes.

O estudo do número de repetições tem sido alvo de trabalhos de diversos pesquisadores, sendo que vários deles concluí

ram que o aumento do número de repetições parece ser mais eficiente do que o aumento do tamanho da parcela no sentido de elevar a precisão experimental, HATHEWAY (1961); LE CLERG et alii (1962); THOMAS & ABOU-EL-FITTOUH (1968); STORCK (1979). HATHEWAY (1961), estudando a relação existente entre tamanho da parcela e número de repetições, propõe a existência de uma relação inversa entre ambos, ou seja, quanto maior o número de repetições utilizado menor deverá ser o tamanho da parcela experimental. Desta forma, para obter-se um dado grau de precisão pode-se fixar o tamanho da parcela e variar o número de repetições e vice-versa, VOYSEST (1985).

O estabelecimento do número ótimo de repetições é influenciado por muitos fatores, dos quais STEEL & TORRIE (1960) destacam como principais:

- **Grau de precisão desejado:** há uma correlação positiva entre número de repetições e precisão requerida. Isto pode ser visualizado na expressão que fornece o erro padrão da média. De acordo com essa expressão, tem-se que o erro padrão da média é igual a  $\sigma/\sqrt{r}$ , onde  $\sigma$  é o desvio padrão residual a nível de parcela e  $r$  o número de repetições. Portanto, quanto maior for  $r$ , menor será o erro padrão da média.
- **Heterogeneidade do solo:** como já foi comentado, a heterogeneidade do solo é a maior fonte de variabilidade do material experimental, podendo conduzir, em última instância, a uma menor precisão. Posto isso, pode-se concluir que para solos he



terogêneos é necessário um número maior de repetições do que o seria se o solo fosse mais homogêneo, para obter uma mesma precisão.

- **Número de tratamentos:** para um número menor de tratamentos, deve-se usar um maior número de repetições, de modo a aumentar a amostragem da população que está sendo testada. Por exemplo, dez tratamentos requerem menos repetições que dois tratamentos, para um mesmo grau de precisão.
- **Delineamento experimental:** a escolha de um delineamento experimental correto pode permitir ao melhorista uma maior flexibilidade na determinação do número de tratamentos e repetições. Notadamente quando se trabalha numa área experimental heterogênea, em que o erro experimental tende a aumentar, a escolha do delineamento é fundamental para que se consiga o desejado número de repetições.

Além de todos os fatores mencionados, atributos práticos podem limitar o número de repetições, tais como: dimensões da área experimental, disponibilidade de mão-de-obra e recursos. Também como já foi referido anteriormente, a quantidade de sementes, principalmente no caso de avaliação de progênies, dependendo do tamanho da parcela, pode vir a se tornar um sério obstáculo à adoção do adequado número de repetições.

Relacionando o número de repetições com o índice de heterogeneidade do solo de SMITH, com a variância estimada entre parcelas de uma unidade básica ( $V_1$ ) e com a variância entre mé -



dias de tratamentos ( $V_0$ ), GOMEZ & GOMEZ (1984) fornecem uma expressão matemática que estima o número ideal de repetições:

$$r = \frac{V_1}{(V_0) (x^b)}$$

onde  $x$  é o tamanho da parcela expresso em termos de número de unidades básicas. Como pode ser observado GOMEZ & GOMEZ (1984) consideram mais um fator além daqueles relacionados por STEEL & TORRIE (1960), o qual está relacionado com a variabilidade inerente ao material experimental.

### 3. MATERIAL E MÉTODOS

O trabalho foi conduzido em duas etapas. Na primeira foi instalado um experimento visando a avaliar, via simulação, 16 combinações de tamanho e forma da parcela experimental. Na segunda, as melhores combinações identificadas na primeira etapa foram avaliadas novamente, desta vez em experimentos isolados, visando a confirmação do seu desempenho superior.

#### 3.1. Primeira etapa: simulação de 16 combinações de tamanho e forma da parcela experimental

O experimento foi instalado no mês de fevereiro de 1988, em área experimental, localizada no Campus da Escola Superior de Agricultura de Lavras (ESAL), localizada na região Sul do Estado de Minas Gerais, a 910 m de altitude, 21°14'S de latitude e 45°00'W de longitude. A adubação de plantio foi de 200 kg/ha de 4-14-8 (N - P<sub>2</sub>O<sub>5</sub> - K<sub>2</sub>O), associada à aplicação do inseticida granutox (forato). Vinte dias após a emergência das plântulas, foi efetuada a adubação de cobertura, aplicando 150 kg/ha de sulfato de amônio. Durante a condução do experimento, necessitou-se de

irrigação suplementar em alguns períodos. Os demais tratamentos culturais foram os normais para a cultura.

Nesse experimento foram avaliadas 30 cultivares (Tabela 1, números 1 a 30) para se ter uma amostra representativa do germoplasma disponível do feijoeiro. Dessa forma, entre o material avaliado havia variação no hábito de crescimento, ciclo, resistência a doenças e produtividade, entre outros atributos. Procurou-se utilizar um material com essa divergência visando a simular uma condição de avaliação de progênies provenientes de um programa de hibridação, onde normalmente é observada uma ampla variabilidade para essas características.

O delineamento foi em blocos causalizados com seis repetições. A parcela experimental básica foi constituída de duas linhas de 4,8 m de comprimento, espaçadas entre si de 0,5 m, sem bordadura. Foram semeadas quinze sementes por metro linear, sendo três sementes por cova no espaçamento de 0,2 m.

Por ocasião da colheita, cada parcela foi subdividida em unidades básicas de uma linha de 0,6 metros, ou seja, três covas. Desse modo, em cada parcela foram obtidas 16 sub-amostras (Figura 1), as quais permitiram simular oito tamanhos de parcela, considerando uma linha e oito tamanhos com duas linhas. Essa simulação foi feita sempre de modo aleatório, isto é, para a parcela de 0,5 x 0,6 metros foi sorteada uma das sub-amostras. Para a de 0,5 x 1,2 metros, ou seja, uma linha com 1,2 metros de comprimento, foram sorteados pares de sub-amostras adjacentes. E as



Tabela 1. Hábito de crescimento, cor do tegumento da semente, ciclo vegetativo e peso de sementes das 36<sup>1/</sup> cultivares utilizadas no trabalho

Número	Cultivar	H.C. <sup>2/</sup>	C.T. <sup>3/</sup>	C.V. <sup>4/</sup>	P.S. <sup>5/</sup>
1	ESAL 364	II	Creme com estrias marrom-escuras	89-90	18
2	ESAL 506	III	Pardo	85-90	21
3	LM 30406	III	Róseo	85-90	19
4	Carioca 300 Vagens	III	Creme com estrias marrons	85-90	21
5	ESAL 567	II	Creme com estrias marrom-escuras	85-90	19
6	ESAL 547	III	Amarelo	85-19	36
7	LM 30330	III	Róseo	85-90	20
8	ESAL 565	II	Creme com estrias marrom-escuras	85-90	18
9	A-242	II	Creme com estrias marrons	85-90	21
10	ESAL 566	II	Creme com estrias marrom-escuras	85-90	18
11	ESAL 550	III	Amarelo claro	85-90	37
12	Carioca	III	Creme com estrias marrons	85-90	20
13	ESAL 568	II	Creme com estrias marrom-escuras	85-90	19
14	Pintado	III	Creme com estria vermelhas	85-90	39
15	Carioca 80	III	Creme com estrias marrons	85-90	19
16	ESAL 508	III	Creme com estrias marrons e halo amarelo	85-90	21
17	Rio Vermelho	II	Roxo	85-90	19
18	ESAL 507	III	Pardo	85-90	22
19	A-354	II	Amarelo claro	85-90	18
20	ESAL 501	III	Creme com estrias marrons e halo amarelo	85-90	21
21	ESAL 563	II	Creme com estrias marrom-escuras	85-90	19
22	ESAL 512	III	Creme com estrias marrons e halo amarelo	85-90	20
23	Jalo EEP	III	Amarelo claro	85-90	39
24	ESAL 569	II	Creme com estrias marrom-escuras	85-90	22
25	Milionário x Mulatinho	II	Mulato	85-90	16
26	CNF 10	II	Roxo claro	70	21
27	Preto 60 dias	I	Preto	65-70	32
28	CNF 261	II	Amarelo	70	21
29	Eriparza	I	Amarelo	65-70	29
30	Rio Tibagi	II	Preto	85-90	19
31	ESAL 511	III	Creme com estrias marrons e halo amarelo	85-90	23
32	Milionário	II	Preto	85-90	19
33	CNF 243	II	Bege	80	40
34	Carioca x Tu	I	Creme com estrias pretas	85-90	20
35	ESAL 580	II	Creme com estrias marrons	85-90	20
36	ESAL 583	II	Creme com estrias marrons	85-90	20

<sup>1/</sup> As seis últimas cultivares da Tabela (31-36) foram utilizadas apenas na segunda etapa do trabalho.

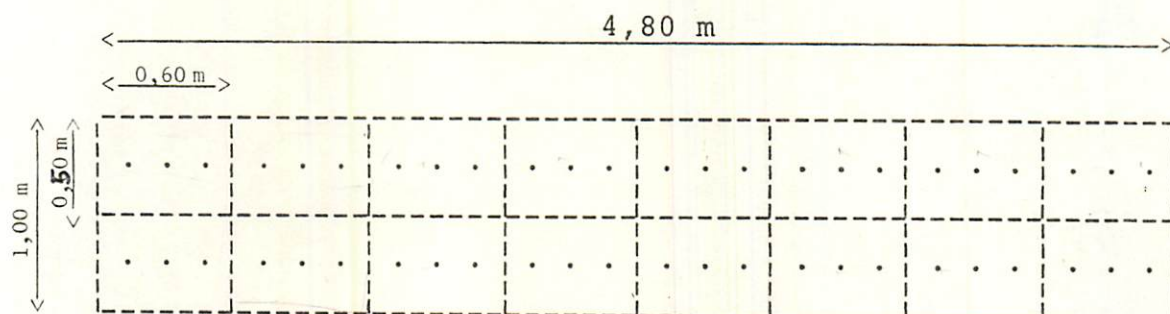
<sup>2/</sup> Hábito de crescimento, sendo: I - crescimento determinado; II - indeterminado, haste curta; III - indeterminado, haste longa.

<sup>3/</sup> Cor do tegumento da semente.

<sup>4/</sup> Ciclo vegetativo em dias após a emergência.

<sup>5/</sup> Peso de 100 sementes em gramas.

sim sucessivamente, até atingir o tamanho máximo de 1,0 x 4,8 metros que são duas linhas de 4,8 metros de comprimento.



- Cada ponto (.) representa uma cova com três plantas.

Figura 1. Representação esquemática da parcela experimental básica subdividida em 16 unidades de 0,6 x 0,5 m - Lavras (MG), 1988

### 3.2. Segunda etapa: comparações entre quatro tipos de parcela promissores

Visando a identificar uma tendência mais clara quanto à possibilidade de redução do tamanho da parcela experimental, foram conduzidos quatro experimentos, sendo um para cada tipo de parcela. Os quatro tipos escolhidos representaram três boas combinações advindas da primeira etapa e uma parcela com nove covas dispostas em três linhas, segundo esquema apresentado por FEHR (1987). Os experimentos foram instalados no mesmo local anteriormente citado, apresentando cada qual 36 cultivares (Tabela 1). A adubação e demais tratamentos culturais também obedeceram aos mesmos padrões mencionados para a primeira etapa.



Vale destacar que, nessa fase do trabalho, os experimentos foram instalados em duas épocas. A primeira foi no período de agosto a novembro de 1988, caracterizando o chamado "**plantio de inverno**" e a segunda foi no "**período da seca**", com o plantio sendo realizado em fevereiro de 1989. Em ambas as épocas houve necessidade de irrigação suplementar, porém a primeira época foi mais crítica quanto a esse aspecto, verificando-se uma acentuada escassez de chuvas, sendo necessário o uso da irrigação durante todo o ciclo da cultura.

O delineamento utilizado em todos os experimentos foi lâttice 6 x 6, sendo o número de repetições variável, de modo a tornar equivalente a área total ocupada pelos experimentos. Os tipos de parcela e os respectivos números de repetições foram os seguintes:

- **Experimento A:** parcela de uma linha de dois metros, seis repetições.
- **Experimento B:** parcela de uma linha de quatro metros, três repetições.
- **Experimento C:** parcela de duas linhas de dois metros, espaçadas entre si de 0,5 metros, três repetições.
- **Experimento D:** parcela com nove covas em três linhas de 0,6 metros, espaçadas entre si de 0,5 metros, seis repetições.



### 3.3. Análise estatística dos dados

#### 3.3.1. Análise dos tipos de parcela simulados na primeira etapa

Na primeira etapa do trabalho foram feitas 16 análises de variância, ou seja, uma para cada tamanho e forma simulados. Para as análises considerou-se a produção de grãos, em kg/ha. O esquema dessas análises, com as respectivas esperanças dos quadrados médios, considerando todos os efeitos como aleatórios, exceto a média, está apresentado na Tabela 2 e foi fundamentado no seguinte modelo matemático:

$$Y_{ij} = m + c_i + b_j + e_{(ij)}$$

onde:

$Y_{ij}$  : produção da cultivar  $i$  no bloco  $j$ ;

$m$  : média geral;

$c_i$  : efeito da cultivar  $i$ ;  $i = 1, 2, \dots, I$ ;

$b_j$  : efeito do bloco  $j$ ;  $j = 1, 2, \dots, J$ ;

$e_{(ij)}$  : erro experimental associado à observação  $Y_{ij}$ .

A seguir procedeu-se à análise de variância conjunta dos 16 tipos de parcela, baseando-se no modelo matemático apresentado a seguir, no qual foram considerados como fixos os efeitos da média e das parcelas, sendo os demais componentes aleatórios:

$$Y_{ik} = m + c_i + p_k + (cp)_{ik} + e_{(ik)l}$$

onde:

$Y_{ik}$  : produção da cultivar  $i$  na parcela  $k$ ;

$m$  : média geral;

$c_i$  : efeito da cultivar  $i$ ;  $i = 1, 2, \dots, I$ ;

$p_k$  : efeito da parcela  $k$ ;  $k = 1, 2, \dots, K$ ;

$(cp)_{ik}$  : efeito da interação da cultivar  $i$  com a parcela  $k$ ;

$e_{(ik)l}$  : efeito do erro médio.

O esquema da análise conjunta com as respectivas esperanças dos quadrados médios pode ser visualizado na Tabela 2.

Na segunda etapa também foram realizadas análises de variância da produção de grãos em kg/ha para cada um dos quatro tamanhos avaliados, seguindo-se o modelo matemático a seguir, onde todos os componentes, exceto a média, foram considerados como de efeito aleatório.

$$Y_{ijl} = m + c_i + r_j + b_{l(j)} + e_{(ijl)}$$

onde:

$Y_{ijl}$  : produção da cultivar  $i$  na repetição  $j$  no bloco  $l$ ;

$m$  : média geral;

$c_i$  : efeito da cultivar  $i$ ;  $i = 1, 2, \dots, I$ ;

$r_j$  : efeito da repetição  $j$ ;  $j = 1, 2, \dots, J$ ;

$b_{l(j)}$  : efeito do bloco  $l$  dentro da repetição  $j$ ;  $l = 1, 2, \dots, L$ ;

$e_{(ijl)}$  : variância efetiva associada à observação  $Y_{ijl}$ .

Nessa etapa foi possível a realização da análise de variância conjunta para produção de grãos, em duas situações. Uma

Tabela 2. Esquema das análises de variância para produção de grãos do feijoeiro, utilizando os totais de parcelas

F.V.	G.L.	Q.M.	E(Q.M.)
Análises individuais (1ª e 2ª etapas)			
Cultivares	GL <sub>1</sub>	Q <sub>1</sub>	$\sigma_e^2 + J\sigma_c^2$
Erro (erro efetivo) <sup>1/</sup>	GL <sub>2</sub>	Q <sub>2</sub>	$\sigma_e^2$
Análise conjunta dos tipos de parcela (1ª e 2ª etapas)			
Cultivares (C)	GL <sub>3</sub>	Q <sub>3</sub>	$\sigma_e^{2'}$ + KJ $\sigma_c^2$
Parcelas (P)	GL <sub>4</sub>	Q <sub>4</sub>	$\sigma_e^{2'}$ + J $\sigma_{cp}^2$ + I $\sigma_{b/p}^2$ + $\frac{I}{K-1} \cdot J \cdot \sum_k P_k^2$
C x P	GL <sub>5</sub>	Q <sub>5</sub>	$\sigma_e^{2'}$ + J $\sigma_{cp}^2$
Erro médio (erro ef. médio) <sup>1/</sup>	GL <sub>6</sub>	Q <sub>6</sub>	$\sigma_e^{2'}$
Análise conjunta de cada tipo de parcela em duas épocas (2ª etapa)			
Cultivares (C)	GL <sub>7</sub>	Q <sub>7</sub>	$\sigma_e^{2''}$ + J $\sigma_{ct}^2$ + IJ $\sigma_c^2$
Épocas (T)	GL <sub>8</sub>	Q <sub>8</sub>	$\sigma_e^{2''}$ + J $\sigma_{ct}^2$ + I $\sigma_{b/t}^2$ + IJ $\sigma_t^2$
C x T	GL <sub>9</sub>	Q <sub>9</sub>	$\sigma_e^{2''}$ + J $\sigma_{ct}^2$
Erro efetivo médio	GL <sub>10</sub>	Q <sub>10</sub>	$\sigma_e^{2''}$

onde:

$\sigma_e^2$ ,  $\sigma_e^{2'}$  e  $\sigma_e^{2''}$  : variâncias ambientais das análises individuais, conjunta dos tipos de parcela e conjunta de cada tipo nas duas épocas, respectivamente;

$J\sigma_c^2$  : variância genética entre cultivares;

$\sigma_t^2$  : variância associada ao efeito das épocas;

$\sum_k P_k^2$  : função quadrática dos efeitos dos tipos de parcela;

$\sigma_{b/p}^2$  : variância associada ao efeito dos blocos dentro de cada tipo de parcela;

$\sigma_{b/t}^2$  : variância associada ao efeito dos blocos dentro de cada época;

$\sigma_{cp}^2$  : variância da interação de cultivares por tipos de parcela;

$\sigma_{ct}^2$  : variância da interação de cultivares por épocas;

I : número de cultivares;

J : número de repetições;

K : número de tipos de parcela;

T : número de épocas;

<sup>1/</sup> A F.V. entre parênteses corresponde à segunda etapa de avaliação, quando os experimentos foram conduzidos em látice.



delas envolveu os quatro experimentos, obedecendo aos mesmos moldes da análise conjunta da primeira etapa, enquanto a outra foi feita para cada tamanho de parcela nas duas épocas de avaliação, verificando a influência de cada tamanho sobre a interação cultivares por épocas. Para essa segunda análise, todos os componentes do modelo, com exceção da média, foram tomados como aleatórios, fundamentando-se no seguinte modelo:

$$Y_{it} = m + c_i + a_t + (ca)_{it} + e_{(it)r}$$

onde:

- $Y_{it}$  : produção da cultivar  $i$  na época  $t$ ;  
 $m$  : média geral;  
 $c_i$  : efeito da cultivar  $i$ ;  $i = 1, 2, \dots, I$ ;  
 $a_t$  : efeito da época  $t$ ;  $t = 1, 2, \dots, T$ ;  
 $(at)_{it}$  : efeito da interação da cultivar  $i$  com a época  $t$ ;  
 $e_{(it)r}$  : efeito do erro efetivo médio.

Os esquemas das análises individuais e conjuntas efetuadas na segunda etapa, com as respectivas esperanças dos quadros médios, obedeceram aos mesmos padrões das análises feitas na primeira fase e estão apresentados na Tabela 2.

A partir das análises individuais realizadas nas duas etapas do trabalho foi possível obter-se estimativas de parâmetros genéticos e fenotípicos, em cada tamanho de parcela. Assim, seguindo a simbologia adotada na Tabela 2, foram estimados os seguintes parâmetros:

$$\cdot \hat{\sigma}_C^2 = \frac{Q_1 - Q_2}{J} \quad (\text{Variância genética entre cultivares});$$

$$\cdot \hat{\sigma}_F^2 = \frac{Q_2}{J} \quad (\text{variância fenotípica média});$$

$$\cdot \hat{h}^2 = \frac{Q_1 - Q_2}{Q_1} \quad (\text{herdabilidade ao nível de médias de cultivares}).$$

Segundo VELLO & VENCOVSKY (1974), tão importante quanto a obtenção das estimativas de parâmetros genéticos e fenotípicos de interesse é a obtenção dos erros associados às estimativas desses parâmetros. Dessa forma, os mesmos autores apresentam expressões para estimar os erros associados à variância genética e à herdabilidade:

$$\cdot s(\hat{\sigma}_C^2) = \sqrt{\frac{2}{J^2} \left( \frac{Q_1^2}{GL_1 + 2} + \frac{Q_2^2}{GL_2 + 2} \right)}$$

$$\cdot s(\hat{h}^2) = \sqrt{\frac{2}{GL_1 + 2} + \frac{2}{GL_2 + 2}} \cdot (1 - \hat{h}^2)$$

Além das análises de variância e das estimativas de parâmetros genéticos e fenotípicos, na comparação dos diversos tipos de parcela, em ambas as etapas, foram utilizadas duas outras metodologias. A primeira delas, proposta por HAMBLIN & ZIMMERMANN (1986) diz respeito à estimativa da eficiência de seleção de cada experimento, ou seja, a proporção de cultivares que cada tipo de parcela consegue identificar e que são coincidentes com as cultivares selecionadas no tipo tomado como padrão. A expressão que permite estimar essa eficiência de seleção (ES) é:

$$ES (\%) = \frac{B-A}{C-A} \cdot 100$$

onde:

- A : número de cultivares esperado por simples coincidência ou força do acaso. Obtido do produto do total selecionado pela proporção de seleção;
- B : número de cultivares selecionadas tanto na parcela considerada como na parcela padrão;
- C : número de cultivares selecionadas. Obtido do produto do total de cultivares pela proporção de seleção.

A outra metodologia baseia-se no ranqueamento de experimentos e cultivares, FASOULAS (1983). O uso desta técnica fundamenta-se na estimativa de dois índices: o índice de performance de cultivares (P) e o índice de diferenciação dos experimentos (D). O índice de performance é dado pela expressão  $P = 100 f / (n-1)$ , onde  $n$  é o número total de cultivares e  $f$  é o número de médias que uma determinada cultivar supera estatisticamente. Esse índice apresenta, portanto, o percentual de cultivares com performance inferior à cultivar considerada como padrão, após a aplicação de um teste de médias. No presente trabalho utilizou-se o teste de Duncan para verificação das diferenças entre as médias. A seu turno, o índice de diferenciação é estimado pela expressão  $D = 200 \cdot \Sigma f / n(n-1)$  e fornece o percentual de diferenças estatísticas entre médias que o experimento considerado consegue detectar.

Ambas as metodologias permitem, portanto, avaliar experimentos quanto ao seu desempenho em relação a um experimento padrão, tanto em termos de sua eficiência em selecionar o mesmo ma



terial genético distinguido no tipo padrão, como quanto ao seu poder discriminatório, isto é, sua capacidade de detectar diferenças significativas entre as médias das cultivares avaliadas.

## 4. RESULTADOS

### 4.1. Simulação de tamanhos e formas das parcelas

Conforme já ressaltado, na primeira fase da experimentação de campo foram realizadas 16 análises de variância, ou seja, analisou-se a produção de grãos em kg/ha para todos os tamanhos simulados. Isso possibilitou a comparação dos tamanhos e formas quanto à precisão dos experimentos, avaliada pelo coeficiente de variação (C.V.) e quanto à magnitude dos parâmetros genéticos e fenotípicos estimados, tais como as variâncias genética e fenotípica e a herdabilidade. Todos esses parâmetros, além dos erros associados às estimativas das variâncias genéticas e herdabilidade, estão apresentados nas Tabelas 3 e 4.

Analisando estas tabelas, inicialmente, é necessário salientar que todos os tamanhos simulados permitiram detectar diferenças significativas entre as cultivares.

Uma maneira de se analisar a eficiência de um experimento é através da sua precisão, avaliada normalmente pelo coeficiente de variação (C.V.). Observa-se, nas Tabelas 3 e 4, que os

Tabela 3. Resumo das análises de variância das parcelas de uma linha e estimativas de parâmetros genéticos e fenotípicos para a produção de grãos (kg/ha) - Lavras (MG), 1988/1989

F.V.	G.L.	Quadrados médios							
		0,6 x 0,5	1,2 x 0,5	1,8 x 0,5	2,4 x 0,5	3,0 x 0,5	3,6 x 0,5	4,2 x 0,5	4,8 x 0,5
Cultivares	29	450967,1111**	301008,0557**	359117,9012**	225676,0417**	378232,9334**	283860,4939**	337653,5147**	328514,0625**
Erro	145	210331,7778	154387,8056	116683,9629	129052,7083	125901,6889	88321,8272	119589,9320	122965,9896
Média (kg/ha)		1535,77	1507,99	1518,00	1498,28	1499,56	1503,52	1516,38	1512,50
C.V. (%)		29,86	26,06	22,53	24,00	23,67	19,78	22,80	23,20
Variação genética		40105,89	24456,71	40405,66	16095,56	42055,21	32589,78	36343,93	34258,01
± Erro (%)		±19523,94 (48,7)	±13091,38 (53,6)	±15370,97 (38,0)	±9875,51 (61,3)	±16197,87 (38,5)	±12138,82 (37,3)	±14481,85 (39,1)	±14111,07 (41,2)
Variação fenotípica média		75161,19	50168,01	59852,98	37604,34	63038,82	47310,08	56275,59	54752,34
Herdabilidade		0,5336	0,4871	0,6742	0,5294	0,6671	0,6881	0,6458	0,6257
± Erro (%)		± 0,1304(24,4)	± 0,1434(29,4)	± 0,0911(13,5)	± 0,1315(24,8)	± 0,0930(13,9)	± 0,0870(12,6)	± 0,0990(15,3)	± 0,1046(16,7)

\*\* Teste F significativo ao nível de 1% de probabilidade.



Tabela 4. Resumo das análises de variância das parcelas de duas linhas e estimativas de parâmetros genéticos e fenotípicos para a produção de grãos (kg/ha) - Lavras (MG), 1988/1989

F.V.	G.L.	Quadrados médios							
		0,6 x 1,0	1,2 x 1,0	1,8 x 1,0	2,4 x 1,0	3,0 x 1,0	3,6 x 1,0	4,2 x 1,0	4,8 x 1,0
Cultivares	29	408416,1113**	373344,3055**	301227,4384**	240662,5000**	274929,6667**	254098,4568**	278762,5851**	263298,0034**
Erro	145	163640,6667	99836,1806	81022,3457	80962,1875	80086,4778	78622,6852	74451,9275	75373,6545
Média (kg/ha)		1576,06	1510,14	1495,76	1493,76	1499,15	1488,04	1511,33	1525,53
C.V. (%)		25,67	20,94	19,05	19,06	18,88	18,84	18,05	17,97
Variância genética		40795,91	45584,69	36700,85	26616,72	32473,86	29245,96	34051,78	31320,72
± Erro (%)		± 17579,87(43,1)	± 15923,65(34,9)	± 12848,88(35,0)	± 10308,92(38,7)	± 11742,37(36,2)	± 10864,89(37,2)	± 11889,39(34,9)	± 11242,19(35,9)
Variância fenotípica média		68069,35	62224,05	50204,57	40110,42	45821,61	42349,74	46460,43	43883,00
Herdabilidade		0,5993	0,7326	0,7310	0,6636	0,7087	0,6906	0,7329	0,7137
± Erro		± 0,1120(18,6)	± 0,0747(10,2)	± 0,0752(10,3)	± 0,0940(14,2)	± 0,0814(11,5)	± 0,0865(12,5)	± 0,0747(10,2)	± 0,0800(11,2)

\*\* Teste F significativo ao nível de 1% de probabilidade.

coeficientes de variação variaram de 18,0% a 30,0%, mostrando que os tamanhos de parcela propiciaram alterações sensíveis na precisão experimental. Como já era esperado, o menor tamanho, ou seja, uma linha de 0,6 m apresentou o maior C.V. e o menor foi obtido na parcela que é normalmente recomendada para a cultura do feijo eiro, duas linhas com 4,8 m de comprimento.

Um fato interessante é a comparação dos C.V.'s obtidos nos experimentos com uma e duas linhas, Tabelas 3 e 4, respectivamente. Enquanto a média geral dos C.V.'s foi de 21,9%, os tipos de parcela com uma linha propiciaram um C.V. médio de 25,0%. A seu turno, as parcelas mais largas apresentaram um C.V. médio de 20,0%, o que significa cinco pontos percentuais de vantagem para os tipos mais largos. Assim os resultados mostram uma maior eficiência dos tipos de parcela que tendem mais para uma forma quadrada, ou seja, os tamanhos que apresentam 1,0 m de largura.

As comparações duas a duas, para os tipos que possuem a mesma área de parcela, mas diferem em relação à forma, confirmam os comentários anteriores. Existem quatro parcelas com 0,5 m de largura que possuem a mesma área de outras com 1,0 m de largura. Isso ocorre para os tamanhos 1,2 x 0,5 m e 0,6 x 1,0 m; 2,4 x 0,5 m e 1,2 x 1,0 m; 3,6 x 0,5 m e 1,8 x 1,0 m; 4,8 x 0,5 m e 2,4 x 1,0 m. Para essas situações observa-se também uma melhor performance dos tipos mais largos. Por exemplo, com área igual a 1,2 m<sup>2</sup> pode-se observar um C.V. de 24,0% contra 21,0%, para os experimentos com parcelas de 2,4 x 0,5 m e 1,2 x 1,0 m, respectivamente. Os demais tipos também conferem resultados semelhantes.

Outro ponto importante a ser ressaltado é a viabilidade de se reduzir o tamanho da parcela, quando se compara o C.V. da parcela considerada padrão (4,8 x 1,0 m) com o C.V. de outras parcelas menores. Por exemplo, o tamanho 1,8 x 1,0 m, que é 62,5% menor que o padrão, apresentou um C.V. apenas 6,0% maior. Isso, em primeira análise, demonstra ser possível trabalhar com parcelas menores e mesmo assim conseguir uma precisão experimental compatível com os níveis normalmente já obtidos em parcelas maiores. Além disso, é válido acrescentar que parcelas menores podem detectar diferenças entre os tratamentos na mesma intensidade que a parcela padrão. O fato que confirma essa tendência é o resultado do teste F que, como já salientado, foi sempre significativo ( $P < 0,01$ ).

No que se refere aos parâmetros genéticos e fenotípicos estimados, pode-se verificar a mesma tendência observada para o coeficiente de variação. Constata-se que as parcelas com duas linhas permitiram detectar diferenças mais acentuadas do que aquelas de uma linha. Senão vejamos: a variância genética média encontrada na Tabela 4, isto é, nas parcelas com duas linhas, foi 4% superior à observada no caso de uma linha. Corroborando com isso o erro médio associado às variâncias foi de 37%, nas parcelas com duas linhas e de 45% nas de uma. As mesmas observações são válidas para a variância fenotípica. Mais uma vez, portanto, destacaram-se as parcelas mais largas, as quais propiciaram, em praticamente todos os casos, estimativas mais confiáveis, ou seja, com um menor erro associado.



Além dos parâmetros já abordados, nas Tabelas 3 e 4 encontram-se também apresentadas as herdabilidades no sentido restrito ao nível de médias de cultivares ( $h^2$ ) e os erros associados a elas. A herdabilidade, parâmetro de suma importância para o melhorista, possibilitou uma vez mais a comparação dos diversos tamanhos de parcela simulados. A herdabilidade média foi de 65,2%, variando de 48,7% a 73,3%. Todas as estimativas mostram uma  $h^2$  muito alta para o caráter em estudo, o que é justificado principalmente pelo fato do material avaliado apresentar ampla variabilidade para o atributo considerado. Há que se ressaltar que, mesmo nas parcelas menores, a  $h^2$  estimada permite antever sucesso com a seleção.

Os resultados dos diversos tipos de parcela simulados possibilitam uma boa comparação quanto à  $h^2$ , salientando ser esse um parâmetro de considerável peso na escolha dos tipos mais promissores. Comparando os valores encontrados (Tabelas 3 e 4), constata-se novamente uma superioridade dos experimentos com parcelas de duas linhas. Nesses experimentos a herdabilidade média foi de 69,7% com um erro associado de 12,4%, contra uma herdabilidade média de 60,7% com um erro de 18,9%, nos experimentos com parcelas de uma linha. Percebe-se, com efeito, que se fosse considerada apenas a herdabilidade, somente com o uso de parcelas mais largas já seria possível obter-se uma melhoria no ganho esperado com a seleção da ordem de 15%.

Também neste caso é prudente comparar os tipos de parcela que possuem áreas correspondentes. Deparando os tamanhos 0,6



x 1,0 m com 1,2 x 0,5 m observa-se uma elevação da taxa de herdabilidade da ordem de 23% a favor do primeiro tipo e uma redução de 36,5% no erro. Para os tamanhos 1,2 x 1,0 m e 2,4 x 0,5 m as diferenças a favor da parcela mais larga são ainda mais significativas. Ela permitiu um aumento da taxa de herdabilidade de aproximadamente 38% e uma redução no erro associado de cerca de 59%. Para os tamanhos 1,8 x 1,0 m e 3,6 x 0,5 m; e 2,4 x 1,0 m e 4,8 x 0,5 m os aumentos na herdabilidade foram em torno de 6% e as reduções no erro foram da ordem de 17% para ambos os casos, sempre com melhor performance para as parcelas de duas linhas.

Sob o ponto de vista da viabilidade de se trabalhar com parcelas de dimensões reduzidas, novamente os resultados são animadores. Nota-se, por exemplo, que parcelas como a de 1,2 x 1,0 m e a de 1,8 x 1,0 m comportam-se de maneira semelhante à parcela padrão, no que se refere à estimativa da herdabilidade e do erro associado. Evidencia-se, portanto, a possibilidade de se adotar parcelas menores, sem com isso diminuir o ganho esperado com a seleção.

De acordo com o que foi exposto até aqui, é possível perceber que as análises de variância e as estimativas de parâmetros genéticos e fenotípicos para cada tamanho de parcela simulado, já permitem uma ampla discussão a respeito da escolha do tamanho e forma mais convenientes. No entanto, a possibilidade de se trabalhar com parcelas reduzidas pode ser dificultada pela existência da interação de cultivares por tamanhos de parcelas. Desse modo, com o intuito de verificar se essa interação ocorre,

foi realizada a análise conjunta dos tamanhos de parcela (Tabela 5). Observa-se, como resultado mais expressivo, que a interação foi não significativa, indicando que o potencial produtivo das diferentes cultivares não se modificou em função do tamanho da parcela utilizado.

Tabela 5. Resumo da análise de variância conjunta da produção de grãos (kg/ha) das cultivares nos 16 tipos de parcela simulados - Lavras (MG), 1988

F.V.	G.L.	Q.M.
Cultivares (C)	29	4346822,4**
Parcelas (P)	15	81852,3**
C x P	435	51181,7 n.s.
Erro médio	2320	112577,0
<b>Média</b> (kg/ha)		1511,3
<b>CV</b> (%)		22,2

\*\* Teste F significativo ao nível de 1% de probabilidade.

n.s. Não significativo.

Este fato indica, em termos práticos, que é totalmente viável a redução do tamanho atualmente recomendado, uma vez que o material genético selecionado na parcela de 4,8 x 1,0 m certamente também o será em parcelas menores, o que, em última análise, fundamentalmente interessa ao melhorista.

Uma outra forma de comprovar a ausência de interação é através da estimativa da eficiência de seleção, utilizando a ex-



pressão de HAMBLIN & ZIMMERMANN (1986). Essa eficiência foi estimada considerando diferentes intensidades de seleção em relação ao tamanho padrão. Os resultados obtidos estão apresentados nas Tabelas 6, 7 e 8. Constatou-se que só não houve uma concordância boa quando se utilizou a menor parcela e, assim mesmo, com a intensidade de seleção de 10%. Os demais valores obtidos mostram que, de um modo geral, o sucesso do melhorista em identificar as melhores cultivares seria praticamente o mesmo, independente do tamanho da parcela.

Na Tabela 7 é mostrada a eficiência média da seleção das parcelas de uma e duas linhas em relação ao padrão. Aqui valem as mesmas observações feitas anteriormente, isto é, que a eficiência da seleção foi quase sempre alta e houve uma ligeira vantagem das parcelas com duas linhas.

Considerando os diversos tipos de parcela e as várias proporções avaliadas, constatou-se que a eficiência de seleção foi em média igual a 76% (Tabela 6). Tal valor pode ser considerado como muito bom, uma vez que engloba desde parcelas cuja área representa apenas 6,3% da área padrão até parcelas com área equivalente a 87,5% do padrão. A eficiência de seleção média de cada tamanho simulado (Tabela 8) permite uma visão geral do comportamento dos vários tipos. Constatou-se, por exemplo, que parcelas como a 3,0 x 0,5 m; 4,2 x 0,5 m; 3,0 x 1,0 m e 4,2 x 1,0 m atingem um percentual de eficiência superior a 84%. Destaca-se, sobretudo, a parcela de 3,0 x 1,0 m, que propicia uma redução de 37,5% em área em relação à parcela padrão e permite uma eficiên-

Tabela 6. Eficiência de seleção estimada (%) em relação à parcela padrão (4,8 x 1,0 m) - primeira etapa - Lavras (MG), 1988

Parcela (m)	Proporção selecionada (%)				
	10	20	30	40	50
0,6 x 0,5	0	40	33	43	62
1,2 x 0,5	67	80	67	57	62
1,8 x 0,5	67	80	67	86	75
2,4 x 0,5	67	80	67	86	75
3,0 x 0,5	67	100	100	100	75
3,6 x 0,5	67	60	83	71	62
4,2 x 0,5	67	80	100	86	87
4,8 x 0,5	100	60	83	86	75
0,6 x 1,0	67	60	67	86	75
1,2 x 1,0	67	80	83	71	75
1,8 x 1,0	67	80	83	71	87
2,4 x 1,0	67	80	67	86	87
3,0 x 1,0	100	100	100	71	87
3,6 x 1,0	67	80	83	86	75
4,2 x 1,0	67	100	100	100	87

Tabela 7. Eficiência de seleção média (%) em cada proporção selecionada, considerando as parcelas de uma e duas linhas - Lavras (MG), 1988

Proporção selecionada (%)	Eficiência de seleção (%)	
	1 linha	2 linhas
10	63	72
20	72	83
30	75	83
40	77	82
50	72	82
<b>Média</b>	72	80



cia de seleção ainda muito alta, situando-se perto dos 92%.

Tabela 8. Redução em área e eficiência de seleção média para cada um dos tamanhos de parcela simulados - Lavras (MG), 1988

Parcela	Redução em área (%)	Eficiência de seleção média (%)
0,6 x 0,5	93,75	35,6
1,2 x 0,5	87,50	66,6
1,8 x 0,5	81,25	75,0
2,4 x 0,5	75,00	75,0
3,0 x 0,5	68,75	88,4
3,6 x 0,5	62,50	68,6
4,2 x 0,5	56,25	84,1
4,8 x 0,5	50,00	80,2
0,6 x 1,0	87,50	71,0
1,2 x 1,0	75,00	75,2
1,8 x 1,0	62,50	77,6
2,4 x 1,0	50,00	77,4
3,0 x 1,0	37,50	91,6
3,6 x 1,0	25,00	78,2
4,2 x 1,0	12,50	90,8

Analisando não individualmente, mas em termos médios, assim como foi feito para o coeficiente de variação e os parâmetros genéticos e fenotípicos, encontra-se, mais uma vez, uma melhor performance das parcelas de duas linhas. A diferença de oito pontos percentuais (Tabela 7) a favor das parcelas mais lar -

gas pode ser contestada ou considerada de baixa magnitude, se for ponderado o percentual médio de área reduzida, o qual é menor para as parcelas de duas linhas (Tabela 8). No entanto, nas comparações duas a duas, evidencia-se realmente que há uma superioridade das parcelas com forma menos retangular. Os quatro tipos de parcela de uma linha comparados com as parcelas de duas linhas de área correspondente conferem uma eficiência de seleção média da ordem de 72,8%, contra 75,3% conferido pelas parcelas de mesma área com duas linhas de largura.

Finalmente, uma outra forma de avaliar a eficiência dos experimentos é através da capacidade discriminatória do material sob avaliação. Para isso empregou-se a metodologia de FASOULAS (1983), a qual permitiu ranquear as cultivares nas diferentes situações avaliadas. Conforme já destacado, antes da obtenção das estimativas dos índices de Fasoulas foi aplicado o teste de Duncan, visando a separar estatisticamente as médias das cultivares.

Os resultados da Tabela 9 apresentam o índice de performance (P), o qual denota, em termos percentuais, quantas cultivares apresentam performance estatisticamente inferior à cultivar considerada. Por exemplo, 3,5% das cultivares estudadas foram estatisticamente inferiores à cultivar 1, no tamanho 0,6 x 0,5 m.

Considerando o experimento com parcelas de 4,8 x 1,0 m como padrão, verifica-se que as quatro melhores cultivares são, respectivamente, Pintado, ESAL 507, ESAL 501 e Milionário x Mula



Tabela 9. Índices de performance (%) de Fasoulas para os 16 experimentos simulados - Lavras (MG), 1988

NO cult. <sup>1/</sup>	Tamanhos de parcela															
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16
1	3,5	0,0	17,2	6,9	24,1	31,0	27,6	3,5	13,8	20,7	31,0	10,3	31,0	17,2	20,7	17,2
2	3,5	0,0	14,0	6,9	31,0	24,1	27,6	31,0	17,2	55,2	13,8	20,7	13,8	17,2	31,0	31,0
3	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
4	3,5	0,0	3,5	0,0	0,0	0,0	0,0	3,5	0,0	6,9	10,3	0,0	0,0	3,5	0,0	0,0
5	6,9	0,0	6,9	10,3	10,3	6,9	6,9	10,3	3,5	20,7	13,8	20,7	10,3	17,2	13,8	13,8
6	17,2	10,3	14,0	6,9	3,5	3,5	0,0	6,9	3,5	0,0	10,3	10,3	6,9	6,9	10,3	10,3
7	0,0	0,0	3,5	0,0	3,5	3,5	0,0	0,0	0,0	20,7	3,5	0,0	3,5	3,5	3,5	3,5
8	3,5	0,0	3,5	3,5	3,5	3,5	6,9	6,9	6,9	20,7	13,8	10,3	6,9	10,3	10,3	10,3
9	10,3	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
10	3,5	0,0	0,0	3,5	0,0	3,5	6,9	3,5	0,0	3,5	0,0	3,5	0,0	3,5	0,0	0,0
11	38,0	0,0	27,6	6,9	10,3	10,3	10,3	10,3	31,0	13,8	31,0	20,7	6,9	10,3	13,8	13,8
12	0,0	0,0	3,5	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
13	0,0	0,0	0,0	3,5	0,0	0,0	0,0	3,5	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
14	10,3	62,1	82,8	6,9	41,4	55,2	31,0	55,2	31,0	65,5	48,3	51,7	65,5	51,7	65,5	62,1
15	0,0	0,0	3,5	3,5	0,0	10,3	6,9	6,9	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
16	41,4	10,3	0,0	0,0	3,5	31,0	24,1	10,3	3,5	0,0	13,8	6,9	10,3	3,5	10,3	10,3
17	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
18	24,1	55,2	27,2	38,0	44,8	51,7	41,4	41,4	55,2	55,2	48,3	58,6	65,5	62,1	65,5	62,1
19	10,3	13,8	27,6	31,0	34,5	20,7	31,0	13,8	41,4	6,9	17,2	24,1	31,0	17,2	37,9	31,0
20	17,2	27,6	44,8	38,0	62,1	51,7	34,5	44,8	55,2	55,2	58,6	37,9	58,6	65,5	65,5	62,1
21	0,0	0,0	6,9	10,3	10,3	3,5	20,7	13,8	17,2	3,5	13,8	3,5	6,9	3,5	10,3	10,3
22	10,3	13,8	10,3	20,7	34,5	10,3	27,6	24,1	0,0	55,2	34,5	37,9	31,0	34,5	31,0	31,0
23	10,3	0,0	3,5	3,5	0,0	10,3	6,9	6,9	0,0	6,9	10,3	6,9	6,9	6,9	10,3	10,3
24	3,5	13,8	24,1	27,6	13,8	34,5	31,0	24,1	31,0	27,6	37,9	27,6	31,0	34,5	27,1	31,0
25	44,8	34,5	31,0	38,0	65,5	51,7	44,8	41,4	13,8	55,2	75,9	44,8	58,6	62,1	62,5	62,1
26	0,0	0,0	3,5	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
27	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	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	0,0	0,0	0,0	0,0	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	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
30	0,0	13,8	3,5	3,5	3,5	10,3	6,9	6,9	0,0	6,9	10,3	0,0	6,9	3,5	6,9	6,9

Legenda — Tamanhos de parcela (metros):

1 - 0,6 x 0,5	5 - 3,0 x 0,5	9 - 0,6 x 1,0	13 - 3,0 x 1,0
2 - 1,2 x 0,5	6 - 3,6 x 0,5	10 - 1,2 x 1,0	14 - 3,6 x 1,0
3 - 1,8 x 0,5	7 - 4,2 x 0,5	11 - 1,8 x 1,0	15 - 4,2 x 1,0
4 - 2,4 x 0,5	8 - 4,8 x 0,5	12 - 2,4 x 1,0	16 - 4,8 x 1,0

<sup>1/</sup> Número da cultivar: conforme Tabela 1.



tinho, as quais obtiveram um índice de performance estimado de 62,1%, isto é, conseguiram superar significativamente 62,1% das demais cultivares testadas. Observando o índice de performance destas mesmas cultivares nos outros tamanhos de parcela é possível constatar que a cultivar Pintado, por exemplo, obteve índices semelhantes em quatro outros experimentos: 1,2 x 0,6 m; 1,2 x 1,0 m; 3,0 x 1,0 m e 4,2 x 1,0 m. Do mesmo modo, a cultivar ESAL 507 foi discriminada na mesma intensidade nos experimentos com parcelas de 3,0 x 1,0 m; 3,6 x 1,0 m e 4,2 x 1,0 m. Realizando o mesmo tipo de comparação também para as cultivares ESAL 501 e Milionário x Mulatinho, constata-se que certos tipos de parcela se destacam pela semelhança com que conseguem discriminar o material genético, em relação ao tipo atualmente recomendado. Parcelas como a de 1,2 x 1,0 m e a de 3,0 x 1,0 m merecem especial atenção quanto a esse aspecto.

A Tabela 10 mostra o índice de diferenciação verificado nos diferentes tamanhos considerados. Percebe-se que ele variou de 17,0 a 33,3% o que permite uma boa comparação entre os experimentos. A média do índice nas parcelas de uma linha foi de 22,9% contra 29,8% observado nas de duas linhas, evidenciando a maior capacidade das parcelas mais largas encontrarem diferenças significativas entre as médias de cultivares.

Observa-se ainda (Tabela 10) que alguns experimentos foram tão ou até mais eficientes que o experimento com a parcela padrão, no que se refere ao índice de diferenciação. Destaque pode ser dado, por exemplo, aos experimentos com parcelas de 1,2 x

1,0 m; 1,8 x 1,0 m e 3,0 x 1,0 m.

Tabela 10. Índice de diferenciação (D) de Fasoulas para os experimentos envolvendo os 16 tamanhos de parcela - Lavras (MG), 1988

Tamanhos de parcela (metros)	D (%)
0,6 x 0,5	17,47
1,2 x 0,5	17,01
1,8 x 0,5	24,14
2,4 x 0,5	17,93
3,0 x 0,5	27,13
3,6 x 0,5	28,51
4,2 x 0,5	16,21
4,8 x 0,5	24,60
0,6 x 1,0	21,61
1,2 x 1,0	33,33
1,8 x 1,0	33,10
2,4 x 1,0	26,44
3,0 x 1,0	30,11
3,6 x 1,0	28,97
4,2 x 1,0	33,10
4,8 x 1,0	31,95
<b>Média (%)</b>	<b>26,35</b>

#### 4.2. Avaliação de tipos de parcela considerados promissores

Na segunda etapa do trabalho procurou-se avaliar tipos

de parcela que obtiveram bom desempenho na primeira etapa e que proporcionassem, pelo menos, 50% de redução de área. Além disso, em virtude da boa desenvoltura dos experimentos com parcelas de mais de uma linha avaliou-se, nessa segunda fase, um tipo de parcela com forma que se aproxima da quadrada, através do uso de parcelas de nove covas dispostas em três linhas.

Os resultados das análises de variância obtidos na segunda etapa estão apresentados nas Tabelas 11 a 16. Registra-se, nas Tabelas 11 e 12, que nas análises de variância dos diversos experimentos ocorreu o mesmo observado na primeira etapa para o teste F, ou seja, ele foi significativo para o efeito de cultivares em todos os tamanhos avaliados e nas duas épocas em que os experimentos foram conduzidos. Novamente constata-se que mesmo trabalhando com tamanhos que correspondem a menos de 50% daquele que é utilizado atualmente, é possível encontrar diferenças significativas entre as cultivares testadas.

A precisão experimental, avaliada pelo C.V., variou de 20,6% a 31,5%. De um modo geral o C.V. foi menor nos experimentos conduzidos no período da seca, refletindo as condições climáticas mais favoráveis observadas nessa época. Destaque deve ser dado ao comportamento dos experimentos com parcelas de três linhas de 0,6 m, que em ambas as épocas apresentou o menor C.V. Vale ressaltar que essa parcela é a que possui menor área, dentre os tipos avaliados.

Um outro enfoque observado foi o efeito do número de re



Tabela 11. Resumo das análises de variância e parâmetros genéticos e fenotípicos para a produção de grãos (kg/ha) - experimentos com seis repetições - Lavras (MG), 1988/89

F.V.	G.L.	Quadrados médios			
		Agosto a novembro de 1988		Fevereiro a maio de 1989	
		1 l x 2 m	3 l x 0,6 m	1 l x 2 m	3 l x 0,6 m
Cultivares	35	990075,0**	884358,3**	870587,4**	792369,6**
Erro efetivo	145	302875,2	216878,7	313175,6	257731,1
Média		1842,63	1878,39	2024,07	2458,04
C.V. (%)		29,87	24,79	27,65	20,65
Efic. látice		102,4	102,0	100,1	100,2
Variância genética		114533,30	111246,60	92901,97	89106,42
± Erro (%)		±38813,83 (33,9)	±34526,59 (31,0)	±34279,56 (36,9)	±31109,82 (34,9)
Variância fenotípica		50479,20	36146,45	52195,93	42955,18
Média					
Herdabilidade		0,6941	0,7548	0,6403	0,6747
± Erro (%)		±0,0796 (11,5)	±0,0638 (8,5)	±0,0936 (14,6)	±0,0864 (12,8)

\*\* Teste F significativo ao nível de 1% de probabilidade.

Tabela 12. Resumo das análises de variância e parâmetros genéticos e fenotípicos para a produção de grãos (kg/ha) - experimentos com três repetições - Lavras (MG), 1988/89

F.V.	G.L.	Quadrados médios			
		Agosto a novembro de 1988		Fevereiro a maio de 1989	
		1 l x 4 m	2 l x 2 m	1 l x 4 m	2 l x 2 m
Cultivares	35	522055,9**	606124,9**	400848,6*	364945,1*
Erro efetivo	55	256698,5	158940,9	220150,7	194237,3
Média		1610,65	1484,91	1805,09	1903,24
C.V. (%)		31,46	26,85	25,99	23,16
Efic. látice		112,8	100,1	107,3	105,5
Variância genética		88452,47	149061,33	60232,63	56902,60
± Erro (%)		± 43517,68 (49,2)	± 48010,62 (32,2)	± 33970,50 (56,4)	± 30773,33 (54,1)
Variância fenotípica		85566,17	52980,30	73383,57	64745,77
Média					
Herdabilidade		0,5083	0,7377	0,4507	0,4678
± Erro (%)		± 0,1468 (28,9)	± 0,0783 (10,6)	± 0,1640 (36,4)	± 0,1589 (34,0)

\*\* Teste F significativo ao nível de 1% de probabilidade.

\* Teste F significativo ao nível de 5% de probabilidade.

petições na precisão experimental (Tabelas 11, 12 e 13). Pode - se observar, considerando por exemplo a parcela de 3  $\ell$  x 0,6 m, que a redução de 50% no número de repetições acarretou um aumento no C.V. que variou de dois a cinco pontos percentuais, dependendo da época. Verificou-se, também, que no período de inverno — agosto a novembro de 1988 — o acréscimo no C.V. foi da ordem de cinco pontos percentuais quando se reduziu o número de repetições. Já no segundo período as mudanças no C.V. foram ainda menos contundentes, o que mostra que há possibilidade de se trabalhar com menor número de repetições do que os avaliados neste trabalho, especialmente quando há condições mais favoráveis para o desenvolvimento da cultura.

Analisando a eficiência do látice verifica-se que ela foi relativamente baixa em todos os casos, principalmente quando se utilizou seis repetições, cuja eficiência média foi de 101,2%. Nos experimentos com três repetições, inclusive os simulados para os tamanhos 1  $\ell$  x 2,0 m e 3  $\ell$  x 0,6 m, a eficiência média do látice foi um pouco maior, situando-se em 106,6%.

Nas Tabelas 11, 12 e 13 podem ser visualizadas também as estimativas das variâncias genética e fenotípica e da herdabilidade. Tomando como referência a herdabilidade, que é um parâmetro que reflete o comportamento dos outros dois, observa-se que ela variou de 45,1% a 75,5%, com média geral de 61,6%. Na semeadura de inverno a  $h^2$  média foi de 67,4% contra 55,9%, registrada na semeadura da época da seca. Constata-se, portanto, que onde a precisão experimental foi mais baixa, ou seja, no plantio de in



Tabela 13. Resumo das análises de variância e parâmetros genéticos e fenotípicos para a produção de grãos (kg/ha) - simulação para três repetições - Lavras (MG), 1988/89

F.V.	G.L.	Quadrados médios			
		Agosto a novembro de 1988		Fevereiro a maio de 1989	
		1 l x 2 m	3 l x 0,6 m	1 l x 2 m	3 l x 0,6 m
Cultivares	35	469286,7 n.s.	410588,8**	498042,0*	615212,5**
Erro efetivo	55	310148,4	183026,1	266438,9	272352,2
Média (kg/ha)		1620,4	1481,3	2026,9	2324,5
C.V. (%)		34,4	29,0	25,5	22,6
Efic. látice		114,0	100,0	101,0	100,0
Variância genética		53046,1	75854,2	77201,0	114286,8
± Erro (%)		± 41203,4 (77,6)	± 33405,1 (44,0)	± 42030,1 (54,4)	± 50021,3 (43,7)
Variância fenotípica		103382,8	61008,7	88813,0	90784,1
Média					
Herdabilidade		0,3391	0,5542	0,4650	0,5573
± Erro (%)		± 0,1973 (58,2)	± 0,1275 (23,0)	± 0,1597 (34,3)	± 0,1266 (22,7)

\*\* Teste F significativo ao nível de 1% de probabilidade.

\* Teste F significativo ao nível de 5% de probabilidade.

n.s. Não significativo.

verno, foram obtidas melhores estimativas para a  $h^2$ , indicando que em condições mais desfavoráveis houve uma liberação de variabilidade genética, resultando numa melhor diferenciação entre o material avaliado. Novamente merece destaque a parcela de nove covas, onde foi obtida um  $h^2$  média igual a 71,5% e um erro de 10,7%, o que a coloca como o tipo de parcela que alcançou o melhor desempenho quanto a esses parâmetros.

Registrrou-se um acentuado efeito do número de repetições sobre a  $h^2$ . Pode ser observado que a  $h^2$  média para os experimentos de seis repetições foi de 69,1%, enquanto a mesma foi de 51,0% nos experimentos de três repetições. Tomando como exemplo as parcelas 1  $\ell$  x 2,0 m e 3  $\ell$  x 0,6 m percebe-se, pelas Tabelas 11 e 13, que a  $h^2$  foi reduzida cerca de 1,4 vezes quando se passou de seis para três repetições, o que significa que há viabilidade de se reduzir a parcela experimental, mas esta redução necessariamente deve ser acompanhada de um estudo do número de repetições.

Outro ponto que merece atenção é o resultado das análises conjuntas (Tabelas 14 a 16). Inicialmente considerando as análises conjuntas dos quatro experimentos (Tabela 14), observa-se que somente no plantio de inverno houve significância para a interação de cultivares com tipos de parcela, assim mesmo num nível muito próximo de 5%. Isso indica que, para condições ambientais mais adversas, pode ocorrer uma mudança na classificação das cultivares quando se considera um ou outro tamanho de parcela, o que acentua a necessidade de que os estudos de recomendação de

parcela sejam conduzidos nas mais variadas condições de plantio da cultura considerada.

Tabela 14. Resumo das análises conjuntas dos quatro experimentos avaliados na segunda etapa - produção de grãos (kg/ha) - Lavras (MG), 1988/89

F.V.	G.L.	Quadrados médios	
		Agosto a novembro de 1988	Fevereiro a maio de 1989
Cultivares (C)	35	1100520,3**	1161096,0**
Parcelas (P)	3	727232,1 n.s.	504750,0 n.s.
C x P	105	310160,7*	247607,4 n.s.
Erro efet. médio	220	227583,9	239022,9
<b>Média (kg/ha)</b>		1544,9	2019,1
<b>C.V. (%)</b>		30,8	24,2

\*\* Teste F significativo ao nível de 1% de probabilidade.

\* Teste F significativo ao nível de 5% de probabilidade.

n.s. Não significativo.

No que se refere às análises conjuntas de cada experimento, considerando as duas épocas de avaliação (Tabelas 15 e 16), constata-se que a interação de cultivares por épocas foi altamente significativa em praticamente todos os tipos estudados, exceto nos tamanhos 1l x 4,0 e 1l x 2,0 m, ambos com três repetições. Percebe-se, portanto, que há uma diferenciação entre os tipos de parcela, sendo que aqueles mais eficientes quanto às estimativas de parâmetros genéticos e fenotípicos também o são no que tange

Tabela 15. Resumo das análises conjuntas dos experimentos de seis repetições nas duas épocas - produção de grãos (kg/ha) - Lavras (MG), 1988/89

F.V.	G.L.	Quadrados médios	
		1 l x 2 m	3 l x 0,6 m
Cultivares (C)	35	1341322,2**	884896,2 n.s.
Épocas (E)	1	3555147,0 n.s.	35940186,0 n.s.
C x E	35	535443,6**	818062,2**
Erro ef. médio	290	308025,4	237304,9
<b>Média</b>		1933,3	2169,6
<b>C.V. (%)</b>		28,7	22,5

\*\* Teste F significativo ao nível de 1% de probabilidade.  
n.s. Não significativo.

Tabela 16. Resumo das análises conjuntas dos experimentos de três repetições nas duas épocas - produção de grãos (kg/ha) - Lavras (MG), 1988/89

F.V.	G.L.	Quadrados médios			
		1 l x 4 m	2 l x 2 m	1 l x 2 m	3 l x 0,6 m
Cultivares (C)	35	676544,4*	456806,7 n.s.	695800,2**	563106,0 n.s.
Épocas (E)	1	2059192,2 n.s.	9439524,0 n.s.	8954706,0 n.s.	39997800,0 n.s.
C x E	35	314622,9 n.s.	530695,8**	271188,3 n.s.	447885,3**
Erro efet. médio	110	238424,6	176589,1	288293,7	229906,1
<b>Média</b>		1707,5	1694,2	1824,0	1894,2
<b>C.V. (%)</b>		28,6	24,8	29,4	25,3

\* Teste F significativo ao nível de 5% de probabilidade.

\*\* Teste F significativo ao nível de 1% de probabilidade.

n.s. Não significativo.



à sensibilidade em detectar a interação de cultivares por épocas. Complementando, é válido acrescentar que um tipo de parcela que não detecta a interação quando ela na verdade existe, não deve ser recomendado, uma vez que pode trazer problemas ao melhorista.

Finalmente, assim como comentado para a primeira etapa, pode-se analisar um certo tipo de parcela pelas metodologias de FASOULAS (1983) e HAMBLIN & ZIMMERMANN (1986), cujos resultados podem ser vistos nas Tabelas 17 a 19. Aqui mais uma vez são feitas constatações semelhantes às já levantadas. As parcelas de mais de uma linha foram de maior eficiência que as de uma linha (42,0% contra 36,0%) e apresentaram um melhor índice de diferenciação médio (25,9% contra 20,9%), o qual foi estimado após aplicação do teste de Duncan. Além disso, considerando a parcela de 2 l x 2,0 m como padrão, foi obtida uma eficiência de seleção média de 38,0%, com destaque para o tipo com 3 l x 0,06 m que se situou acima dos demais, com uma eficiência média de 42,0% nas duas épocas (Tabela 17). A Tabela 18 mostra, conforme já detectado na primeira etapa, que na época do inverno houve melhor diferenciação entre o material genético avaliado, o que é confirmado pelos resultados do índice de performance (Tabela 19).

Tabela 17. Eficiência de seleção estimada (%) em relação à parcela padrão (3 l x 2 m) - segunda etapa - Lavras (MG), 1988/89

Prop. selecionada (%)	Tamanhos de parcela					
	Agosto a novembro de 1988			Fevereiro a maio de 1989		
	1 l x 2 m	1 l x 4 m	3 l x 0,6 m	1 l x 2 m	1 l x 4 m	3 l x 0,6 m
10	50	25	50	25	50	50
20	33	33	33	33	33	33
30	50	50	75	13	38	25
40	38	50	63	13	38	13
50	56	44	56	11	44	22
<b>Média (%)</b>	45	40	55	19	41	29

Tabela 18. Índice de diferenciação (D) de Fasoulas para os experimentos da segunda etapa - Lavras (MG), 1988/89

Tamanhos de parcela	Época de plantio	Nº rep.	D (%)
1 l x 2 m	Inverno	6	26,83
1 l x 4 m		3	18,41
2 l x 2 m		3	28,25
3 l x 0,6 m		6	35,08
1 l x 2 m	Seca	6	23,49
1 l x 4 m		3	14,76
2 l x 2 m		3	16,83
3 l x 0,6 m		6	23,17
<b>Média (%)</b>			23,35

Tabela 19. Índice de performance (%) de Fasoulas para os experimentos avaliados na segunda etapa - Lavras (MG), 1988/1989

Número da cultivar <sup>1/</sup>	Tamanhos de parcela							
	Agosto a novembro de 1988				Fevereiro a maio de 1989			
	1	2	3	4	1	2	3	4
1	5,7	5,7	0,0	0,0	14,3	5,7	14,3	5,7
2	5,7	0,0	0,0	0,0	8,6	8,6	2,9	2,9
3	17,1	5,7	20,0	31,4	2,9	0,0	0,0	0,0
4	2,9	0,0	0,0	25,7	2,9	14,3	5,7	5,7
5	11,4	25,7	5,7	25,7	5,7	0,0	11,4	2,9
6	14,3	0,0	11,4	34,3	20,0	14,3	0,0	14,3
7	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
8	5,7	0,0	0,0	2,9	2,9	5,7	8,6	2,9
9	0,0	0,0	0,0	0,0	2,9	0,0	0,0	0,0
10	8,6	0,0	0,0	0,0	14,3	14,3	0,0	14,3
11	14,3	2,9	17,1	40,0	5,7	0,0	0,0	31,4
12	0,0	0,0	0,0	0,0	2,9	0,0	0,0	2,9
13	5,7	31,4	31,4	2,9	2,9	5,7	14,3	17,1
14	48,6	54,3	71,4	71,4	14,3	5,7	0,0	5,7
15	20,0	0,0	60,0	34,3	17,1	5,7	28,6	0,0
16	14,3	0,0	0,0	0,0	2,9	0,0	0,0	5,7
17	8,6	0,0	0,0	40,0	0,0	0,0	0,0	0,0
18	0,0	0,0	0,0	0,0	2,9	8,6	8,6	2,9
19	20,0	25,7	14,3	40,0	2,9	0,0	0,0	2,9
20	5,7	0,0	0,0	5,7	20,0	5,7	37,1	2,9
21	14,3	0,0	11,4	5,7	5,7	0,0	0,0	17,1
22	11,4	0,0	0,0	2,9	14,3	0,0	0,0	17,1
23	37,1	25,7	40,0	40,0	0,0	5,7	0,0	5,7
24	22,9	0,0	0,0	0,0	45,7	0,0	0,0	5,7
25	14,3	31,4	85,7	25,7	5,7	8,6	15,7	91,4
26	5,7	2,9	11,4	2,9	20,0	0,0	0,0	2,9
27	5,7	2,9	0,0	14,3	0,0	0,0	2,9	0,0
28	48,6	8,6	80,0	42,9	8,6	0,0	0,0	2,9
29	5,7	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
30	11,4	2,9	0,0	0,0	8,6	0,0	14,3	17,1
31	2,9	25,7	31,4	54,3	8,6	31,4	22,9	28,6
32	20,0	85,7	0,0	2,9	82,9	85,7	57,1	88,6
33	37,1	85,7	17,1	68,6	2,9	0,0	0,0	0,0
34	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
35	20,0	0,0	0,0	11,4	20,0	5,7	0,0	2,9
36	17,1	28,6	0,0	5,7	54,3	34,3	28,6	17,1

Legenda: 1 = 1ℓ x 2,0 m; 2 = 1ℓ x 4,0 m; 3 = 2ℓ x 2,0 m; 4 = 3ℓ x 0,6 m.

<sup>1/</sup> Os números das cultivares seguiram ordem apresentada na Tabela 1.

## 5. DISCUSSÃO

Nos programas de melhoramento de qualquer cultura é comum a avaliação de um grande número de progênies ou famílias, o que exige ampla área experimental, além de requerer muita mão-de-obra na condução desses experimentos.

Um dos problemas com que o melhorista depara é a pequena disponibilidade de semente, seja devido à avaliação de progênies nas gerações iniciais ou quando se introduz material genético, em que a quantidade de semente é quase sempre pequena, CARNIELLI (1988). Nestes casos, torna-se impraticável a avaliação do material genético em experimentos com parcelas nos tamanhos convencionalmente recomendados. Assim a utilização de parcelas com tamanho reduzido poderia viabilizar a avaliação de um número maior de tratamentos em experimentos com repetições e em alguns ambientes, repercutindo favoravelmente, em última análise, no ganho esperado com a seleção (CHAVES, 1985).

Dentro desse contexto deve-se salientar o caso específico do melhoramento do feijoeiro, onde a limitação de sementes nas primeiras gerações após a hibridação é um obstáculo comumen-



te observado. O número de sementes produzidas por uma planta de feijão é variável; porém, de um modo geral, está entre 30 e 50 sementes, SANTOS (1984); PEREIRA FILHO et alii (1987). Desse modo é impraticável avaliar essas progênes em experimentos com repetição, utilizando o tamanho de parcela recomendado para a cultura, isto é, duas linhas de 5,0 m, RAMALHO et alii (1977), onde são necessárias 150 sementes. Nessa situação, ou se utiliza uma parcela menor ou deve-se multiplicar as sementes das progênes antes da avaliação. Essa segunda opção, apesar de válida, tem o inconveniente de necessitar de um ciclo de plantio adicional.

Muitos melhoristas, em função desse fato, avaliam as populações segregantes sem conduzir ensaios com repetição nas primeiras gerações ( $F_3$  e/ou  $F_4$ ). A seleção nesse caso é visual. A eficiência desse processo é questionável para o caráter produção de grãos que apresenta via de regra, herdabilidade baixa, RAMALHO et alii (1979-A). Além do mais tem sido observado em algumas culturas, inclusive no feijoeiro, que a correlação entre o desempenho da planta selecionada visualmente e sua família é muito baixa, PATIÑO & SINGH (1988) o que comprova ser a seleção realizada por este método de baixa eficiência.

Assim, considerando a pequena disponibilidade de semente por planta e a necessidade de que a avaliação das progênes seja realizada logo após a sua obtenção, faz-se necessária a utilização de parcelas menores. Logo, é fundamental aquilatar a eficiência dessas microparcels no programa de melhoramento. Esse tema tem sido objetivo de pesquisa em várias culturas, como por e-

xemplo milho, CHAVES (1985) e soja, MAURO (1984).

Conforme já mencionado em outro tópico desse trabalho, a grande maioria dos autores que trabalham em estudos de determinação do tamanho ótimo da parcela adotam métodos que se baseiam, via de regra, em dados provenientes de ensaios em branco. Contudo, é sabido que os ensaios em branco se prestam quase que exclusivamente para determinação da heterogeneidade do solo, LUGO (1977), uma vez que toda a área experimental é ocupada por uma única cultivar. Essa situação não reflete o que ocorre em termos de um experimento de avaliação de progênies, oriundas de hibridação de dois ou mais parentais, onde normalmente há grande variabilidade genética para vários caracteres. A informação a respeito do tamanho da parcela deve ser válida para todo o germoplasma e não apenas para uma cultivar, como ocorre no ensaio em branco. Por isso, na avaliação foram incluídas cerca de três dezenas de cultivares — linhas puras — com ampla variabilidade genética, inclusive para a produção de grãos, como foi comprovado pelo teste F em todos os casos, permitindo uma extrapolação para uma população segregante.

Vale ressaltar que, em função do material envolvido, dificilmente um programa de hibridação irá gerar uma variabilidade tão acentuada como a que intencionalmente foi observada nos experimentos. Portanto, as informações obtidas neste trabalho, no que se refere à variabilidade genética, provavelmente são válidas para qualquer situação.

Um outro aspecto a ser considerado são as duas metodologias empregadas neste trabalho para escolha da melhor parcela. A metodologia de simulação dos tamanhos de parcela partiu do presuposto de que há necessidade de reduzir o tamanho da parcela. Desse modo tomou-se como padrão a parcela recomendada e foram estabelecidos 15 outros tamanhos menores que o padrão. Assim os resultados obtidos permitiram mostrar a viabilidade de se reduzir o tamanho da parcela numa condição que, em termos de variabilidade genética, pelas razões já expostas, se aproxima da condição real.

Vale acrescentar que as variações encontradas fornecem indicativos dos tamanhos e formas mais convenientes, não somente em função da heterogeneidade do solo, mas principalmente aquelas provocadas pela influência de genótipos inteiramente diferentes convivendo lado a lado nos experimentos de campo.

A seu turno, a metodologia empregada na segunda etapa do trabalho, ou seja, a avaliação dos tamanhos mais promissores em experimentos isolados, ratificou os resultados obtidos na etapa de simulação. Isso permitiu concluir que ambos os métodos são viáveis, possibilitando a detecção de tipos alternativos de parcela para avaliação de progênies do feijoeiro. O método da simulação é, no entanto, o mais vantajoso, uma vez que propicia a avaliação de um maior número de combinações de forma e tamanho de parcela, com maior economia de área e recursos.

Em relação à metodologia empregada, há que se destacar

ainda a contribuição da realização dos experimentos em duas épocas. Além desse fato possibilitar uma maior representatividade dos resultados em relação às épocas de plantio do feijoeiro nas condições do sul do Estado de Minas Gerais, permitiu também a verificação do comportamento de cada tipo de parcela diante de condições ambientais diferentes. Mesmo considerando que a ordem de eficiência dos quatro tamanhos estudados na segunda etapa não tenha sido sensivelmente alterada (Tabelas 11 e 12), deve-se ressaltar que alguns tipos de parcela foram mais sensíveis à interação de cultivares por épocas (Tabelas 14 e 15). Destacam-se, sobretudo, as parcelas de mais de uma linha, que em todos os tamanhos e números de repetição avaliados foram sempre capazes de detectar a citada interação.

Outro ponto que merece destaque nos resultados obtidos, é que em ambas as etapas do trabalho só se verificou a interação de cultivares por tipos de parcela na análise conjunta dos quatro tipos avaliados no plantio de inverno de 1988, assim mesmo com uma significância relativamente baixa. Nas demais análises — conjunta dos 16 tamanhos simulados e dos quatro experimentos conduzidos no "período da seca" de 1989 — não se verificou significância para a mencionada interação (Tabelas 5 e 14). Estes resultados, impossíveis de serem obtidos através de ensaios em branco, fornecem ao melhorista maior flexibilidade na escolha do melhor tamanho e forma, uma vez que não se verificou, no presente trabalho, inversão significativa na performance das cultivares, mesmo quando avaliadas em parcelas menores do que aquela a-



tualmente recomendada.

Tão importante quanto a escolha da metodologia para de terminação das melhores parcelas é a utilização de parâmetros adequados para a realização das comparações. Esses parâmetros po dem ser os mais variados, baseando-se desde critérios eminentemente práticos, como o preparo da área experimental e a facilidade de colheita, FEDERER (1955); LE CLERG et alii (1962), passando pelos critérios estatísticos e chegando até os parâmetros de natureza econômica, como a relação entre o custo variável e o custo fixo da parcela, KOCH & RIGNEY (1951); MEIER & LESSMAN (1971).

Considerando, contudo, que o objetivo primordial desse trabalho é atender aos anseios dos melhoristas e para esses o en foque é sempre direcionado à melhoria da eficiência do processo seletivo, os parâmetros empregados foram escolhidos em função des te fato. Para isso foi empregada a estimativa do coeficiente de variação, das variâncias genética e fenotípica e da herdabilidade.

Além desses parâmetros avaliou-se a eficiência de sele ção de cada um dos tamanhos em relação ao tipo padrão, utilizando a metodologia de HAMBLIN & ZIMMERMANN (1986), que, em última instância, é o que interessa ao melhorista e, também, foram obtidos, em todos os experimentos, os índices de performance de cultivares e de diferenciação dos experimentos, FASOULAS (1983). Es te último método permite a avaliação do experimento quanto à sua capacidade discriminatória, ou seja, a propriedade que cada expe

rimento tem de encontrar diferenças significativas entre as diversas cultivares a serem avaliadas. Essa capacidade discriminatória e o número de cultivares que cada tratamento consegue superar estatisticamente foram obtidos para os diversos tipos de parcela, permitindo a comparação com o experimento em que se utilizou a parcela padrão.

O C.V. como medida da precisão experimental no sentido de avaliar tamanhos de parcela já vem sendo largamente utilizado em várias culturas: SWANSON (1930) - sorgo; BOSE (1935) - trigo; VAGHOLKAR et alii (1940) - cana-de-açúcar; CRUZ (1971), AMÉZQUITA et alii (1977), DAVIS et alii (1981) - feijão; JOSHI et alii (1973) - soja. As estimativas do C.V. no presente trabalho mostram uma magnitude relativamente boa, variando numa amplitude que pode ser considerada aceitável para experimentos de campo. Estimativas semelhantes foram encontradas por AMÉZQUITA et alii (1977), para a cultura do feijão, onde os autores observaram um C.V. variando de 26 a 8%, quando a área da parcela passou de 1,5 para 9,0 m<sup>2</sup>. Em experimentos onde foram utilizadas parcelas maiores e maior número de repetições foram obtidos valores semelhantes para o C.V., CUNHA et alii (1978); RAMALHO et alii (1977); BARTHOLO (1978); JUNQUEIRA NETTO et alii (1978); SILVA et alii (1879); SANTA CECÍLIA et alii (1985).

No presente trabalho constatou-se a mesma tendência observada na grande maioria dos estudos que relacionam tamanho de parcela com C.V., isto é, à medida em que se aumentou o tamanho da parcela ocorreu um decréscimo do C.V. No entanto, cabe aqui

um comentário a respeito da proporção em que isso ocorre. As Tabelas 3 e 4 mostram, por exemplo, considerando as situações mais extremas, que ao passar do tamanho padrão para o menor tamanho a valiado houve uma redução de 16 vezes na área da parcela, ao passo que o aumento do C.V. foi de apenas 1,7 vezes. Logo é possível reduzir muito o tamanho da parcela e mesmo assim não aumentar ~~demasiadamente~~ o C.V., o que é altamente positivo para o pesquisador.

Os resultados obtidos para as estimativas da herdabilidade são, a princípio, concordantes com as observações feitas para a influência dos diversos tamanhos sobre a precisão experimental. Cabe ressaltar que a herdabilidade média encontrada nas duas etapas ( $h^2 = 57,6\%$ ) é de magnitude elevada para a produção de grãos do feijoeiro, sendo superior ao que é normalmente apresentado na literatura, PANIAGUA & PINCHINAT (1976); POLIGNANO (1983), embora haja relatos de  $h^2$  de magnitude semelhante para o caráter, SANTOS et alii (1985); SANTOS et alii (1986). É necessário lembrar que a  $h^2$  obtida nesse trabalho foi ao nível de média, portanto não podendo ser diretamente comparada àquelas obtidas a nível de indivíduos e que o material usado foi propositadamente escolhido de modo a manifestar uma ampla variabilidade genética, como já mencionado.

No que se refere à eficiência de seleção (Tabelas 6, 7, 8, 17), verifica-se que as estimativas, de modo geral, foram altas. Aqui também foi constatado que a eficiência de seleção diminuiu à medida em que se reduziu o tamanho da parcela. Vale destacar ainda que foi observada melhor eficiência nos experimentos

plantados no inverno de 1988, onde a maior variabilidade entre as cultivares propiciou alta coerência entre o material selecionado em cada tamanho de parcela considerado em relação às cultivares selecionadas no tipo padrão.

A aplicação da metodologia de FASOULAS (1983) mostrou que há diferença entre a capacidade discriminatória dos diferentes tamanhos de parcela e que há viabilidade de se trabalhar com parcelas menores, conforme os resultados apresentados nas Tabelas 9, 10, 18 e 19.

Pelo que foi exposto, percebe-se que os parâmetros utilizados foram coerentes nas informações a respeito do efeito do tamanho das parcelas e evidentemente qualquer um deles pode ser utilizado em outras oportunidades. Uma vez que a  $h^2$  é a estimativa com que o melhorista está mais familiarizado, na discussão dos resultados obtidos nesse trabalho será dada maior ênfase a essa estimativa.

De acordo com o que já foi apresentado, a  $h^2$  variou de 48,7% a 73,3% e de 17,0% a 33,3%, considerando a primeira e a segunda etapas do trabalho, respectivamente. Analisando os resultados das Tabelas 3, 4, 11, 12 e 13 observa-se, como já mencionado, que a  $h^2$  decresceu à medida em que se aumentou o tamanho da parcela.

Outro fato que chama atenção é a  $h^2$  observada nos experimentos conduzidos nos períodos de agosto a novembro de 1988 e fevereiro a maio de 1989 (Tabelas 11, 12 e 13). A  $h^2$  média dos ex



perimentos instalados no inverno de 1988 foi de 59,8% contra uma estimativa média de 54,3% obtida no período da seca de 1989. A explicação para este fato advém, principalmente, das variações verificadas para as estimativas das variâncias genéticas e fenotípicas das duas épocas. Na parcela de 1 l x 2 m, por exemplo, constata-se uma sensível redução no valor da variância genética, quando se passou do plantio de 1988 para o de 1989. Já a variância fenotípica média sofreu apenas uma pequena elevação. Isso significa que a variância fenotípica passou a ser proporcionalmente muito menos influenciada pela variância genética entre cultivares. Por consequência, houve um decréscimo de 5,4 pontos percentuais na estimativa da  $h^2$ , ou seja, ela passou de 69,4% em 1988 para 64,0% em 1989. Constatações semelhantes foram verificadas para os outros tipos de parcela.

Essas observações talvez possam ser contestadas em virtude do fato de que são esperadas estimativas superiores para a  $h^2$  naqueles experimentos com coeficientes de variação menores, isto é, com maior precisão. E como pode ser observado (Tabelas 11, 12 e 13), os plantios do "período da seca" de 1989 apresentaram um C.V. médio inferior àquele obtido no inverno de 1988 (24,3 contra 29,4%). Isso é explicado porque durante todas as fases dos experimentos conduzidos no inverno de 1988 foi necessária irrigação suplementar, devido à escassez de chuvas ocorrida no período. O fornecimento de água via equipamentos de irrigação, por maior cuidado que se tenha, sempre traz problemas, que vão desde a germinação desuniforme até distúrbios no ciclo vegetativo das plan-

tas.

No entanto, a elevação do C.V., motivada pelos problemas citados, não foi suficiente para provocar reduções nas estimativas da  $h^2$ . O que ocorreu, na verdade, foi uma maior liberação de variabilidade genética, fazendo com que houvesse um maior distanciamento entre as produtividades médias das cultivares. Isto é, as condições menos favoráveis ocorridas no inverno de 1988 acabaram por discriminar melhor o material genético, devido, principalmente, a um desempenho ruim de algumas cultivares. Consequentemente, pode-se concluir que condições adversas permitem, em muitos casos, uma maior eficiência de seleção.

Outro ponto, já destacado inclusive, é o comportamento da  $h^2$  nos experimentos com parcelas de uma, duas e três linhas, ou seja, a influência da forma da parcela sobre os diversos parâmetros, a qual já foi relatada na literatura por diversos autores, WEBER & HORNER (1957); LESSMAN & ATKINS (1963); ARIAS (1972); FEHR (1977); FRANCO (1977); LUGO (1977); GOMEZ & GOMEZ (1984). Contudo, para estudos de determinação da melhor forma e tamanho de parcela para o feijoeiro, há também relatos de que ela não influencia consistentemente as estimativas de parâmetros como o C.V. e a  $h^2$ , MONZÓN & PÉREZ (1972).

As controvérsias quanto ao efeito do maior número de linhas por parcela decorrem, principalmente, da influência ou não do efeito bordadura na cultura do feijoeiro. Sobre esse assunto diversos estudos têm sido feitos e a maioria dos trabalhos não

tem encontrado significância para o efeito, ARRUDA (1959); VIEIRA (1964); VALENTINI (1986). No entanto, também são encontrados trabalhos com resultados diferentes. MUÑOZ et alii (1977), por exemplo, verificaram a necessidade ou não de bordadura quando são testadas cultivares de feijão de mesmo hábito de crescimento. Os resultados demonstraram um efeito de bordaduras de cabeceira, ao passo que não foi significativo o efeito das bordaduras laterais.

Constata-se, portanto, que o assunto, mesmo já bastante explorado, ainda deve ser motivo de novos estudos, notadamente quando se trabalha com microparcels. Se o efeito de bordaduras laterais não for muito pronunciado é de se esperar que, para um mesmo comprimento de linha, não haja influência da utilização de parcelas de uma ou duas linhas, por exemplo. Todavia, isso não se verificou no presente trabalho. As Tabelas 3 e 4 mostram um aumento considerável da  $h^2$  quando foram comparadas parcelas que apresentavam mesmo comprimento, porém com uma ou duas linhas. Para o tamanho 1,2 x 0,5 m, por exemplo, verificou-se uma  $h^2$  de 48,7%. A mesma parcela com um metro de largura, isto é, duas linhas, propiciou uma  $h^2$  de 73,2%. Fatos semelhantes foram observados também para os outros tipos de parcela.

Como já comentado anteriormente, também quando se considerou não o mesmo comprimento de linha, mas a mesma área de parcela, os tipos com mais de uma linha sempre alcançaram estimativas superiores para a  $h^2$ . Embora na literatura diversos trabalhos, CRHISTIDIS (1931); JUSTESEN (1932); IMMER & RALEIGH (1933); LOSELL (1936); WEBER & HORNER (1957); LE CLERG (1967); ARIAS

(1972); IGUE & MASCARENHAS (1974), tenham mostrado maior eficiência das parcelas retangulares em relação às quadradas em diversas culturas, inclusive no feijoeiro, os resultados deste trabalho revelam o contrário. Verificou-se, praticamente, em todas as situações, que o aumento da largura da parcela foi mais eficaz que a elevação do comprimento, no sentido de melhorar as estimativas dos diversos parâmetros avaliados.

No caso da herdabilidade, por exemplo, quando se dobrou o comprimento da parcela, observou-se menor efeito que aquele constatado quando foi dobrada a largura. As parcelas de 2,4 x 0,5 m, 4,8 x 0,5 m e 2,4 x 1,0 m exemplificam esta situação. Elevando o comprimento de 2,4 m para 4,8 m, mantendo uma linha de largura, obteve-se um aumento na  $h^2$  de 52,9 para 62,6% (Tabela 3). Por outro lado, quando foi mantido o comprimento de 2,4 m e passou-se para duas linhas de largura, a elevação da  $h^2$  foi de 52,9 para 66,4% (Tabelas 3 e 4). Estes resultados também foram encontrados na segunda etapa de avaliação do trabalho, onde as parcelas 2 l x 2,0 m e 3 l x 0,6 m propiciaram estimativas mais elevadas para a  $h^2$  (Tabelas 11 e 12).

A explicação para o melhor desempenho das parcelas mais largas neste trabalho está relacionada com a menor competição intergenotípica observada nessas parcelas. Segundo FEHR (1987), quando não forem usadas fileiras de bordadura nas microparcelas e houver possibilidade de diferentes competidores conviverem lado a lado nas condições de campo, deve-se utilizar parcelas com duas ou mais linhas, pois neste caso qualquer tipo de competição



entre parcelas será praticamente eliminado. Ora, minimizando as possíveis influências de parcelas adjacentes, a pequena comunidade de plantas, presente numa microparcela mais larga, terá maiores condições de representar corretamente a cultivar em questão. Portanto, no estudo da forma da parcela há que se preocupar não apenas se há ou não efeito de bordadura, mas também deve-se considerar que a parcela necessita ter uma dimensão tal que a comunidade de plantas ali presente identifique corretamente a cultivar em questão.

A herdabilidade, como já seria esperado, foi sensivelmente afetada pelo número de repetições. Trabalhos feitos com culturas diversas confirmam esse aspecto, AMÉZQUITA et alii (1977); FEHR (1977); CHAVES (1985); VOYSEST (1985). No presente trabalho verificou-se que, para uma mesma área experimental, a redução no tamanho da parcela, com um conseqüente aumento no número de repetições, foi muito efetivo no sentido de melhorar a  $h^2$ , haja visto que, conforme as Tabelas 11 e 12, a  $h^2$  média nos experimentos de seis repetições foi de 64,1%, ao passo que a mesma estimativa nos experimentos de três repetições foi de 54,1%. A seu turno, os resultados da Tabela 13 mostram a necessidade de se trabalhar com um número adequado de repetições quando são utilizadas as microparcels, especialmente se as condições não são favoráveis (Tabelas 11 e 13, resultados do período de agosto a novembro de 1988). Todavia, apesar dos experimentos de 1 l x 2,0 m e 3 l x 0,6 m simulados para três repetições (Tabela 13) terem apresentado prejuízos às estimativas da  $h^2$ , nota-se que, assim co

mo já constatado para o C.V., as perdas não são proporcionais à redução do número de repetições. Isso é confirmado quando se comparam as  $h^2$ 's médias dos dois experimentos citados, considerando três e seis repetições. Pode ser verificado que ao se dividir a área total requerida por dois (três repetições) a  $h^2$  foi reduzida 1,4 vezes.

Destaque especial deve ser dado ao desempenho da parcela de nove covas (3  $\ell$  x 0,6 m). Tal esquema atingiu uma performance superior aos outros tipos em qualquer dos parâmetros considerados, especialmente quanto à estimativa da  $h^2$ . A grande vantagem deste tipo de parcela é o reduzido consumo de sementes. Isso porque, considerando que são semeadas três sementes por cova, tem-se um gasto total de 27 sementes, número 5,6 vezes menor do que o consumo na parcela de 2  $\ell$  x 0,5 m, hoje recomendada. O presente trabalho confirma, portanto, as vantagens apresentadas por FEHR (1987), MAURO (1984) e MARTIN et alii (1990), quanto ao uso de microparcelsas em covas.

Todavia, o comprimento das linhas neste tipo de parcela é muito reduzido, o que pode fazer com que haja um efeito de bordadura de cabeceira muito pronunciado, podendo causar um mascaramento na produtividade média das cultivares. Procurando atenuar esse problema, nas duas épocas de avaliação foram testadas formas alternativas para a disposição das parcelas desse experimento no campo. Na primeira época as parcelas foram distribuídas sem o intervalo de 0,5 m nas cabeceiras. Para separar as diversas cultivares foram utilizados barbantes dispostos perpendi-

cularmente às parcelas, espaçados de 0,6 em 0,6 m. Na segunda época o sistema do barbante continuou sendo empregado, mas desta feita ele foi utilizado de 1,7 em 1,7 m, pois a cada duas parcelas, no sentido da linha, foi deixado 0,5 m. Os dois sistemas apresentaram problemas de separação do material genético no momento da colheita. Há que se ressaltar, contudo, que o sistema utilizado na segunda época comportou-se de forma superior ao da primeira, necessitando, talvez, apenas de aperfeiçoamentos. No entanto, mesmo resolvendo o problema das bordaduras de cabeceira, o tipo de parcela com 3 l x 0,6 m, devido ao pequeno tamanho e à forma pouco convencional, inegavelmente será sempre mais difícil de ser instalado a nível de campo, principalmente porque a mão-de-obra disponível é, na maioria dos casos, pouco especializada.

Atentando para os aspectos levantados constata-se, portanto, que o sistema de covas avaliado neste trabalho é uma alternativa para os experimentos de avaliação de progênies do feijoeiro. No entanto, devido às dificuldades de ordem prática já comentadas, faz-se necessário que se pense em tipos de parcela que forneçam estimativas altamente confiáveis e com economia de recursos, sem que isso implique em modificações profundas na metodologia de instalação dos experimentos a nível de campo, uma vez que certamente isso traria sérios embaraços ao melhorista, em virtude do pequeno tempo de que muitas vezes dispõe para acompanhar cada passo das operações de campo.

Por outro lado, as técnicas para instalação e condução

dos experimentos com a parcela atualmente recomendada e com os outros tipos estudados neste trabalho, exceto a parcela de covas, foram praticamente as mesmas. Isso significa que, em termos práticos, quaisquer dos tipos avaliados são viáveis. Desse modo, considerando que a parcela de covas deve ser ainda um pouco mais analisada, para que paulatinamente venha a se tornar um tipo capaz de fazer parte da rotina de campo, a recomendação proveniente deste trabalho deve se basear nos outros tipos de parcela testados. Dentro desse enfoque, a simulação efetuada por MARTIN et alii (1990), trabalhando com a cultura da soja, é de destacada utilidade para auxiliar na escolha do tamanho de parcela mais adequado.

Os autores partiram do conhecimento de que o ganho esperado com a seleção é estimado por  $GS = i \cdot \sigma_p \cdot h^2$ , FALCONER (1981), onde  $i$  é a intensidade de seleção padronizada, a qual depende apenas da proporção de indivíduos selecionados,  $\sigma_p$  é o desvio-padrão fenotípico e  $h^2$  é a herdabilidade. MARTIN et alii (1990) simularam o ganho com a seleção tomando por base uma mesma área experimental, variando, contudo, o tamanho da parcela e, conseqüentemente, o número de progênies avaliadas. Adotando a mesma estratégia e tomando como exemplo os resultados das Tabelas 3 e 4 (parcelas avaliadas na primeira etapa), foi possível prever o ganho com a seleção em cada situação, o que pode ser visualizado na Tabela 20. Partiu-se da parcela padrão considerando que com o seu uso seria possível avaliar 100 progênies numa certa área. A partir daí, considerando a mesma área e a mesma



quantidade de famílias selecionadas, ou seja, 25 famílias, simulou-se o que aconteceria com a intensidade de seleção e o ganho esperado com a seleção em termos percentuais.

Tabela 20. Ganho esperado com a seleção (GS) para a produção do feijoeiro empregando diferentes tamanhos de parcela - Lavras (MG), 1988

Tamanho da parcela (m)	Nº prog.	$h^2_{1/}$	$\sigma_p^2_{1/}$	Prop. selec. <sup>2/</sup>	$i_{3/}$	GS (%)
4,8 x 1,0	100	0,7137	43883,00	0,2500	1,2711	12,5
4,2 x 1,0	114	0,7329	46460,43	0,2193	1,3459	14,1
3,6 x 1,0	133	0,6906	42349,74	0,1880	1,4341	13,7
3,0 x 1,0	160	0,7087	45821,61	0,1563	1,5340	15,5
2,4 x 1,0	200	0,6636	40110,42	0,1250	1,6468	14,7
1,8 x 1,0	267	0,7310	50204,57	0,0936	1,7861	19,6
1,2 x 1,0	400	0,7326	62224,05	0,0625	1,9677	23,8
0,6 x 1,0	800	0,5993	68069,35	0,0313	2,2516	22,3
4,8 x 0,5	200	0,6257	54752,34	0,1250	1,6468	15,9
4,2 x 0,5	229	0,6458	56275,59	0,1092	1,7138	17,3
3,6 x 0,5	267	0,6889	47310,08	0,0936	1,7861	17,8
3,0 x 0,5	320	0,6671	63038,82	0,0781	1,8692	20,9
2,4 x 0,5	400	0,5294	37604,34	0,0625	1,9677	13,5
1,8 x 0,5	533	0,6742	59852,98	0,0469	2,0893	22,7
1,2 x 0,5	800	0,4871	50168,01	0,0313	2,2516	16,3
0,6 x 0,5	1600	0,5336	75161,19	0,0156	2,5108	23,9

<sup>1/</sup> Estimativas obtidas nas Tabelas 3 e 4.

<sup>2/</sup> Dado por 25/(número total de progênies avaliadas na área).

<sup>3/</sup> Intensidade de seleção padronizada.

Os resultados (Tabela 20) comprovam, uma vez mais, a necessidade e a viabilidade de se adotar, dentro de certos limites, parcelas menores que a atualmente recomendada. Conforme já enfatizado, a  $h^2$  decresceu à medida em que se diminuiu o tamanho da parcela. No entanto, no caso das parcelas menores, devido à maior quantidade de progênies avaliadas, a proporção de indivíduos selecionados decresceu sensivelmente, ou seja, pôde-se aplicar uma maior intensidade de seleção, o que em última instância provocou um aumento no ganho esperado com a seleção. Tais observações são de suma importância para o melhorista, ressaltando que a recomendação do tamanho e forma ideais de parcela deve levar em conta não apenas a estimativa de um ou outro parâmetro, mas sobretudo deve considerar o resultado prático que o uso da nova parcela pode trazer ao prosseguimento do programa de melhoramento.

Posto isso, levando em consideração os resultados das duas etapas, recomenda-se o uso de parcelas de duas ou três linhas de largura, as quais alcançaram melhores resultados que as parcelas de uma linha. Como o aumento no número de linhas inevitavelmente implica em redução no comprimento da parcela, uma vez que o objetivo é reduzir o tamanho final, deve-se partir para as parcelas de duas linhas, as quais permitem alcançar uma redução na área da parcela, sem que para isso seja necessário um excessivo encurtamento do comprimento da mesma. Diante disso, parcelas de duas linhas com comprimento em torno de dois metros demonstraram, em todas as etapas e metodologias deste trabalho, um comportamento adequado às expectativas do melhorista, tanto em termos

de redução do tamanho da parcela, como no que se refere às estimativas de parâmetros genéticos e fenotípicos, além de propiciarem uma classificação das cultivares, em termos de produção, muito próxima daquela conferida pela parcela atualmente recomendada.

## 6. CONCLUSÕES

- 1) Tanto a metodologia de simulação de tamanhos e formas de parcela, como a de avaliação de alguns tipos de parcela em experimentos isolados, foram eficientes e coerentes quanto à obtenção de resultados indicativos das melhores parcelas para a avaliação de progênies do feijoeiro. Sendo assim, o método de simulação deve ser o recomendado, uma vez que propicia a avaliação de um maior número de parcelas, com economia de recursos e área.
- 2) Os parâmetros genéticos e fenotípicos considerados, os erros associados às estimativas desses parâmetros e a aplicação das metodologias de eficiência de seleção e de ranqueamento de cultivares, proporcionaram resultados que indicam a viabilidade de se trabalhar com parcelas menores do que a atualmente recomendada, especialmente se a redução for no sentido do comprimento das parcelas, mantendo-se pelo menos duas linhas de largura. Isso porque, no que se refere à forma da parcela, houve um melhor desempenho das parcelas com forma tendendo mais para quadrada.



- 3) A parcela de três linhas de nove covas apresentou um comportamento superior quanto aos itens avaliados, demonstrando ser uma ótima opção de redução do tamanho da parcela experimental. No entanto, revelou uma complexidade prática que requer o desenvolvimento de novos estudos no intuito de adaptá-la à rotina das operações de campo.
  
- 4) Considerando não somente os critérios estatísticos e genéticos, mas sobretudo os aspectos de natureza prática, além da necessidade de se reduzir o consumo de sementes e a área dos experimentos, recomenda-se que os experimentos sejam instalados com três repetições e parcelas de duas linhas, com comprimento em torno de dois metros, as quais representam uma redução de mais de 50% em relação ao tipo de parcela atualmente recomendado, sem que para isso haja um prejuízo na eficiência da avaliação das progênies no campo.

## 7. RESUMO

### NOVAS ALTERNATIVAS DE TAMANHO E FORMA DA PARCELA EXPERIMENTAL PARA AVALIAÇÃO DE PROGÊNIES DO FEIJOEIRO

Autor: *Fernando de Lellis Garcia Bertolucci*  
Orientador: *Prof. Dr. Gilnei de Souza Duarte*

Atualmente a parcela recomendada para avaliação de progênies do feijoeiro é de duas linhas de cinco metros, a qual requer um alto consumo de sementes, o que muitas vezes se constitui numa limitação, especialmente nas primeiras gerações após a hibridação. Objetivando identificar novas alternativas de tamanho e forma da parcela experimental conduziu-se o presente trabalho em duas etapas. Na primeira foi montado um experimento em blocos casualizados com 30 cultivares que diferem em diversos atributos, de modo a representar uma população segregante. Através de simulação foram avaliadas parcelas desde 0,3 m<sup>2</sup> até 4,8 m<sup>2</sup>, totalizando 16 diferentes tipos. Aqueles mais promissores passaram a uma segunda etapa de avaliação, quando foram instalados experimentos para quatro diferentes tipos de parcela, todos com deline

amento em látice e 36 cultivares. Em ambas as etapas foram estimados parâmetros genéticos e fenotípicos e o erro associado a essas estimativas, além da aplicação das metodologias de eficiência de seleção e de ranqueamento de cultivares. A partir dos resultados obtidos pode-se concluir que: 1) tanto a metodologia de simulação de tamanhos e formas de parcela, como a de avaliação de alguns tipos de parcela em experimentos isolados foram eficientes e coerentes quanto à obtenção de resultados indicativos das melhores parcelas para avaliação de progênies do feijoeiro. Sendo assim, o método de simulação deve ser o recomendado, uma vez que propicia a avaliação de um maior número de parcelas, com economia de recursos e área; 2) os parâmetros genéticos e fenotípicos considerados, os erros associados às estimativas desses parâmetros e a aplicação das metodologias de eficiência de seleção e de ranqueamento de cultivares, proporcionaram resultados que indicam a viabilidade de se trabalhar com parcelas menores do que a atualmente recomendada, especialmente se a redução for no sentido do comprimento das parcelas, mantendo-se pelo menos duas linhas de largura. Isso porque, no que se refere à forma da parcela, houve um melhor desempenho das parcelas com forma tendendo mais para quadrada; 3) a parcela de três linhas de nove covas apresentou um comportamento superior quanto aos itens avaliados, demonstrando ser uma ótima opção de redução do tamanho da parcela experimental. No entanto, revelou uma complexidade prática que requer o desenvolvimento de novos estudos no intuito de adaptá-la à rotina das operações de campo; 4) considerando não somente os critérios estatísticos e genéticos, mas sobretudo os aspec

tos de natureza prática, além da necessidade de se reduzir o consumo de sementes e a área dos experimentos, recomenda-se que os experimentos sejam instalados com três repetições e parcelas de duas linhas, com comprimento em torno de dois metros, as quais representam uma redução de mais de 50% em relação ao tipo de parcela atualmente recomendado, sem que para isso haja um prejuízo na eficiência da avaliação das progênies no campo.



## 8. SUMMARY

Plots recommended for the evaluation of common bean progenies is two 5m-rows, which requires many seeds that not always are available, mainly in the first generations after hybridization. Aiming at identify new alternatives of size and shape of experimental plots this research was carried out in two stages. In the first stage an experiment was planted in randomized complete blocks using 30 cultivars differing in many traits in order to represent a segregating population. Through simulation techniques there were evaluated plots from 0.3 m<sup>2</sup> to 4.8 m<sup>2</sup>, totalling 16 different plot types. The most promising plot types were evaluated again in the second stage using experiments with four plot types, all in lattice design with 36 cultivars. In both stages genetic and phenotypic parameters and standard errors were estimated in addition to the application of selection efficiency methodologies and ranking of the cultivars.

From the results obtained it was concluded that: 1) both the simulation methodology of sizes and shapes of experimental plots and the evaluation of plot types in experiments were

efficient and coherent in indicating the best plot for common bean progenies evaluation. Thus, the simulation methodology should be recommended because it allows evaluation of a larger number of plots with economy of resources and area; 2) genetic and phenotypic parameters, the associated errors of these parameters and the application of selection efficiency methodologies and ranking of cultivars gave results which indicate the feasibility in using smaller plots than the ones presently recommended, specially if this reduction concerns plot length, maintaining two rows of width. This is so, because concerning plot shape, better performance was obtained with plots approximating the square shape; 3) plots with three rows and nine hills presented superior performance in relation to the traits evaluated, showing to be a good alternative in reducing plot size. However, it showed a practical complexity which requires the development of new techniques in order to adapt it to the routine field operations; 4) considering not only the statistical and genetic criteria but also practical aspects, in addition to reduce seed requirement and the area of the experiments, we recommend experiments with three replications and two-rows plots measuring 2m, which represent reduction of more than 50% in relation to the plots presently used without loss of efficiency in progenies evaluation in field trials.

## 9. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

1. ABREU, A. de F.B. Avaliação de progênies de feijoeiro do cruzamento "Carioca 80" x "Rio Tibagi" em diferentes densidades de plantio. Lavras, ESAL, 1989. 63p. (Tese MS).
2. ABRAHAM, T.P. & VACHHANI, M.V. Investigations on fields experimental technique with rice crop. *Indian Journal Agricultural Science*, New Delhi, 34(3):152-65, 1964.
3. AGARWAL, K.N. & DESHPANDE, M.R. Size and shape of plots and blocks in field experiment with dibbled paddy. *Indian Journal of Agricultural Science*, New Delhi, 37(6):445-550, 1967.
4. AMÉZQUITA, M.C.; MUÑOZ, J.E. & VOYSEST, O. Efficiency and precision of lattice designs with different number of repetitions and plot sizes in yield trials of beans (*Phaseolus vulgaris* L.). In: Reunión Anual del PCCMCA, Panamá, 1977. Trabalho apresentado na XXIII Reunión Anual del PCCMCA, Panamá, 1977.

5. ARIAS, L.M. Tamanho de la parcela para ensayos de rendimento em frijol. Turrialba, Costa Rica, 22(4):469-70, oct./dic. 1972.
6. ARRUDA, H.V. de. Sobre a necessidade de fileiras de bordadura, em experiências de campo. *Bragantia*, Campinas, 18(8): 101-6, 1959.
7. BARTHOLO, G.F. Adaptabilidade e estabilidade de comportamento de doze cultivares de feijão (*Phaseolus vulgaris* L.) em quinze ambientes em Minas Gerais. Viçosa, UFV, 1978. 27 p.
8. BOSE, R.D. Some soil-heterogeneity trials at pusa and the size of experimental plots. *Indian Journal of Agricultural Science*, New Delhi, 5:579-608, 1935.
9. BRIM, C.A. & MASON, D.D. Estimates of optimum plot size for soybean yield trials. *Agronomy Journal*, Madison, 51(6): 331-4, 1959.
10. CARNIELLI, A. Eficiência de diferentes tipos de parcelas na avaliação de caracteres agronômicos de soja (*Glycine max* (L.) Merrill). Piracicaba, ESALQ, 1988. 110p. (Tese MS).
- 11.) CHAVES, L.J. Tamanho da parcela para seleção de progênies de milho (*Zea mays* L.). Piracicaba, ESALQ, 1985. (Tese Doutorado).



12. CHRISTIDIS, B.G. The importance of the shape of plots in field experimentation. *Journal of Agricultural Science, Cambridge*, 21:14-37, 1931.
13. CRUZ, V.F. Estudo sobre a correção de produção de parcelas em ensaios com milho. Piracicaba, ESALQ, 1971. 143p. (Tese Doutorado).
14. CUNHA, J.M. da; SILVA, C.C. da & KAKIDA, J. competição regional entre cultivares de feijão. In: EMPRESA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA DE MINAS GERAIS. Projeto Feijão; Relatório 76/77. Belo Horizonte, 1978. p.31-7.
15. DAVIS, J.H.C.; AMÉZQUITA, M.C. & MUÑOZ, J.E. Border effects and optimum plot sizes for climbing beans (*Phaseolus vulgaris*) and maize in association and monoculture. *Explicit Agriculture*, 17:127-35, 1981.
16. EBERHART, S.A. Factors affecting efficiencies of breeding methods. *African Soils, Paris*, 15:669-80, 1970.
17. FALCONER, D.S. Introdução à genética quantitativa. Viçosa, UFV, 1981. 279p.
18. FASOULAS, A.C. A new approach to breeding superior yielding varieties. Greece, Department of General Plant Breeding, Aristotelian University of Thessaloniki, 1973. 9p. (Pub. nº 3).

19. FASOULAS, A.C. **Field designs for genotypic evaluation and selection.** Greece, Department of General Plant Breeding, Aristotelian University of Thessaloniki, 1977. 14p.  
(Pub. nº 7).
20. \_\_\_\_\_. **The honeycomb field designs.** Greece, Department of General Plant Breeding, Aristotelian University of Thessaloniki, 1979. 11p. (Pub. nº 9).
21. \_\_\_\_\_. Rating cultivars and trials in applied plant breeding. *Euphytica*, Wageningen, 32(3):939-43, NOV. 1983.
22. FEDERER, W.T. **Experimental designs; theory and applications.** Calcutta, Oxford & IBH Publishing Co, 1955. 544p.
23. FEHR, W.R. Breeding. In: NORMAN, A.G. ed. **Soybean, physiology, agronomy and utilization.** New York. Academic Press, 1978. p.120-55.
24. \_\_\_\_\_. Field-plot techniques. In: \_\_\_\_\_. **Principles of cultivar development.** New York, Mac Millan Publishing Company, 1987. Cap.19, p.261-86.
25. FRANCO D., J.E. Uso de las superficies de respuesta en el calculo del tamaño optimo de parcela experimental. Un ensayo metodológico. *Revista ICA*, Bogotá, 7(3):325-41, Sep. 1977.
26. FREY, K.J. The utility of hill plots in oat research. *Euphytica*, Wageningen, 14(1):196-208, Feb. 1965.

27. GARLAND, M.L. & FEHR, W.R. Selection for agronomic characters in hill and row plots of soybeans. *Crop Science, Madison*, 21(4):591-5, Jul./Aug. 1981.
28. GIRÓN, J.A.E. *Manual de capacitación en biometria para experimentación em frijol*. CIAT, Cali, 1981. 133p.
29. GOMEZ, K.A. & GOMEZ, A.A. *Statistical Procedures for Agricultural Research*. 2nd ed., New York, John Wiley, 1984. 680p.
30. GREEN, D.E.; SHIBLES, R.M. & MORAGHAN, B.J. Use of hillplots and short-rows to predict soybean performance under wide and narrow-row management. *Experimentae, Viçosa*, 20(1): 1-16, Jul. 1975.
31. HALLAUER, A.R. & MIRANDA FILHO, J.B. *Quantitative genetics in maize breeding*. Ames; Iowa State University Press, 1981. 468p.
32. HAMBLIN, J. & ZIMMERMANN, M.J. de O. Breeding common bean for yield mixtures. *Plant Breeding Reviews, Connecticut*, 4:245-72, 1986.
33. HATHEWAY, W.H. Convenient plot size. *Agronomy Journal, Madison*, 53(4):279-80, Jul./Aug. 1961.
34. IGUE, T.; SOUZA, M.D. de & NAGAI, V. Tamanho da parcela mais conveniente para experimentação de campo com arroz. *Ciência e Cultura, São Paulo*, 24(12):1150-3, dez. 1972.

35. IGUE, T. & MASCARENHAS, H.A.A. Tamanho das parcelas para experimentos de campo com soja. Campinas, Instituto Agrônomico, 1974. 28p. (Boletim técnico, 9).
36. IMMER, F.R. & RALEIGH, S.M. Further studies of size and shape of plot in relation to field experiments with sugar beets. *Journal of Agricultural Research*. Washington, 47 (8):591-8, Oct. 1933.
37. JOSHI, S.N.; KABARIA, M.M. & BABARIA, H. Note on the estimates of optimum plot size for field experiment on soybean (*Glycine max* (L.) Merr.). *Indian Journal of Agricultural Science*, New Delhi, 43(4):423-4, Apr. 1973.
38. JUNQUEIRA NETTO, A.; SILVA, C.C: da; VIEIRA, C. & VOYSEST, O. Viveiro internacional de rendimento e adaptação de feijão. In: EMPRESA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA DE MINAS GERAIS. *Projeto Feijão; relatório 76/77*. Belo Horizonte, 1978. p.53-4.
39. JUSTESEN, S.H. Influence of size and shape of plots on the precision of field experiments with potatoes. *The Journal of Agricultural Science*, Madison, 22:366-72, 1932.
40. KEMPTHORNE, O. The contributions of statistics to agronomy. *Advances in Agronomy*, New York, 9:177-204, 1957.
41. KOCH, E.J. & RIGNEY, J.A. A method of estimating optimum plot size from experimental data. *Agronomy Journal*, Madison, 43:17-21, 1951.



42. LE CLERG. Significance of experimental design in plant breeding. In: FREY, K.J., Ed. **Plant Breeding**. Ames, Iowa State University Press, 1967. p.243-313.
43. \_\_\_\_\_; LEONARD, W.H. & CLARK, A.G. **Field plot technique**. Minneapolis, Burgess Publishing Co., 1962. 373p.
44. LESSMAN, K.L. & ATKINS, R.E. Optimum plot size and relative efficiency of lattice designs for grain sorghum yield tests. **Crop Science**, Madison, 3:477-81, 1963.
45. LOESELL, C.M. Size of plant and number of replication necessary for varietal trials with white pea beans. **Journal of The American Society for Agronomy**, New York, 28:634-47, 1936.
46. LUGO, F.C. Tamaño de parcela experimental y su forma. **Rev. Fac. Agron.**, Maracay, 9(3):55-74, nov. 1977.
47. MARTIN St.; S.K.; DYE, B.W. & McBLAIN, B.A. Use of hill and short-row plots for selection of soybean genotypes. **Crop Science**, Madison, 30(1):74-9, Jan./Feb. 1990.
48. MAURO, A.O. **Parcelas experimentais na estimação de parâmetros genéticos em soja ( *Glycine max* (L.) Merrill)**. Viçosa, UFV, 1984. 92p. (Tese MS).
49. MEIER, V.D. & LESSMAN, K.J. Estimation of optimum field plot shape and size for testing yield in *Crambe abyssinica* Hochst. **Crop Science**, Madison, 11(5):648-50, Sep./Oct. 1971.

50. MITCHELL, J.W.; BAKER, R.J. & KNOTT, D.R. Evaluation of honeycomb selection for single plant yield in durum wheat. *Crop Science*, Madison, 22(4):840-3, Jul./Aug. 1982.
51. MONZÓN P., D. & PÉREZ, N.P. Dos ensayos para determinar tamaño de unidad experimental para experimentos de caraotas (*Phaseolus vulgaris*). *Agronomia Tropical*, Maracay, 22(2): 181-6, Mar. 1972.
52. \_\_\_\_\_; ORTEGA, S. & GARCÍA, A.M. Ensayo de uniformidad. II. Frijol (*Vigna sinensis*). *Agronomia Tropical*, Maracay, 25(1):27-9, Ene, 1974.
53. MUÑOZ, J.E.; AMÉZQUITA, M.C. & VOYSET, O. Efecto de bordes en ensayos de rendimiento en frijol (*Phaseolus vulgaris* L.). In: Reunion del PCCMCA, 23, Panamá, 1977. **Trabajo presentado na XXIII Reunión Anual del PCCMCA, Panamá, 1977.**
54. NIEHAUS, W.S. Effectiveness of harvest index and the honeycomb design in early generation yield evaluation in durum wheat. *Dissertation Abstract*, Bismark, 42:8118-41, 1981.
55. PANIAGUA, C.V. & PINCHINAT, A.M. Critérios de selección para mejorar el rendimiento de grano en frijól (*Phaseolus vulgaris* L.). *Turrialba*, Costa Rica, 26(2):126-31, abr./jun. 1976.

56. PATIÑO, H. & SINGH, S.P. Respuesta a la selección visual para rendimiento en generaciones  $F_2$  Y  $F_3$  en frijol, *Phaseolus vulgaris* L. In: CENTRO INTERNACIONAL DE AGRICULTURA TROPICAL. Memorias del taller internacional de mejoramiento genético de frijol. Cali, 1988. p.417. (Documento de trabajo, 47).
57. PAVATE, M.V. & PATEL, G.C. Estimate of plot size for field experiments in tobacco. *Indian Journal of Agricultural Science*, New Delhi, 8:371-83, 1963.
58. 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, set./out. 1987.
59. PIGNATARO, I.A.B. & GONÇALVES, H.M. Estimativa do melhor tamanho de parcela para experimento de soja (*Glycine max* (L.) Merrill). *Agronomia Sulriograndense*, Porto Alegre, 8(2): 153-9, 1972.
60. PIMENTEL GOMES, F. O problema do tamanho das parcelas em experimentos com plantas arbóreas. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, Brasília, 19(12):1507-12, dez. 1984.
61. POLIGNANO, G.B. Heritability of some agronomic traits in *Phaseolus vulgaris* L. *Genética Agrária*, Roma 87(1/2):69-82, 1983.

62. PORTO, M.P. & VERNETTI, F.J. Parcelas de covas e de fileiras na avaliação do rendimento e de outras características agronômicas de três cultivares de soja (*Glycine max* (L.) Merrill). In: SEMINÁRIO NACIONAL DE PESQUISA DE SOJA, 2, Brasília, 1981. *Anais...* Londrina, EMBRAPA-CNPSO, 1982, v.1, p.489-99.
63. RAMALHO, M.A.P.; DUARTE, G. de S.; SILVEIRA, J.V. & CARVALHO, M.A. Estimativa do tamanho ideal da parcela para os experimentos com a cultura do feijão. *Ciência e Prática*, Lavras, 1(1):5-12, jan./jun. 1977.
64. \_\_\_\_\_; ANDRADE, L.A. de B. & TEIXEIRA, N.C.S. Correlações genéticas e fenotípicas entre caracteres do feijão (*Phaseolus vulgaris* L.). *Ciência e Prática*, Lavras, 3(1):63-70, jan./jun. 1979-A.
65. \_\_\_\_\_; SANTOS, J.B. dos; SANTA CECÍLIA, F.C. & ANDRADE, M. A. de. Seleção de progênie no feijão "Pintado" e estimativas dos parâmetros genéticos e fenotípicos. *Ciência e Prática*, Lavras, 3(1):51-7, jan./jun. 1979.
66. ROBERTSON, L.D. & FREY, K.J. Honeycomb design for selection among homozygous oat lines. *Crop Science*, Madison, 27(5): 1105-8, Sep./Oct. 1987.



67. SANTA CECÍLIA, F.C.; RAMALHO, M.A.P.; SANTOS, J.B. dos & ABREU, A. de F.B. Comportamento de cultivares de feijão (*Phaseolus vulgaris* L.) na região Sul do Estado de Minas Gerais, período das águas de 1984/1985. *Ciência e Prática*, Lavras, 9(2):216-21, jul./dez. 1985.
68. SANTOS, J.B. dos. Controle genético de caracteres agronômicos e potencialidades de cultivares de feijão (*Phaseolus vulgaris* L.) para o melhoramento genético. Piracicaba, ESALQ, 1984. 223p. (Tese doutorado).
69. \_\_\_\_\_; VENCOSKY, R. & RAMALHO, M.A.P. Controle genético da produção de grãos e de seus componentes primários em feijoeiro. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, Brasília, 20(10):1203-11, out. 1985.
70. SANTOS, P.C. dos; CARDOSO, A.A.; VIEIRA, C. & SILVA, J.C. Herdabilidade e correlações do rendimento com seus componentes, em dois cruzamentos de feijão. *Revista Ceres*, Viçosa, 33(189):404-12, set./out. 1986.
71. SARDANA, M.G.; SREENATH, P.R. & MALHOTRA, V.P. Size and shape of plots and blocks in field trials with potato. *Indian Journal of Agricultural Science*, New Delhi, 37(5): 338-55, 1967.

72. SILVA, C.C. da; VIEIRA, C. & ROJAS, R.A.M. Comportamento de cultivares de feijão (*Phaseolus vulgaris* L.) na Zona da Mata de Minas Gerais. In: EMPRESA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA DE MINAS GERAIS. Projeto FEijão; relatório 77/78. Belo Horizonte, 1979. p.39-52.
73. SCHUTZ, W.M. & BRIM, C.A. Intergenotypic competition in soy bean. *Crop Science*, Madison, 7(4):371-6, 1967.
74. SENTZ, J.C. Hill plot technique for soybeans investigations. *Agronomy Journal*, Madison, 6(1):50-1, 1958.
75. SMITH, H.F. An empirical law describing heterogeneity in the yield of agricultural crops. *The Journal of Agricultural Science*, Cambridge, 28:1-23, 1938.
76. STEEL, R.G.D. & TORRIE, J.H. Principles and procedures of statistics. New York, McGraw Hill Book Company, INC., 1960. 481p.
77. STORCK, L. Estimativa para tamanho e forma de parcela e número de repetições para experimentos com milho (*Zea mays* L.). Porto Alegre, UFRGS, 1979. 98p. (Tese MS).
78. SWANSON, A.F. Variability of grain sorghum yields as influenced by size, shape, and number of plots. *Journal of the American Society for Agronomy*, Madison, 22:838-8, 1930.

79. TAKEDA, C. Avaliação de progênies de feijoeiro do cruzamento 'ESAL 501' x 'A 354' em diferentes ambientes. Lavras, ESAL, 1990. 82p. (Tese MS).
80. THOMAS JÚNIOR, G.B. Cálculo. Rio de Janeiro, Ao Livro Técnico, 1965. 892p.
81. THOMAS, H.L. & ABOU-EL-FITTOUH, H.A. Optimum plot size and number of replications for estimating forage yield and moisture percentage. *Agronomy Journal*, Madison, 60(5): 549-50, Sep./Oct. 1968.
82. VAGHOLKAR, B.P.; APTE, V.N. & IYER, S.S. A study of plot size and shape technique for field experiments on sugarcane. *Indian Journal of Agricultural Science*, New Delhi, 10:388-403, 1940.
83. VALENTINI, L. Fileiras de bordadura em ensaios de competição entre cultivares de feijão (*Phaseolus vulgaris* L.) em diferentes espaçamentos de plantio. Viçosa, UFV, 1986. 26p. (Tese MS).
84. VALENTINI, L.; VIEIRA, C.; CONDE, A.R. & CARDOSO, A.A. Fileiras de bordadura em ensaios de competição entre variedades de feijão. *Ciência e Cultura*, São Paulo, 40(10): 1004-7, out. 1988.

85. VELLO, N.A. & VENCOVSKY, R. Variâncias associadas às estimativas de variância genética e coeficiente de herdabilidade. In: RELATÓRIO CIENTÍFICO DE 1974. Piracicaba, ESALQ, 1974. p.238-48, (Relatório, 8).
86. VIEIRA, C. Melhoramento do feijoeiro (*Phaseolus vulgaris* L.) no Estado de Minas Gerais. I. Ensaio comparativos de variedades realizados no período de 1956 a 1961. *Experientiae*, Viçosa, 4(1):1-68, jan. 1964.
87. VOYSEST, O. Tamanho de parcela. In: LÓPEZ, M.; FERNÁNDEZ & SCHOONHOVEN, A. van, eds. *Frijo: investigation y producción*. Cali, Colômbia, CIAT, 1985, p.409-17.
88. WEBER, C.R. & HORNER, T.W. Estimates of cost and optimum plot size and shape for measuring yield and chemical characters in soybeans. *Agronomy Journal*, Madison, 49(8): 444-9, Aug./Sep. 1957.
89. ZIMMERMANN, F.J.P. Tamanho e forma de parcela para pesquisa de feijão consorciado com milho. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, Brasília, 17(5):741-3, maio 1982.