

**ALTERNATIVAS PARA MELHORAR A
EFICIÊNCIA DOS EXPERIMENTOS DE
VALOR DE CULTIVO E USO (VCU) NA
CULTURA DO FEIJOEIRO**

WILLIAN KRAUSE

2005

WILLIAN KRAUSE

**ALTERNATIVAS PARA MELHORAR A EFICIÊNCIA DOS
EXPERIMENTOS DE VALOR DE CULTIVO E USO (VCU) NA
CULTURA DO FEIJOEIRO**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Lavras como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Agronomia, área de concentração em Genética e Melhoramento de Plantas, para a obtenção do título de “Mestre”.

Orientador

Prof. Dr. Magno Antônio Patto Ramalho

LAVRAS
MINAS GERAIS – BRASIL
2005

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

Krause, Willian

Alternativas para melhorar a eficiência dos experimentos de valor de cultivo e uso (VCU) na cultura do feijoeiro / Willian Krause. -- Lavras : UFLA, 2005.

63 p. : il.

Orientador: Magno Antônio Patto Ramalho.

Dissertação (Mestrado) – UFLA.

Bibliografia.

1. Feijão. 2. Melhoramento genético vegetal. 3. Bordadura. 4. Delineamento experimental. I. Universidade Federal de Lavras. II. Título.

CDD-635.65223

WILLIAN KRAUSE

**ALTERNATIVAS PARA MELHORAR A EFICIÊNCIA DOS
EXPERIMENTOS DE VALOR DE CULTIVO E USO (VCU) NA
CULTURA DO FEIJOEIRO**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Lavras como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Agronomia área de concentração em Genética e Melhoramento de Plantas, para a obtenção do título de “Mestre”.

APROVADA em 03 de fevereiro de 2005.

Prof. Dr. Magno Antônio Patto Ramalho

UFLA

Prof. Dr. Edilson Romais Schmidt

CCA/UFES

Profa. Dra. Flávia Maria Avelar Gonçalves

UFT

Prof. Dr. Magno Antônio Patto Ramalho
UFLA/BIO
(Orientador)

LAVRAS
MINAS GERAIS – BRASIL

AGRADECIMENTOS

A Deus, pela saúde e força para completar mais esta etapa da minha vida.

À Universidade Federal de Lavras, em especial ao Departamento de Biologia, pela oportunidade de realizar este curso.

À Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES), pela concessão de bolsa de estudos.

Ao professor Magno Antônio Patto Ramalho, pela orientação segura, apoio e paciência.

Aos professores dos Departamentos de Biologia, pelos ensinamentos transmitidos.

A todos os colegas do GEN, pela amizade, companheirismo e disponibilidade em ajudar.

Ao Airton, pela grande contribuição nas análises estatísticas e pelas sugestões.

Ao professor Edilson Romais Schmildt, que me abriu as portas para a pesquisa científica.

À professora Flávia Maria Avelar Gonçalves, pelas sugestões apresentadas para a melhoria deste trabalho.

À minha esposa, pela dedicação e compreensão.

Aos meus familiares, pelo apoio constante em todas as etapas percorridas até aqui.

A todos os membros da Igreja Cristã Maranata de Lavras, pelo excelente convívio.

SUMÁRIO

	Página
RESUMO.....	i
ABSTRACT.....	iii
1 INTRODUÇÃO.....	1
2 REFERENCIAL TEÓRICO.....	3
2.1 Experimento de valor de cultivo e uso (VCU).....	3
2.2 Erro experimental e suas implicações no sucesso da experimentação agrícola.....	4
2.3 Alternativas para melhorar a precisão experimental.....	9
2.3.1 Escolha do delineamento.....	9
2.3.2 Otimização do tamanho e forma das parcelas.....	10
2.3.3 Número de repetições.....	14
2.3.4 Bordadura.....	15
2.3.5 Manejo do experimento.....	15
2.3.6 Emprego da análise de covariância.....	16
2.3.7 Análise espacial.....	19
3 MATERIAL E MÉTODOS.....	22
3.1 Locais.....	22
3.2 Material experimental.....	22
3.3 Efeito de bordadura.....	22
3.3.1 Delineamento experimental e condução dos experimentos.....	22
3.3.2 Análise estatística.....	24
3.4 Efeito do número de repetições.....	25
3.4.1 Delineamento e manejo da cultura.....	25
3.4.2 Análise estatística.....	25
3.5 Emprego de covariáveis visando à melhoria da precisão experimental....	26
3.5.1 Covariáveis obtidas.....	26
3.5.2 Análise dos dados.....	26
4 RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	29
4.1 Efeito de bordadura.....	29
4.2 Número de repetições.....	38
4.3 Ajuste do erro por meio de covariância.....	41
5 CONCLUSÕES.....	48
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	49
ANEXOS.....	58

RESUMO

KRAUSE, Willian. **Alternativas para melhorar a eficiência dos experimentos de valor de cultivo e uso (VCU) na cultura do feijoeiro**. 2005. 63 p. Dissertação (Mestrado em Genética e Melhoramento de Plantas) – Universidade Federal de Lavras, Lavras, MG.*

O presente trabalho foi conduzido para avaliar a necessidade de bordadura, o número de repetições e o emprego de variáveis ambientais como covariável nos experimentos denominados de Valor de Cultivo e Uso (VCU), com a cultura do feijoeiro. Essas informações poderão, no futuro, ser utilizadas por ocasião da revisão das normas do VCU pelo Ministério da Agricultura, Pecuária e do Abastecimento (MAPA), para orientar os obtentores de cultivares. Os experimentos foram conduzidos no município de Lavras, sul do estado de Minas Gerais. Para avaliar a necessidade de bordadura, foram implantados três experimentos. Os tratamentos foram constituídos de dezoito linhagens com grãos tipo carioca mais duas testemunhas. O delineamento foi o de blocos casualizados com três repetições e parcela com quatro linhas de quatro metros de comprimento. A colheita foi feita separadamente para as duas linhas centrais (área útil) e as duas laterais (bordadura). Foram realizadas as análises de variância da produtividade de grãos (kg/ha), considerando área útil, área total e bordadura. Posteriormente, envolvendo a área útil e a bordadura, foi efetuada a análise de variância para verificar o efeito da posição da linha. Utilizando-se os mesmos experimentos, foram tomadas algumas covariáveis. Entre elas estão a quantidade total de água por parcela, o teor de nutrientes do solo e o estande final, visando o emprego da análise da covariância na melhoria da eficiência dos experimentos. Foram realizadas análises de variância para cada covariável. Posteriormente, elas foram utilizadas na análise de covariância individual e múltipla. A produção de grãos foi considerada como variável dependente (y) e as covariáveis como variáveis independentes (x). O efeito do número de repetições foi avaliado utilizando-se as mesmas linhagens, com o mesmo delineamento, porém, com seis repetições e a parcela continha duas linhas (sem bordadura) com quatro metros de comprimento. Utilizando a produtividade de grãos, foram realizadas análises de variância considerando as diferentes combinações do número de repetições, isto é, com 2, 3, 4, 5 e 6 repetições. Com base nos resultados obtidos, constatou-se que: o uso de bordaduras não contribui com a melhoria da precisão experimental; a utilização de parcelas com maior número de linhas foi sempre vantajosa; o aumento do número de repetições não afetou o quadrado médio do erro. Entretanto, reduziu

***Orientador:** Magno Antônio Patto Ramalho – UFLA

o erro padrão da média, incrementando a chance de detectar diferença significativa entre as linhagens; o uso dos teores de nutrientes do solo como covariável só é eficaz se o seu teor no solo for considerado crítico para a cultura. Assim, uma alternativa seria proceder a análise do solo de rotina antes da implantação do experimento. Se algum nutriente estiver abaixo do teor ideal, ele poderia ser empregado como covariável e o emprego da quantidade total de água recebida por parcela e o estande final como covariáveis não contribuíram para a melhoria da eficiência dos experimentos.

ABSTRACT

KRAUSE, Willian. **Alternatives to improve the efficiency of experiments of cultivation and use value (VCU) for common bean.** 2005. 63 p. Dissertation (Master of Science in Genetics and Plant Breeding) –Federal University of Lavras, Lavras, Minas Gerais, Brazil.*

The present study was carried out to evaluate the need for border rows, the number of replications and the use of environmental variables as covariables in so-called experiments of cultivation and use value (VCU) for common bean. Such information could be used in the future for a revision of the VCU norms by the Brazilian Ministry of Agriculture, Animal Husbandry and Supply (MAAHS) as guidelines to release cultivars. The experiments were conducted in Lavras in southern Minas Gerais state. The need for border rows was evaluated in three experiments. The treatments consisted of 18 lines of the carioca grain type plus two controls in a complete randomized block design with three replications. The plots comprised four four-meter long rows. Harvests were accomplished separately for the two central (useful area) and the two lateral rows (borders). Analyses of variance for grain yield (kg/ha) considered the useful and the total area and the border rows. Later, the variance analysis involving the useful area and the borders was carried out to verify the effect of rows position. Some covariables, among them the total quantity of water per plot, soil nutrient concentration and the final stand were included using the same experiments with the aim of using the covariance analysis to improve the experimental efficiency. Analyses of variance were performed for each covariable. These were used later in the individual and multiple covariance analysis. Grain yield was considered as dependent (y) and the covariables as independent variables (x). The effect of replications number was evaluated using the same rows with the same design, however in six replications with plots containing two four-meter-long rows (without border). Analyses of variance were performed based on grain yield considering the different combinations of number of replications, that is, with 2, 3, 4, 5, and 6 replications. The inclusion of border rows did not improve the experimental precision. The use of plots with more rows was an advantage throughout; the higher number of replications did not affect the mean square error. However, the mean standard error was reduced, increasing the chance of detecting significant differences among lines; the use of soil nutrient concentrations as covariable was only efficient when the nutrient concentration

***Major professor:** Magno Antônio Patto Ramalho – UFLA

was considered critical for the crop. Thus, an alternative would be to carry out routine soil analyses prior to the installation of the experiment. If a nutrient concentration were below the ideal it could be used as covariable. The use of the total water quantity received per plot and the final stand as covariables did not improve the experimental efficiency.

1 INTRODUÇÃO

Para orientar os obtentores de cultivares de feijão, o Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA) do Brasil estabeleceu uma série de normas para determinar o valor de uma nova cultivar visando o seu registro, denominadas Valor de Cultivo e Uso (VCU). Trata-se de uma exigência básica para que uma cultivar obtenha o Registro Nacional de Cultivares (RNC) (Brasil, 2001). Essas normas foram estabelecidas em função da vivência dos pesquisadores da comissão criada para a sua elaboração.

Após alguns anos de realização dos VCUs, as exigências das normas estão sendo questionadas. Uma delas, por exemplo, é que só poderão ser considerados os experimentos cujo coeficiente de variação (CV) seja inferior a 20% (Gurgel, 2004). Um outro questionamento é a necessidade de bordadura. Alguns resultados disponíveis na literatura evidenciam que o uso de bordadura na cultura do feijoeiro é desnecessário (Marques Júnior, 1997; Ribeiro et al., 2001).

As diferenças entre as linhagens a serem detectadas nos experimentos são cada vez menores. Por esta razão, devem-se procurar alternativas para que seja possível identificar essas diferenças (Kempton & Fox, 1997). Entre elas estão o número de repetições, o tamanho e o formato das parcelas, o nível de significância aceitável para o erro tipo I e o emprego de variáveis ambientais como covariável.

Essas informações não estão disponíveis para os experimentos de VCU que estão sendo realizados. Dessa forma, foi realizado o presente trabalho com o objetivo de avaliar alternativas na condução dos experimentos de VCU, com ênfase na necessidade de bordadura, número de repetições e o emprego de variáveis ambientais como covariável, com a cultura do feijoeiro. Essas

informações poderão, no futuro, ser utilizada para a revisão das normas dos experimentos de VCU.

REFERENCIAL TEÓRICO

2.1 Experimento de valor de cultivo e uso (VCU)

O objetivo de qualquer programa de melhoramento é obter linhagens que substituam, com vantagem, as pré-existentes. Para que isso possa ser realizado com sucesso, é necessária uma intensa avaliação das linhagens obtidas. Essas avaliações são especialmente importantes no Brasil, devido à diversidade de condições ecológicas e de sistemas de plantio adotados pelos agricultores. Por isso, a etapa de avaliação é a que demanda mais tempo e recurso dos melhoristas.

Com a promulgação da Lei de Proteção de Cultivares no Brasil (Lei 9456 de 25/04/97) e as conseqüentes portarias e regulamentações, em especial a Portaria 294 de 14/10/98, o Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA), para orientar os obtentores de cultivares, estabeleceu as normas para determinar o valor de uma nova cultivar visando o seu registro, denominado Valor de Cultivo e Uso (VCU). Trata-se de uma exigência básica para que uma cultivar obtenha o Registro Nacional de Cultivares (RNC). Para isso, a linhagem terá que participar de experimentos de avaliações durante um período mínimo de dois anos em, pelo menos, três locais por região edafoclimática de importância para a cultura, para cada época de cultivo (águas, seca e inverno).

Entre as recomendações estão: o delineamento experimental deve ser em blocos casualizados com, no mínimo, três repetições; as parcelas devem ser constituídas de, no mínimo, quatro fileiras de quatro metros de comprimento sendo utilizadas apenas as duas centrais como útil. A norma também menciona que só serão aproveitados os experimentos cujo coeficiente de variação (CV) seja inferior a 20%.

Considerando que os experimentos de VCUs são decisórios e que demandam enorme recurso, é necessário que eles sejam o mais eficiente possível. Entretanto, muito embora algumas normas tenham sido utilizadas pelos melhoristas, elas não foram devidamente avaliadas. Tem sido constatado, por exemplo, que a existência de bordadura não é uma boa estratégia em parcelas experimentais de algumas espécies cultivadas (Marques Júnior, 1997; Ribeiro et al., 2001). Não seria aconselhável não utilizar bordadura e colocar um maior número de repetições? E, qual o fundamento para se eliminar experimentos cujo coeficiente de variação seja superior a 20%? Infelizmente, informações a esse respeito envolvendo experimentos de VCU com a cultura do feijoeiro não foram encontrados na literatura.

2.2 Erro experimental e suas implicações no sucesso da experimentação agrícola

O erro experimental consiste na variação não controlada pelo pesquisador, que ocorre de forma aleatória entre as parcelas que receberam o mesmo tratamento. Ele é obtido após subtraírem-se os demais efeitos que compõem o modelo estatístico. É importante frisar que erro não significa engano, mas qualquer desvio devido aos vários fatores aleatórios do ambiente (Ramalho et al., 2000). A estimativa do erro é fundamental para os testes das hipóteses formuladas. Ela pode ser obtida toda vez que duas o mais variáveis sejam avaliadas com repetições.

Como já mencionado, o erro é necessário para o teste das hipóteses formuladas; assim, sua magnitude afeta diretamente o sucesso do experimento. Se ele for de baixa magnitude, mesmo pequenas diferenças entre os tratamentos poderão ser detectadas e, por conseguinte o experimento será mais eficiente. Esse fato é facilmente visualizado por meio do estimador da variância da média

$(s_{(\hat{m})}^2)$, ou seja $s_{(\hat{m})}^2 = \frac{s^2}{r}$. Assim, quanto menor s^2 , a variância do erro, a estimativa se aproxima mais do parâmetro populacional e, por conseguinte, maior confiança nas inferências a serem obtidas dos experimentos.

Há vários fatores que afetam o erro experimental. De modo geral, a heterogeneidade na ocorrência de todos os fatores bióticos e abióticos que afetam o desenvolvimento da planta, contribui para a redução da precisão experimental.

Entre os fatores bióticos os patógenos ocupam lugar de destaque. Uma extensa revisão a respeito dos principais patógenos na cultura do feijoeiro é apresentada por Sartorato & Rava (1994). No sul de Minas Gerais, há predominância de ocorrência do *Colletotrichum lidemuthianum*, agente causal da antracnose e *Phaeoisariopsis griseola*, causador da mancha angular. Esses patógenos provocam grandes danos à cultura (Paula Jr. & Zambolim, 1998) e possuem várias raças (Sartorato & Rava, 1994), o que dificulta a obtenção de cultivares resistentes.

Normalmente, em um experimento estão envolvidas linhagens com diferentes alelos de resistência e, portanto, que diferem em suscetibilidade às raças dos patógenos. Esse fato propicia que, nos experimentos, a ocorrência dos patógenos seja diferente entre as parcelas. Também tem sido constatado no feijoeiro e outras espécies que o grau de suscetibilidade ao patógeno de uma determinada linhagem é influenciado pelas linhagens que estão situadas em parcelas vizinhas (Kempton, 1997; Marques Júnior, 1997; Muñoz et al., 2000).

Quando uma linhagem está situada próxima de outra muito suscetível, o grande potencial de inóculo contribui para que, mesmo que ela possua um razoável nível de resistência, ela venha a manifestar o sintoma. Isso contribui para alterar o desempenho da linhagem e, como não é na mesma intensidade em todas as parcelas, diminui a precisão experimental. Infelizmente, nos

experimentos de avaliação de cultivares e ou progênies, não se deve promover o controle dos patógenos, pois uma das variáveis sob avaliação é exatamente o grau de resistência da linhagem e ou progênie sob teste.

No caso das pragas, as informações a respeito de diferenças entre linhagens e distribuição no campo, por exemplo, são escassas. Contudo, observações de campo permitem inferir que, normalmente, a ocorrência não é homogênea. Há tendência, por exemplo, de algumas pragas concentrarem-se nas bordas dos experimentos. Nesse caso também, como elas afetam o desempenho de outros caracteres da planta, inclusive produtividade de grãos, essa heterogeneidade de distribuição aumenta o erro. Em tomate, Muñoz et al. (2000) detectaram interferência entre as parcelas causadas pelo ácaro rajado (*Tetranychus urticae*).

Outro ponto importante é a ocorrência de plantas daninhas na área experimental. O período crítico de competição das plantas daninhas com o feijoeiro situa-se entre 15 e 30 dias após a emergência (Ferreira et al., 1998), podendo acarretar redução na produção. Na cultura do feijoeiro ocorrem várias espécies de plantas daninhas afetando o desempenho da cultura; algumas são mais agressivas do que outras e, normalmente, elas não estão uniformemente distribuídas na área experimental, o que acarreta aumento do erro experimental.

A interferência entre parcelas pode ocorrer também devido a diferenças na altura das plantas situadas nas parcelas vizinhas. Em milho, David et al. (2001) obtiveram redução na produção de 160 kg/ha para o norte da França e 300 kg/há, para o sul da França, quando uma cultivar foi 10 cm menor que cada uma das suas vizinhas. Em trigo, utilizando cultivares de diferentes alturas, Clarke et al. (1998) observaram que, em média, houve redução de 0,34% na produção por centímetro aumentado na altura das parcelas vizinhas e o contrário ocorreu quando a altura das parcelas vizinhas foi reduzida. Clarke et al. (2000), demonstram que a interferência entre as parcelas devido à diferença na altura das

plantas pode ser reduzida se as fileiras das parcelas forem orientadas no sentido leste-oeste.

Entre os fatores abióticos, a heterogeneidade na fertilidade dos solos ocupa lugar de destaque nos experimentos de campo. Há várias publicações que enfatizam a importância dos macros e micronutrientes na cultura do feijoeiro, bem como especificam os níveis críticos no desenvolvimento das plantas (Scaramussa et al., 1996; Oliveira et al., 1996; Vieira, 1998). Em regiões tropicais, as chuvas podem ser intensas em curtos períodos, quando associadas com a maior declividade de algumas áreas, elas contribuem para que a erosão seja intensa em grande parte das regiões produtoras do Brasil (Paterniani, 2000). Isso também ocorre nas áreas experimentais. Em função especialmente desse fator, ocorre normalmente grande heterogeneidade em fertilidade. Como o desempenho das plantas é dependente desses nutrientes, a variação na sua ocorrência contribui para a diferença no desempenho das linhagens e, por conseguinte, amplia o erro experimental.

Devido à distribuição irregular das chuvas, a irrigação torna-se uma prática importante para suplementar a umidade necessária para o desenvolvimento da cultura. Contudo, a água deve ser distribuída de forma uniforme sobre a área. No caso da irrigação por aspersão, o objetivo é distribuir a água no solo na forma de chuva de baixa intensidade, de forma que possa ser absorvida sem escoamento superficial. Entretanto, como quase a totalidade dos aspersores rotativos cobre áreas circulares, uma aplicação absolutamente uniforme não é possível. Além disso, outros fatores, como o vento, pressão de serviço, desuniformidade da rotação dos aspersores e o espaçamento entre eles, afetam a distribuição de água. Assim, a desuniformidade de distribuição da água em experimentos irrigados afeta o desenvolvimento das plantas, diminuindo a precisão experimental.

Outro fator cuja heterogeneidade tem reflexo expressivo no erro experimental é a diferença no número de plantas por parcela, o que se denomina de estande. De maneira geral, tenta-se obter estande uniforme pela sementeira em excesso, fazendo-se posteriormente o desbaste. Entretanto, mesmo com esta prática, a parcela pode apresentar falhas por diversos fatores. A maior dificuldade é que as plantas próximas às falhas podem ou não compensar as plantas em falta, o que dificulta ainda mais a estratégia para solucionar o problema (Fernandes et al., 1989).

A heterogeneidade do material experimental, ou seja, o material que compõe os tratamentos, não se constitui num problema no caso do VCU, visto tratar-se linhagens na fase final do melhoramento e, por isso, há homogeneidade dentro das parcelas. Contudo, nem sempre é assim. Em experimentos de avaliação de progênies segregantes, a variação na constituição genética promove heterogeneidade no desempenho das plantas e aumenta o erro.

Além do mais, quando diferentes linhagens são avaliadas, elas podem diferir em características, como hábito de crescimento, ciclo, reação a doenças já mencionadas, entre outras, o que pode promover competição entre parcelas. Por exemplo, no feijoeiro, as linhagens são classificadas em quatro tipos de hábito de crescimento (Voyses & Dessert, 1993), sendo que o tipo IV possui um maior comprimento da guia tendendo a enrolar-se nas plantas vizinhas. Isto aumenta o erro experimental, podendo, assim, a performance de uma linhagem ser alterada pela linhagem situada na parcela adjacente. Essa competição entre parcelas deve-se, principalmente, à competição intergenotípica (Fehr, 1987).

Com relação ao tamanho e à forma das parcelas utilizadas, há enorme variação, mesmo em uma dada espécie. Esse é um aspecto importante, porque esse fator também afeta a estimativa do erro (Chaves, 1985). 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. Na verdade, a literatura pode dar uma idéia da parcela a se empregar, mas há critérios que devem ser considerados para se adotar tamanhos e formas de parcelas (Chaves, 1985; Bertolucci, 1990; Alves & Seraphin, 2004).

Os tratos culturais são procedimentos rotineiros aplicados a todos os experimentos. É evidente que quando essas atividades não são feitas uniformemente, aumenta o erro experimental. A técnica usada para proceder qualquer trato cultural deve ser constante para todas as parcelas. Procedimentos mecânicos são, em geral, mais homogêneos do que os manuais (Storck et al., 2000).

Na cultura do feijoeiro também ocorre o erro pós-colheita. Esse tipo de erro ocorre devido ao manuseio do material após a colheita e é difícil de ser controlado. Uma vez colhidas as parcelas, as plantas são ensacadas ou amarradas e levadas para os galpões para completarem a seca. O manuseio dessas parcelas até serem trilhadas contribui para que ocorram perdas aleatórias de vagens ou, até mesmo de plantas, com reflexo direto na precisão experimental (Souza, 1997). Uma medida que se tem empregado, quando possível, para reduzir esse tipo de erro é a trilha das parcelas no campo experimental, para reduzir o manuseio das parcelas.

2.3 Alternativas para melhorar a precisão experimental

2.3.1 Escolha do delineamento

Na experimentação de campo, um dos maiores problemas que o experimentador encontra é a heterogeneidade do solo (Miranda Filho, 1987; Ramalho et al., 2000), que inflaciona a estimativa do erro experimental,

reduzindo a capacidade do melhorista em detectar diferenças entre tratamentos (Es & Es, 1993). Uma alternativa para reduzir essa heterogeneidade é a escolha do delineamento experimental. O delineamento experimental é o plano de distribuição dos tratamentos nas parcelas experimentais e, assim, orienta na identificação das fontes de variação em que a soma de quadrados total será decomposta. O delineamento experimental tem vários objetivos, tais como: permitir a estimativa do erro experimental, contribuir para aumentar a precisão dos experimentos e fornecer informações sobre o procedimento mais apropriado para proceder ao teste de significância (Ramalho et al., 2000).

Há vários fatores que devem ser observados na escolha do delineamento experimental. Entre eles, o tipo de tratamento a ser aplicado e o local de condução do experimento, se é em casa de vegetação ou no campo, a heterogeneidade do solo, o nível de significância desejada e, sobretudo, no caso de experimentos nos programas de melhoramento vegetal, o número de tratamentos a serem avaliados (Ramalho et al., 2000).

O delineamento mais utilizado é o de blocos casualizados completos, em que todos os tratamentos ocorrem dentro de um mesmo bloco, que se espera ser o mais homogêneo possível; a heterogeneidade entre os blocos não é incluída no erro. No entanto, quando o número de tratamentos a ser avaliado ou o tamanho das parcelas são muito grandes, os blocos completos podem se tornar impraticáveis e, desse modo, este tipo de delineamento perde a sua eficiência, pois a pressuposição de homogeneidade dentro dos blocos é geralmente violada. Nesta situação, o melhorista deve optar por um tipo de delineamento que possua maior controle local, como os blocos incompletos, especialmente látice (Silva et al., 1999).

2.3.2 Otimização do tamanho e forma das parcelas

A determinação do tamanho ótimo da parcela, para uma espécie e em dada condição experimental, depende de vários fatores, como: questões de ordem prática, o caráter que está sendo avaliado, o nível de erro experimental considerado aceitável para a mensuração do caráter, a variabilidade de indivíduos dentro da parcela em relação à variabilidade entre parcelas, a fase do programa de pesquisa, o número de tratamentos, o delineamento experimental, as características de crescimento da cultura, o custo por indivíduo em relação ao custo por unidade experimental e, principalmente, a heterogeneidade do solo (Portmann & Ketata, 1997; Andrade, 2002; Alves & Seraphin, 2004).

Outro fator importante na determinação do tamanho ótimo da parcela experimental é a utilização do número de plantas que represente o tipo de família que está sendo avaliada. Isto porque a estimativa do erro experimental corresponde ao quadrado médio da fonte de variação do erro nas análises de variância. A esperança matemática dessa fonte de variação mostra que ela contém dois componentes, isto é: $E(QM_{\text{erro}}) = \sigma_d^2 + k\sigma_e^2$ (Vencovsky, 1987), em que σ_d^2 corresponde à variância fenotípica entre plantas dentro das parcelas e, por ser fenotípica, dependendo da situação, pode conter uma fração genética (σ_{gd}^2) e outra ambiental (σ_w^2), isto é $\sigma_d^2 = \sigma_{gd}^2 + \sigma_w^2$. Esse σ_w^2 corresponde à variação ambiental entre plantas dentro da parcela, e, portanto, sempre está presente. O componente σ_{gd}^2 , em avaliações de linhagens é nulo, já que não há variações genéticas entre indivíduos em uma linhagem porque ela está em homozigose. A variação ambiental entre parcelas (σ_e^2), outro componente do erro, é possível de ser controlado, dentro de certos limites, pelos pesquisadores. O número de plantas por parcela (k) afeta a precisão, sobretudo se é insuficiente para representar a família e ou tratamento que está sendo avaliado.

Na identificação do melhor tamanho das parcelas, além do número de plantas para representar os tratamentos, outro fator que interfere é a heterogeneidade da área experimental. Por isso, a identificação do tamanho ideal das parcelas vem sendo realizada predominantemente por meio dos denominados ensaios em branco ou ensaios de uniformidade, sem tratamentos (Andrade, 2002). Os ensaios em branco consistem em 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 rendimento de parcelas contíguas sejam somadas para integrar parcelas de diferentes tamanhos e formas, propiciando uma avaliação da variabilidade provocada pelo solo e por outros fatores (Voyses, 1985; Bos & Caligari, 1995; Storck et al., 2000). Métodos e resultados de análise de ensaios em branco podem ser vistos em Storck (1979) para a cultura do milho, em Oliveira (1994), para a cultura da batata e em Zanon (1996), para a cultura do eucalipto.

Os ensaios de uniformidade, no entanto, são apenas um dos métodos utilizados para a determinação do tamanho da parcela. São notadamente eficientes quando se considera a heterogeneidade do solo como principal fator de variação não controlada do experimento. Entretanto, como foi comentado anteriormente, há vários fatores que influenciam o tamanho e a forma ideais de parcelas, sendo assim algo complexo, em virtude de tantas 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 (Bertolucci, 1990).

Quando se discute o tamanho das parcelas, além do número de plantas propriamente dito, há outros aspectos importantes, tais como o formato da parcela e a necessidade de bordadura. Há inúmeros trabalhos realizados com

plantas anuais que mostram, a partir de um número constante de plantas por parcela, a vantagem do emprego de mais de uma linha de plantas na parcela (Bertolucci et al., 1991; Viana, 1999; Palomino et al., 2000). Comentando a esse respeito, Fehr (1987) diz que a diminuição no erro experimental ocorre devido à redução na competição intergenotípica (RCI). Essa redução é estimada pela seguinte expressão: $RCI = \frac{(\text{número de linhas por parcela} \times 2) - 2 \text{ lados}}{\text{número de linhas por parcela} \times 2}$. Assim,

com duas linhas, a competição é reduzida em 50%; com três linhas, em 66,7% e assim por diante. Resultados obtidos com a cultura do feijoeiro mostram que a utilização de duas linhas na parcela, em vez de uma, provocou alterações expressivas no erro experimental (Bertolucci et al., 1991).

Alguns trabalhos enfatizam que o uso de parcelas grandes tem sido associado com a adoção de poucas repetições. Isto se torna um risco para a precisão experimental, pois, quanto maior o número de repetições, maior a precisão, uma vez que o aumento de graus de liberdade do resíduo assegura sempre estimativas fidedignas dos efeitos dos tratamentos (Rossetti et al., 1986; Pimentel Gomes, 2000; Rosseti et al., 1996). Assim, pode-se utilizar parcelas menores associadas com um número maior de repetições.

Um questionamento que surge é se os resultados de experimentos obtidos utilizando parcelas pequenas podem ser extrapoladas para condições de cultivo extensivo. Em trigo, Yan et al. (2002) compararam o desempenho de cultivares de trigo em parcelas experimentais pequenas com os obtidos pelas mesmas cultivares, na propriedade rural. Estes autores verificaram que a concordância foi muito boa e concluíram que os experimentos conduzidos em parcelas pequenas forneceram dados úteis para a recomendação de cultivares. Para a cultura do eucalipto, Andrade (2002) avaliou 10 clones em três experimentos, com parcelas de 5, 20 e 100 plantas com três repetições. O autor concluiu que o teste inicial de seleção de clones pode ser implantado em

parcelas menores, procedendo a seleção precoce, seguida de uma nova avaliação dos clones em parcelas maiores, permitindo uma maior segurança na seleção final.

2.3.3 Número de repetições

A repetição dos tratamentos é imprescindível para se estimar o erro experimental e, por conseguinte, o(s) teste(s) de hipótese(s). Pela expressão já comentada do erro padrão da média, quanto maior o número de repetições menor deve ser o erro associado (Bertolucci, 1990; Arriel, 1991; Resende & Souza Júnior, 1997). Contudo, a escolha do número de repetições depende de uma série de fatores de ordem econômica e experimental, como heterogeneidade do solo, delineamento experimental, porcentagem desejada de discriminação dos tratamentos, disponibilidade de material experimental, disponibilidade de área experimental, número de ambientes em que o experimento será conduzido e o número de tratamentos (Bertolucci, 1990; Ramalho et al., 2000; Andrade, 2002).

A limitação de área experimental pode influenciar na escolha do número de repetições. Em alguns casos, tem sido preferido aumentar o número de repetições associado com a redução no tamanho das parcelas, permitindo uma redução substancial da área sem prejuízo da precisão experimental (Rossetti et al., 1996). De modo geral, essa estratégia proporciona experimentos mais precisos sem grande aumento de despesa (Andrade, 2002).

O número de repetições tem sido alvo do trabalho de diversos pesquisadores, tendo vários deles concluído 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. Com isso, possibilita detecção de porcentagem maior de diferenças entre médias. Pimentel Gomes (1994) ilustra este fato, considerando um ensaio de campo de competição de 12 cultivares, em que $r = 4$ blocos casualizados, com $CV = 10\%$. Nessa situação, só poderia ser

detectada a diferença mínima significativa (Δ) pelo teste de Tukey, a 5% de probabilidade, se os tratamentos diferissem em mais de 25%. Este valor é certamente excessivo, pois uma diferença de 20%, por exemplo, de enorme significância econômica, não seria comprovada. Mas, com $r = 9$ blocos, em condições similares, o valor de Δ cairia para 16,5%, e com $r = 16$ para $\Delta = 12,4\%$.

2.3.4 Bordadura

Num experimento, as fileiras mais externas das parcelas são normalmente utilizadas como bordadura e, assim, não são aproveitadas na obtenção de dados experimentais. Isso ocorre porque as plantas podem ser influenciadas por aquelas da parcela vizinha, o que pode aumentar a heterogeneidade entre as unidades experimentais e, com isso, aumentar o erro experimental. No entanto, o uso de bordadura aumenta o tamanho do bloco, podendo causar heterogeneidade dentro do bloco e provocar erro. Ademais, a execução do experimento torna-se mais cara e dispendiosa quando se utiliza a bordadura, pois exige maiores quantidades de adubos, sementes, preparo do solo e a instalação do experimento e os tratos culturais tomam mais tempo, haja vista a maior área experimental utilizada (Valentini et al., 1988).

Os trabalhos a respeito da necessidade de bordadura na cultura do feijoeiro são contraditórios. Em alguns casos, demonstrou-se que a utilização de bordaduras contribuiu para melhorar a precisão experimental (Debouck & Hidalgo, 1985; Voysest, 1985; Costa & Zimmermann, 1998). No entanto, outros autores têm demonstrado ser desnecessária a sua utilização, pois não encontraram efeito da bordadura (Valentini et al., 1988; Marques Júnior, 1997; Ribeiro et al., 2001). Assim, não há consenso sobre a necessidade ou não do emprego de bordadura.

2.3.5 Manejo do experimento

A qualidade de um experimento pode ser medida pela magnitude do erro experimental. Assim, pequenas variações, de toda a natureza, existentes nas unidades experimentais antes de se aplicar os tratamentos, ou induzidas involuntariamente durante a execução do ensaio, tornam as mesmas heterogêneas. Dessa forma, todo o manejo do experimento torna-se de grande importância para evitar o aumento do erro experimental.

Assim, cuidados devem ser tomados em todo o manejo como capinas, aplicação de adubos, controle de doenças e pragas e irrigação, para que sejam o mais uniforme possível em todas as parcelas do experimento para não provocarem o aumento do erro experimental, devido ao fato de um tratamento ora ser favorecido e ora ser prejudicado por influência desses fatores (Storck et al., 1994). Outro fator importante é a presença do pesquisador constantemente no campo acompanhando o experimento em todos os estádios e participando ativamente no gerenciamento de todo o manejo que será aplicado no experimento.

Analisando um total de 1.920 experimentos de competição de cultivares, realizados no estado do Rio Grande do Sul, sendo 549 com a cultura do milho, 480 com a soja, 522 com trigo, 104 com arroz, 90 com feijão e 117 com aveia, Lúcio & Storck (1999) obtiveram conclusões interessantes. Estes autores concluíram que a padronização dos ensaios de competição de cultivares, usando manejos propícios para reduzir o erro experimental é um procedimento capaz de aumentar a qualidade e a confiabilidade dos experimentos. Observaram também que procedimentos mecânicos são, em geral, mais homogêneos do que os manuais.

2.3.6 Emprego da análise de covariância

Uma outra alternativa para reduzir a heterogeneidade nos experimentos, especialmente de campo, é o emprego da análise de covariância. Para isso, uma ou mais variáveis auxiliares (x) podem ser utilizadas na análise de covariância com a variável resposta (y). Por meio dessa análise, espera-se ajustar as médias dos tratamentos para o valor que deveria ser obtido se não tivessem ocorrido diferenças no valor da covariável. Isto reduz o erro experimental e, conseqüentemente, aumenta a precisão nas comparações entre médias dos tratamentos. Steel et al. (1997) utilizam o modelo estatístico para ilustrar a vantagem da análise de covariância. Seja, por exemplo, um experimento em blocos casualizados. Nessa situação o modelo seria:

$$y_{ij} = m + t_i + r_j + b(x_{ij} - \bar{x}_{..}) + e_{ij}$$

em que:

y_{ij} : valor observado do caráter y , do tratamento i no do bloco j ;

m : média geral;

t_i : efeito do i -ésimo tratamento; $i = 1, 2, \dots, n$

r_j : efeito do bloco j ; $j = 1, 2, \dots, r$

b : coeficiente de regressão linear entre os caracteres x e y ;

x_{ij} : valor assumido pela covariável, obtida no tratamento i no bloco j ;

$\bar{x}_{..}$: é o valor médio da covariável;

e_{ij} : erro experimental.

As pressuposições necessárias para a validade da análise de covariância, segundo Steel et al. (1997), são:

i) as observações x_{ij} são de efeito fixo e medidas sem erro, independente do efeito de tratamentos;

ii) a regressão de y sobre x , depois de removidos os efeitos de tratamentos e de blocos, é linear e independente dos tratamentos e blocos.

Assim, o coeficiente de regressão linear é homogêneo (é o mesmo para cada tratamento);

iii) os erros são normais e independentemente distribuídos com média zero e variância comum.

É importante ter sempre em mente que a covariância só poderá ser usada se a covariável não for afetada pelos tratamentos que estão sendo aplicados. Para certificar-se disso, o melhor procedimento é realizar a análise de variância para as covariáveis e verificar se há diferença significativa entre os tratamentos. Em caso negativo, a variação existente foi aleatória e, portanto, a covariância pode e deve ser aplicada para o ajuste.

Quando se tem mais de uma covariável, pode-se utilizar a análise de covariância múltipla, ou seja, a variável principal é ajustada em relação às x covariáveis. Draper & Smith (1998) comentam que, para se ter o menor erro, deve-se preferir utilizar no modelo todas as covariáveis; assim, valores ajustados mais confiáveis podem ser obtidos. Entretanto, estes autores comentam também que há custos envolvidos na obtenção de informações sobre um grande número de covariáveis e que o erro pode ter um valor razoavelmente pequeno que não comprometerá as conclusões. Dessa forma, podem-se incluir no modelo poucas covariáveis, ou seja, seleciona-se o “melhor” modelo. Para isso, existem vários métodos, dos quais Draper & Smith (1998) consideram o Stepwise Selection (Seleção passo-a-passo) como o melhor. O objetivo deste método é obter ao final um modelo mais parcimonioso, ou seja, com um menor número possível de covariáveis e que consiga explicar suficientemente as variações devido a causas controláveis.

A análise de covariância tem sido utilizada em vários trabalhos com a cultura do milho, visando o ajustamento nas diferenças de estande (Veronesi et al., 1995; Schmildt, 2000; Storck et al, 2002) e nas diferenças de fertilidade do solo (Knapp et al., 1995; Feijó et al., 2001).

Em experimentos de avaliação de linhagens, na cultura do feijoeiro, Pereira (1993) considerou inúmeras variáveis como covariáveis. Para isso, ele tomou medidas em todas as parcelas da quantidade de água da irrigação, estande, pH, fósforo, potássio, cálcio, magnésio e alumínio mais hidrogênio. Quando se utilizou como covariável o teor de P_2O_5 no solo, o efeito foi o mais expressivo reduzindo o CV em 15,6%. Para o cálcio, o CV reduziu 10,7% e, quando se usou como covariável a quantidade de água da irrigação por parcela, os resultados foram tão expressivos quanto estes dois anteriores.

Nesse trabalho, Pereira (1993) também utilizou a análise de covariância múltipla, associando todas as covariáveis envolvidas. Constatou-se que houve melhoria sensível da precisão experimental para a produtividade de grãos, mostrando ser essa uma alternativa importante para melhorar o processo de recomendação de linhagens de feijão.

Considerando que os experimentos de VCU necessitam ser o mais preciso possível, quanto maior o número de experimentos aproveitados melhor será a decisão dos melhoristas. Dessa forma, todas as estratégias que possam melhorar a precisão experimental, entre elas a análise de covariância, devem ser utilizadas. Entretanto, o seu emprego tem sido ainda muito pequeno.

2.3.7 Análise espacial

Atualmente, com as facilidades computacionais, uma outra alternativa que se pode utilizar são as metodologias de análises espaciais de experimentos. Isto porque pode haver correlação entre parcelas adjacentes e, assim, os erros tenderiam a ser correlacionados. Muitos autores afirmam que, quando os campos experimentais não são uniformes, a correlação entre as observações tende a ser maior para parcelas vizinhas e diminui à medida que as distâncias entre as parcelas aumenta (Brownie et al., 1993; Gleeson, 1997; Cargnelutti Filho et al., 2003).

Sabe-se que a heterogeneidade do solo é a principal causa do erro experimental nos experimentos de campo. Especialmente sob condições tropicais, nas quais ocorrem chuvas de grandes intensidades, em curtos períodos e associadas a áreas declivosas, a ocorrência de erosão é freqüente. Nessa situação é esperada uma grande variação na fertilidade do solo (Ramalho et al., 2000). Um outro evento que pode influenciar o desempenho de uma ou mais parcelas, aumentando o erro experimental, ocorre quando em um experimento em blocos ao acaso, em um determinado local, apesar dos cuidados observados pelo experimentador, houve no passado formação especial no solo provocada por cupins (muito comum em algumas regiões do Brasil) e detectada durante a vida útil do experimento (Vivaldi, 1990).

Outra situação diferente ocorre no caso de experimentos de campo com patógenos que migram com facilidade de uma parcela para a outra, afetando a influência dos tratamentos, contribuindo também para o aumento do erro.

Além disso, na área de melhoramento de plantas, são comuns, em certas fases de um projeto de pesquisa, experimentos com um número elevado de tratamentos e a escassez de material básico (Souza et al., 2000), mão-de-obra e espaço físico, torna-se então inviável a utilização de delineamentos ótimos, optando-se, na maioria das vezes, por blocos ao acaso, com um grande número de pequenas parcelas e poucas repetições. Naturalmente, o conceito de homogeneidade dentro do bloco fica prejudicado, assim como o de independência entre as parcelas (Vivaldi, 1990). Outra opção é a avaliação das famílias sem conduzir experimentos com repetições (Souza et al., 2000). A seleção neste caso é visual. No que se refere ao caráter produção de grãos, que via de regra apresenta herdabilidade reduzida, a eficiência deste método é baixa (Patiño & Singh, 1989; Silva et al., 1994).

Neste contexto, os métodos clássicos de análise de experimentos (e de planejamento) que têm sido usados com sucesso por muitas décadas, e para

muitas situações permanecem imbatíveis, podem não produzir a eficiência esperada (Vivaldi, 1990). Nestes casos, métodos estatísticos alternativos que procuram eliminar os efeitos da correlação espacial, conhecidos como métodos de análises de vizinhança (Papadakis, médias móveis e blocos móveis) e método de análise espacial, são poderosos para ajustar as médias dos tratamentos para a variação espacial e aumentar a precisão das estimativas de contrastes entre tratamentos e de parâmetros genotípicos e fenotípicos (Costa, 2003; Smith & Casler, 2004).

Brownie et al. (1993) reforçam que o argumento para usar estes métodos alternativos de análise estatística é que maiores ganhos na precisão podem ser obtidos comparativamente à análise convencional. Os autores relatam ainda que tais métodos podem ser aplicados aos dados obtidos de um delineamento experimental clássico, apenas melhorando as estimativas. Diversos trabalhos têm demonstrado resultados promissores no uso da análise espacial (Costa, 2003; Cargnelutti Filho et al., 2003; Smith & Casler, 2004; Yang et al., 2004).

3 MATERIAL E MÉTODOS

3.1 Locais

Foram conduzidos experimentos em três safras. Os experimentos das safras de inverno de 2003 e das águas de 2003/04 foram implantados na área experimental do Departamento de Biologia da Universidade Federal de Lavras (UFLA), situada no município de Lavras, a 918m de altitude, 21°45' S de latitude e 45°00' W de longitude. Os experimentos da safra da seca de 2004 foram alocados em uma área experimental no município de Ijaci, situado a oito quilômetros de Lavras.

3.2 Material experimental

Em todos os experimentos, os tratamentos foram constituídos de dezoito linhagens com grãos tipo carioca dos experimentos de VCU mais duas testemunhas (Tabela 1). Esses experimentos fazem parte da rede de ensaios conduzidos no estado de Minas Gerais, pelo convênio entre Universidade Federal de Lavras (UFLA), Universidade Federal de Viçosa (UFV), Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (EMBRAPA) e a Empresa de Pesquisa Agropecuária de Minas Gerais (EPAMIG).

3.3 Efeito de bordadura

3.3.1 Delineamento experimental e condução dos experimentos

Utilizando três experimentos de VCU, foi avaliado o efeito de bordadura. Os experimentos de VCU utilizados seguiram as normas do

Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA), ou seja, o delineamento experimental foi o de blocos casualizados com três repetições. A parcela experimental foi constituída de quatro linhas, com quatro metros de comprimento, espaçadas de 0,5m e densidade de 15 sementes por metro linear.

O plantio dos experimentos foi em forma de plantio direto. O manejo foi semelhante ao adotado pela cultura na região, sendo irrigado, quando necessário, por meio do sistema de aspersão. Não foi efetuado nenhum controle fitossanitário.

Neste caso, foi considerada a produção de grãos. Para isso, foram colhidas separadamente as duas linhas centrais (área útil) e as duas laterais (bordadura).

TABELA 1 Caracterização das linhagens de feijão quanto à identificação, hábito de crescimento e origem.

Nº	Identificação	Hábito de crescimento	Origem
	Linhagens		
1	VC1	III	UFV
2	VC2	III	UFV
3	VC3	III	UFV
4	VC4	III	UFV
5	VC5	III	UFV
6	VI 0669C	III	UFV
7	VI 4899C	III	UFV
8	VI 4599C	III	UFV
9	OP-S-30	III	UFLA
10	OP-S-82	III	UFLA
11	OP-NS-331	III	UFLA
12	OP-S-16	III	UFLA
13	OP-S-193	III	UFLA
14	AN-LAV-51	III	UFLA
15	CIII-R-3-19	III	UFLA
16	CIII-H-4-12	III	UFLA
17	CNFC 9437	II	EMBRAPA
18	CNFE 8017	II	EMBRAPA
19	TALISMÃ	III	Testemunha
20	PÉROLA	III	Testemunha

3.3.2 Análise estatística

Como já mencionado, na colheita, foram coletadas as duas linhas centrais (área útil) isoladamente das duas linhas laterais. Foram realizadas, primeiramente, as análises de variância da produtividade de grãos (kg/ha), considerando a área útil, bordadura e a área total, utilizando o modelo estatístico:

$$y_{ij} = m + t_i + r_j + e_{ij}$$

Em que:

y_{ij} : valor observado do tratamento i dentro do bloco j ;

m : média geral;

t_i : efeito fixo do i -ésimo tratamento; $i = 1, 2, \dots, n$

r_j : efeito do bloco j ; $j = 1, 2, \dots, r$

e_{ij} : erro experimental.

Posteriormente, envolvendo a área útil e a bordadura, foi efetuada a análise de variância para verificar o efeito da posição da linha. Para isto, adotou-se o seguinte modelo estatístico, considerando todos os efeitos fixos, exceto o erro:

$$y_{ijk} = m + r_j + t_i + (rt)_{ij} + p_k + (pr)_{jk} + (tp)_{ik} + (rtp)_{ijk}$$

Em que:

m : média geral;

r_j : efeito do bloco j ;

t_i : efeito do tratamento i ;

$(rt)_{ij}$: efeito da interação do tratamento i com o bloco j ;

p_k : efeito da posição;

$(pr)_{jk}$: efeito da interação da posição k com o bloco j ;

$(tp)_{ik}$: efeito da interação do tratamento i com a posição k ; e

$(rtp)_{ijk}$: efeito do erro experimental associado ao tratamento i , na posição k , no bloco j .

Para os três experimentos, aplicou-se o teste de agrupamento de Scott-Knott (Ramalho et al., 2000) com um nível de significância de 5%.

3.4 Efeito do número de repetições

3.4.1 Delineamento e manejo da cultura

Para avaliar o efeito do número de repetições, foram realizados dois experimentos. Sendo um na safra de inverno de 2003, conduzido em Lavras e o outro na safra da seca de 2004, conduzido em Ijaci. Para estes experimentos foram utilizadas as mesmas linhagens constantes na Tabela 1. O delineamento experimental utilizado foi o de blocos casualizados com seis repetições. A parcela experimental foi constituída de duas linhas, sem bordadura, com quatro metros de comprimento, espaçadas de 0,5m e densidade de 15 sementes por metro linear.

3.4.2 Análise estatística

A partir desses experimentos foi possível simular todas as combinações dos blocos/repetições para 2, 3, 4, 5 e 6, a fim de verificar a flutuação no coeficiente de variação, quadrado médio do erro e o erro padrão da média perante as alterações no número de repetições. Foram realizadas análises de variância para a característica produtividade de grãos, conforme o modelo anteriormente descrito, considerando todas as combinações das repetições possíveis. Assim, com 2 repetições, simularam-se 15 experimentos (combinação de seis, dois a dois); com 3 repetições, 20 experimentos; com 4 repetições, 15 experimentos; com 5 repetições, 6 experimentos e, evidentemente, com 6 repetições um experimento.

3.5 Emprego de covariáveis visando à melhoria da precisão experimental

As covariáveis foram obtidas nos experimentos das safras de inverno de 2003, águas de 2003/04 e da seca de 2004, mencionados no item 3.3.

3.5.1 Covariáveis obtidas

Foram anotadas as seguintes covariáveis:

⇒ Quantidade total de água por parcela: na safra de inverno de 2003, como o experimento foi irrigado por aspersão, a quantidade total de água por parcela foi obtida por meio de coletores colocados no centro de cada parcela. Eles foram colocados à altura de 0,6m do solo. As medições foram feitas após cada irrigação.

⇒ Teor de nutrientes do solo: as amostras do solo foram retiradas do centro de cada parcela com um trado, para análise de fertilidade nas três safras. Essas análises foram realizadas pelo Departamento de Ciência do Solo da UFLA para avaliação dos seguintes componentes da fertilidade: pH em água, P_2O_5 e K_2O em mg/dm^3 , Ca^{++} e Mg^{++} em $cmol_c/dm^3$.

⇒ Estande final: foi obtido pela contagem do número de plantas/parcela somente da área útil, no momento da colheita.

3.5.2 Análise dos dados

Foram realizadas análises de variância, conforme o modelo estatístico já mencionado, para cada covariável. Posteriormente, elas foram utilizadas na análise de covariância individual e múltipla. A produção de grãos foi considerada como variável dependente (y) e as covariáveis, como variáveis independentes (x). As análises de covariância com cada uma das variáveis relacionadas acima com a produtividade de grãos foram realizadas de acordo com o seguinte modelo estatístico (Steel et al., 1997):

$$y_{ij} = m + t_i + r_j + b(x_{ij} - \bar{x}_{..}) + e_{ij}$$

Em que:

y_{ij} : valor observado do tratamento i bloco j ;

m : média geral;

t_i : efeito fixo do i -ésimo tratamento; $i = 1, 2, \dots, n$

r_j : efeito do bloco j ; $j = 1, 2, \dots, r$

b : é o coeficiente de regressão linear entre x e y ;

x_{ij} : valor da covariável observado no tratamento i dentro do bloco j ;

$\bar{x}_{..}$: é o valor médio da covariável;

e_{ij} : erro experimental.

Neste trabalho foram avaliadas várias covariáveis, que foram utilizadas para a análise de covariância múltipla, ou seja, a variável principal (produtividade de grãos) foi ajustada em relação às x covariáveis, de acordo com o seguinte modelo estatístico:

$$y_{ij} = m + t_i + r_j + \sum_k b_k (x_{kij} - \bar{x}_{k..}) + e_{ij}$$

Em que:

y_{ij} : valor observado do tratamento i dentro do bloco j ;

m : média geral;

t_i : efeito fixo do i -ésimo tratamento; $i = 1, 2, \dots, n$

r_j : efeito do bloco j ; $j = 1, 2, \dots, r$

b : é o coeficiente de regressão linear entre x e y ;

x_{kij} : valor da covariável observado no tratamento i dentro do bloco j ; k

$= 1, 2, \dots, z$

$\bar{x}_{k..}$: é o valor médio da covariável k ;

e_{ij} : erro experimental.

Entretanto, é aconselhável utilizar um sistema de análise para selecionar as covariáveis com maior expressão. Neste trabalho foi utilizado o método “Stepwise Selection”, de acordo com Draper & Smith (1998).

As análises estatísticas empregadas neste trabalho foram realizadas com o auxílio do programa SAS[®], Sas Institute (1995) e do programa GENES – Aplicativo Computacional em Genética e Estatística (Cruz, 2001).

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Nesse trabalho foram estudadas algumas alternativas que podem melhorar a precisão dos experimentos de valor de cultivo e uso. Entre elas estão a existência ou não de bordadura, o número de repetições e o emprego de covariáveis. Cada uma delas será apresentada em separado.

4.1 Efeito de bordadura

As análises de variância, considerando os experimentos com apenas a área útil, a bordadura e a área total, estão apresentadas na Tabela 2. Inicialmente chama a atenção a precisão experimental avaliada pelo coeficiente de variação (CV). Em todas as situações ela foi inferior a 20%, indicando que não haveria nenhuma restrição na utilização desses experimentos em atendimento às normas do Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA) (Brasil, 2001).

A utilização do coeficiente de variação como critério para o aproveitamento ou não de experimentos de VCU, como preconizado pelo MAPA, tem sido questionada (Gurgel, 2004). Por isso, alternativas têm sido procuradas. Uma delas é a estimativa da proporção da soma de quadrados totais, que é explicada pela variação entre as linhagens (R^2). Verifica-se, na presente situação que, como era esperado, houve boa concordância entre a medida do CV e do R^2 (Tabela 2). É oportuno salientar que o emprego do CV é especialmente questionado quando há diferença marcante na média geral dos experimentos. O que não foi o caso na presente situação.

Em todas as três safras, constatou-se que a melhor precisão, menor estimativa do coeficiente de variação foi obtida quando se considerou a área

TABELA 2 Resumo das análises de variância da produtividade de grãos (kg/ha), considerando área útil, bordadura e a área total das parcelas nos experimentos de avaliação de linhagens de feijão do VCU, em três safras.

Safras	Tipos de análise	Linhagens		Pr > F*	Erro		Média (kg/ha)	CV (%)	%	R ²
		GL	QM		GL	QM				
Lavras Inverno 2003	Útil	19	266458,1	0,273	38	213458,7	2360	19,57	100	38,43
	Bordadura	19	347911,2	0,047	38	184592,5	2362	18,19	93	48,52
	Total	19	270253,9	0,018	38	121975,2	2361	14,79	76	52,56
Lavras Águas 2003/04	Útil	19	150496,2	0,105	38	93614,4	2018	15,17	100	44,56
	Bordadura	19	157304,4	0,346	38	136755,0	2123	17,42	115	36,51
	Total	19	116348,7	0,063	38	65153,1	2070	12,33	81	47,17
Ijaci Seca 2004	Útil	19	234163,7	<,0001	38	45566,9	2008	10,64	100	71,98
	Bordadura	19	323401,9	<,0001	38	76844,4	2073	13,37	125	67,79
	Total	19	235669,8	<,0001	38	33211,9	2040	8,93	84	78,01

*Probabilidade de significância pelo teste F.

total da parcela. Em relação ao coeficiente de variação obtido envolvendo apenas as duas linhas centrais (área útil), a redução média na estimativa do CV foi de praticamente 20%.

As análises de variância envolvendo apenas as duas linhas laterais (bordadura) foram sempre de pior precisão, maiores estimativas do coeficiente de variação, exceto no experimento de Lavras, inverno de 2003. Na média das três safras, a redução na precisão foi de 11%. Esse fato evidencia que as plantas das parcelas vizinhas devem exercer influência no desempenho da linhagem. Como a competição varia entre as linhagens, esse fato contribui para a maior estimativa do erro. Resultados que evidenciam o efeito de parcelas vizinhas na precisão experimental têm sido constatados em outras oportunidades com a cultura do feijão (Marques Júnior, 1997), outras espécies anuais (Kempton, 1997; Clarke et al., 1998; Clarke et al., 2000; Muñoz et al., 2000; David et al., 2001) e também perenes (Andrade, 2002).

Um outro efeito que pode contribuir para a maior estimativa do erro, quando se utilizam as linhas laterais, é a ausência de competição nas bordas dos experimentos. Isso porque, quando se têm parcelas com quatro linhas, não se empregam bordaduras laterais aos experimentos. Assim, aquelas parcelas situadas nas extremidades podem ser beneficiadas.

Um dos modos de quantificar esse possível efeito é por meio da análise envolvendo o efeito de posição da linha (Marques Júnior, 1997). Para se constatar esse efeito da posição da linha no desempenho das linhagens, isto é, se há diferença quando se consideram duas linhas laterais (bordadura) ou as duas linhas centrais, procedeu-se às análises de variância que estão apresentadas na Tabela 3. Em todos os três casos, não houve efeito significativo para a fonte de variação posição, o mesmo acontecendo para a interação linhagens x posições.

TABELA 3 Análise de variância considerando as parcelas úteis e as bordaduras nos experimentos de avaliação de linhagens de feijão do VCU em três safras.

FV	GL	QM		
		Lavras – Inverno 2003	Lavras – Águas 2003/04	Ijaci – Seca 2004
Repetição	2	776821,5**	268761,7	37681,5
Linhagem	19	540507,9**	232697,6*	471339,6**
Repetição x Linhagem	38	243950,4	130306,4	66423,7
Posição	1	40,8	336020,8	135005,2
Linhagem x Posição	19	73861,5	75102,5	86229,0
Erro	40	147152,3	106359,4	53899,1

*, **Significativo pelo teste F, a 5% e 1% de probabilidade.

Esse resultado indica que o desempenho médio das linhagens não foi influenciado pela linha que foi utilizada na tomada do dado experimental. Também demonstram que embora a disposição da linha afete a precisão experimental, ela não altera o desempenho das linhagens e, muito provavelmente, a sua classificação.

Resultados semelhantes foram encontrados num trabalho realizado por Marques Júnior (1997), também com a cultura do feijoeiro. De modo geral, quanto maior o número de linhas na parcela, menor será a competição intergenotípica (Ferh, 1987). Resultados anteriores com a cultura do feijoeiro confirmam essa observação (Bertolucci et al., 1991). Talvez seja essa a razão da melhor precisão quando se utilizaram as quatro linhas da parcela.

O que interessa realmente é verificar o efeito do tipo de parcela na classificação das linhagens. Os resultados médios obtidos para o nível de significância de 5% estão apresentados na Tabela 4. Infelizmente, a discriminação das linhagens, utilizando o teste de agrupamento de Scott-Knott, foi muito pequena. Isto é, só foi possível identificar grupos de linhagens no experimento conduzido em Ijaci na safra da seca de 2004.

Considerando o experimento conduzido em Ijaci na safra da seca de 2004, verifica-se que os três tipos de parcela, de modo geral, agruparam as linhagens de modo semelhante. A maior discrepância foi quando se utilizou a bordadura. Por exemplo, as sete melhores linhagens foram agrupadas de modo semelhante quando se utilizou a área útil e a total.

Do exposto, ficou evidenciado que a utilização de parcelas com maior número de linhas é sempre vantajosa. Assim, todas as linhas deveriam ser consideradas na análise. O uso de bordaduras não contribui com a melhoria da precisão experimental, mas somente acarreta custo adicional. Esse fato deveria ser observado em futuras decisões do grupo do MAPA envolvido no estabelecimento das normas dos VCU's com a cultura do feijoeiro.

TABELA 4 Produtividade média de grãos (kg/ha), obtida considerando-se área útil, bordadura e a área total das parcelas nos experimentos de avaliação de linhagens de feijão do VCU. Experimentos conduzidos em três safras.

Linhagens	Lavras – Inverno 2003			Lavras – Águas 2003/04			Ijaci – Seca 2004		
	útil	bordadura	total	útil	bordadura	total	útil	bordadura	total
VCU2	3098 a	3168 a	3133 a	2058 a	2000 a	2029 a	1793 b	2000 c	1896 b
VCU3	2710 a	2958 a	2834 a	1983 a	1925 a	1954 a	1833 b	2125 c	1979 b
VI 4599C	2683 a	2558 a	2621 a	2083 a	1967 a	2025 a	2208 a	1933 c	2071 b
PÉROLA	2628 a	2648 a	2638 a	1893 a	2107 a	2000 a	1843 b	1908 c	1875 b
OP-S-30	2555 a	2608 a	2581 a	2008 a	2275 a	2141 a	2008 b	2283 b	2146 a
VCU5	2518 a	2240 a	2379 a	1675 a	1792 a	1734 a	2218 a	2075 c	2146 a
VCU1	2508 a	1983 a	2245 a	1533 a	1982 a	1759 a	1783 b	2050 c	1917 b
VCU4	2393 a	2323 a	2358 a	2108 a	2267 a	2188 a	1818 b	1925 c	1871 b
OP-NS-331	2388 a	2408 a	2398 a	2238 a	2607 a	2423 a	2350 a	2393 b	2371 a
VI 0669C	2385 a	2428 a	2406 a	2268 a	2075 a	2171 a	1833 b	1643 c	1738 c
OP-S-193	2360 a	2290 a	2325 a	2393 a	2407 a	2400 a	2233 a	2350 b	2292 a
CIII-H-4-12	2315 a	2320 a	2318 a	1958 a	1982 a	1971 a	1393 b	1858 c	1729 c
OP-S-82	2288 a	2470 a	2379 a	2150 a	2207 a	2179 a	2268 a	2618 a	2442 a
CIII-R-3-19	2213 a	2048 a	2130 a	1768 a	1967 a	1866 a	1850 b	1608 c	1625 c
TALISMÃ	2178 a	1903 a	2039 a	2193 a	2087 a	2140 a	2043 b	1868 c	1954 b
OP-S-16	2108 a	2383 a	2245 a	2208 a	2675 a	2441 a	2425 a	2868 a	2646 a
CNFE 8017	2100 a	2418 a	2259 a	1725 a	2125 a	1925 a	2300 a	2150 c	2225 a
CNFC 9437	2018 a	2183 a	2099 a	1868 a	2075 a	1971 a	2383 a	2200 b	2292 a
VI 4899C	1898 a	2228 a	2063 a	2258 a	1882 a	2071 a	1893 b	2100 c	1996 b
AN-LAV-51	1878 a	1678 a	1776 a	1968 a	2032 a	2000 a	1658 b	1518 c	1588 c

^{1/}Linhagens seguidas da mesma letra pertencem ao mesmo grupo pelo teste de Scott-Knott, a 5% de probabilidade de erro.

Um outro questionamento que poderia ser realizado nos experimentos de VCU é o nível de significância a ser adotado nas comparações das médias. A hipótese de nulidade (H_0) é que as médias não sejam diferentes. Essa hipótese é testada com um determinado nível de probabilidade na sua aceitação ou não. Esse nível de probabilidade, normalmente, tem sido de 5% ($\alpha = 0,05$). Assim, se H_0 for rejeitada, quando ela é verdadeira, tem-se um erro denominado tipo I. Por outro lado pode-se aceitar a hipótese H_0 , quando ela é falsa. Tem-se, então, o que se denomina erro tipo II (β), que não é considerado nos testes. O pesquisador controla apenas sobre o erro tipo I, pela fixação de α

O que tem sido proposto é aumentar a probabilidade do erro tipo I, ou seja, passar para 10% ou 20%. Isso porque tem-se maior chance de se detectar diferença significativa entre as linhagens e, assim, permitir que sejam recomendadas para os agricultores realmente a(s) melhor(es) linhagens. Dizendo de outro modo, se for adotado um nível de significância inferior, o agricultor poderá perder a chance de utilizar uma linhagem melhor. Nessa condição, o agricultor utilizaria uma linhagem inferior, acarretando, evidentemente, perda econômica (Kang & Magari, 1996).

Alguns trabalhos foram realizados a esse respeito (Carmer, 1976; Kang & Magari, 1996). Em milho, por meio de simulação, Carmer (1976) demonstrou que, para determinada diferença entre as cultivares, o nível α deveria ser maior que 5%, que é normalmente utilizado. Este autor sugeriu α entre 10% e 20%. Kang & Magari (1996) mostraram que, considerando diferença entre as médias variando de 1 a 1,4 t/ha, no caso do milho, com $\alpha = 0,25$, o erro tipo II, seria praticamente zero. Esse fato tem sido constatado nos experimentos de VCU em muitas situações. Tomando como exemplo o experimento conduzido em lavras na safra de inverno de 2003, considerando apenas a área total, verifica-se que o teste F foi significativo ($P < 0,018$) ($T > 2$). Com $\alpha = 0,05$, não se detectou diferença entre as médias de linhagens em um experimento cujo o coeficiente de

variação foi de 14,8%. Veja que a magnitude das médias variou de 1.777 a 3.133 kg/ha (Tabela 5), com uma amplitude de 1.356 kg/ha, ou seja, 57% do valor da média (2.361 kg/ha). Essa é uma situação muito frustrante para o pesquisador. Houve demanda de muitos recursos e de tempo e, no final, mesmo com boa precisão experimental não se conseguiu atingir o objetivo que era identificar linhagens mais promissoras. Se for adotado um outro nível de α , por exemplo, 10% ou 20%, seria possível agrupar as cultivares em dois grupos.

TABELA 5 Produtividade média de grãos (kg/ha), obtida pelas linhagens de feijão avaliadas na safra de inverno de 2003 em Lavras, considerando a área total da parcela no experimento. Teste de Scott-Knott para agrupamento das linhagens, aplicado com três níveis de significância.

Linhagens	Produtividade (kg/ha)	Nível de significância α		
		5%	10%	20%
VC2	3133	a ^{1/}	a	a
VC3	2834	a	a	a
PÉROLA	2638	a	a	a
VI 4599C	2621	a	a	a
OP-S-30	2582	a	a	a
VI 0669C	2406	a	b	b
OP-NS-331	2398	a	b	b
OP-S-82	2379	a	b	b
VC5	2378	a	b	b
VC4	2358	a	b	b
OP-S-193	2325	a	b	b
CIII-H-4-12	2318	a	b	b
CNFE 8017	2259	a	b	b
OP-S-16	2245	a	b	b
VC1	2245	a	b	b
CIII-R-3-19	2130	a	b	b
CNFC 9437	2100	a	b	b
VI 4899C	2063	a	b	b
TALISMÃ	2040	a	b	b
NA-LAV-51	1777	a	b	b

^{1/}Linhagens seguidas da mesma letra pertencem ao mesmo grupo pelo teste de Scott-Knott .

Outro exemplo interessante ocorreu com o experimento conduzido em Ijaci, na safra da seca de 2004, também com a parcela total (Tabela 6). A discriminação entre as cultivares foi muito mais expressiva com $\alpha = 0,10$ e $\alpha = 0,20$. Em princípio, esse é um tema que deveria receber maior atenção no futuro.

TABELA 6 Produtividade média de grãos (kg/ha), obtidas pelas linhagens de feijão avaliadas na safra da seca de 2004 em Ijaci, considerando a área total da parcela no experimento. Teste de Scott-Knott para agrupamento das linhagens aplicado com três níveis de significância.

Linhagens	Produtividade (kg/ha)	Nível de significância α		
		5%	10%	20%
OP-S-16	2646	a ^{1/}	a	a
OP-S-82	2442	a	a	a
OP-NS-331	2371	a	b	b
CNFC 9437	2292	a	b	b
OP-S-193	2292	a	b	b
CNFE 8017	2225	a	b	b
OP-S-30	2146	a	b	b
VC5	2146	a	b	b
VI 4599C	2071	b	c	c
VI 4899C	1996	b	c	c
VC3	1979	b	c	c
TALISMÃ	1954	b	c	c
VC1	1917	b	c	c
VC2	1896	b	c	c
PÉROLA	1875	b	c	c
VC4	1871	b	c	c
VI 0669C	1738	c	d	d
CIII-H-4-12	1729	c	d	d
CIII-R-3-19	1625	c	d	d
NA-LAV-51	1588	c	d	d

^{1/}Linhagens seguidas da mesma letra pertencem ao mesmo grupo pelo teste de Scott-Knott .

4.2 Número de repetições

Um outro aspecto do VCU que merece ser pesquisado é a questão do número de repetições. Neste trabalho este tema foi focado. Considerou-se um experimento cuja área total fosse a mesma da norma do VCU (Brasil, 2001). Contudo, adotaram-se parcelas com duas linhas, sem bordadura, porém, com o dobro de repetições (seis repetições). A partir desses experimentos, foi possível simular o efeito dos diferentes números de repetições. As análises da variância considerando as seis repetições são apresentadas na Tabela 7. Em ambos os casos, foram detectados diferenças significativas entre as linhagens, condição essa essencial para inferir a respeito do provável efeito do número de repetições.

Posteriormente, estes experimentos foram analisados tomando-se todas as combinações das repetições possíveis. Assim, com duas repetições, simularam-se 15 experimentos (combinação de seis, dois a dois); com 3 repetições, 20 experimentos; com 4 repetições, 15 experimentos; com 5 repetições, 6 experimentos e, evidentemente, com 6 repetições um experimento. As estimativas dos quadrados médios do erro de cada experimento considerado e do coeficiente de variação obtido estão apresentadas nas Tabelas 1A e 2A.

As estimativas do coeficiente de variação, tanto no experimento conduzido em Lavras na safra de inverno de 2003, como no experimento conduzido em Ijaci na safra da seca de 2004, foram muito semelhantes. Tanto quando se considerou o mesmo número de repetições, como quando foram considerados os diferentes números de repetições. Na média das simulações, com o mesmo número de repetições, para o experimento conduzido em Lavras na safra de inverno de 2003, por exemplo, a estimativa do CV variou de 18,1% a 18,2%, ou seja, foi praticamente a mesma (Tabela 8). Isso ocorreu porque os

TABELA 7 Resumo das análises de variância da produtividade de grãos (kg/ha), no experimento de avaliação de linhagens de feijão do VCU conduzido em Lavras na safra de inverno de 2003 e em Ijaci, na safra da seca de 2004.

FV	GL	QM	
		Lavras – Inverno 2003	Ijaci – Seca 2004
Rep	5	269772,1	404697,2**
Trat	19	654591,0**	719875,3**
Erro	95	162522,2	83499,3
CV (%)		18,25	14,14
Média		2209	2044
R ²		80,11	89,61

**Significativo, pelo teste F, a 1% de probabilidade.

quadrados médios dos erros foram muito semelhantes. Em princípio, esse fato indica que a heterogeneidade do solo e do sistema de manejo do experimento foi muito semelhante entre as repetições.

O que, provavelmente, tem mais repercussão é o efeito do número de repetições no erro padrão da média ($s_{(\hat{m})}$), porque ele é obtido por $s_{(\hat{m})} = \frac{s}{\sqrt{r}}$ (Steel et al., 1997), em que s é o desvio padrão do erro experimental. Como esse valor, na presente situação, foi muito semelhante, o número de repetições exercerá influência acentuada na sua estimativa. Esse fato fica bem evidenciado, na Tabela 8. Considerando-se a média das simulações dentro de cada número de repetições, o $s_{(\hat{m})}$ reduziu acentuadamente com o aumento do número de repetições. Proporcionalmente, a redução foi muito semelhante nas duas safras.

TABELA 8 Resumo da análise de variância da produtividade de grãos (kg/ha), considerando diferentes números de repetições. Dados obtidos nas safras de inverno de 2003, em Lavras e na seca de 2004, em Ijaci.

Safras	Repetições consideradas	CV (%)	Média (kg/ha)	QM _E	S _(m)	%
Lavras Inverno 2003	6	18,25	2209	165522	166,09	100
	5	18,25	2209	162522	180,27	109
	4	18,24	2209	162522	201,49	121
	3	18,08	2209	162562	247,22	149
	2	18,14	2209	162522	283,35	171
Ijaci Seca 2004	6	14,14	2044	83499	118,0	100
	5	14,13	2044	83499	129,1	109
	4	14,11	2044	83436	144,7	123
	3	14,08	2044	83504	166,2	141
	2	14,01	2044	82161	200,6	170

Esse resultado repercute diretamente na chance de detectar diferença entre as médias das linhagens avaliadas. Assim, quando se utilizou 6 repetições em vez de 2, aumenta-se a chance de reduzir o erro tipo I em 70%. Pois, havendo diferença entre as médias, a chance de detectá-la aumenta com o incremento do número de repetições.

Na literatura, não existem muitos relatos sobre o efeito do número de repetições. Na cultura do feijoeiro, Bertolucci (1990) comparou quatro tipos de parcelas e os respectivos números de repetições. Foi constatado que, para todos os tipos de parcelas, o aumento do número de repetições contribui para diminuir o CV e melhorar a precisão das estimativas. Em milho, Rezende & Souza Júnior (1997) realizaram um trabalho com progênies visando obter informações a respeito do tamanho da parcela e do número de repetições ideais. Uma das conclusões foi que o aumento do número de repetições mostrou-se mais eficiente que o aumento do tamanho da parcela para elevar o progresso genético esperado com a seleção. Isto demonstra que houve diminuição do erro experimental.

Ficou evidenciado que o número de repetições é uma variável que merece também maior discussão quanto ao estabelecimento de novas normas para a condução dos VCUs. Esse tipo de experimento deve ser realizado em um grande número de ambientes, exigindo constante movimentação da equipe de pesquisadores responsáveis. Isto contribui para que na maioria das situações, o principal custo na condução dos VCUs seja o de locomoção.

Desse modo, para melhorar a eficiência do processo, poder-se-ia utilizar maior número de repetições. Inclusive, seria de reflexão a possibilidade de usar parcelas de 2 linhas, sem bordadura, o que permitiria duplicar o número de repetições, praticamente sem custo adicional.

4.3 Ajuste do erro por meio da análise de covariância

Em experimento de campo, há uma série de fatores cuja heterogeneidade contribui para aumentar o erro. Um dos principais é a fertilidade do solo. É muito difícil ter uma área homogênea, em termos de nutrientes do solo, em toda a sua extensão. Para certificar-se desse fato, foi efetuada a análise de variância de alguns nutrientes do solo por parcela (Tabela 3A).

Em nenhum dos nutrientes ocorreu diferença significativa entre os tratamentos, exceto para o magnésio no experimento conduzido em Ijaci na safra da seca de 2004. Em princípio, esses resultados, evidenciam que, na média das três repetições, cada linhagem foi submetida a um teor médio de nutriente do solo semelhante. Infere-se assim, que nenhuma das linhagens, na média, foi prejudicada ou beneficiada por algum nutriente do solo. Em trabalho semelhante conduzido com a cultura do feijoeiro, na mesma região, Pereira (1993) também não encontrou diferença significativa no teor médio de nutrientes do solo a que foram submetidas as diferentes linhagens de feijão.

Contudo, a precisão experimental avaliada pelo coeficiente de variação foi diferente entre os nutrientes. Em todas as três safras, a precisão para o fósforo (P_2O_5), por exemplo, foi baixa. Uma provável razão seria um erro no laboratório. Entretanto, os especialistas garantem que a chance de erro é mínima (Silva, 1999). Uma outra explicação para o alto CV seria o problema de amostragem do solo. Contudo, a amostra foi a mesma para todos os nutrientes. A terceira razão, e a mais provável, é a heterogeneidade desse nutriente na área experimental. Deve-se ressaltar a possível influência do sistema de plantio utilizado que, em todos os casos, foi o de plantio direto. A maioria das semeadoras utilizadas no plantio direto coloca o fertilizante na linha de semeadura (Balbino et al., 1996). Assim, nutrientes que possuem menor mobilidade no perfil do solo, como é o caso do fósforo, tendem a apresentar maior concentração no local em que ele foi colocado. Na safra seguinte, como as novas linhas de semeadura não coincidem, ocasiona heterogeneidade detectada por meio da análise da fertilidade do solo.

Esse fato, certamente, deve ter contribuído para incremento do quadrado médio do erro para a produtividade de grãos. Uma alternativa para avaliar esse efeito é por meio de análise de covariância, utilizando como covariável (x) o teor de nutrientes por parcela. Os resultados dessas análises de covariância estão apresentados na Tabela 9. O que mais interessa é verificar se ocorreu melhoria na eficiência dos experimentos quando se utilizou uma determinada covariável. Isto é, verificar se a covariável contribui para a redução ou não do erro padrão da diferença de duas médias para a produtividade de grãos.

Constata-se que essa diferença variou com o experimento. O teor de fósforo foi o que mostrou maior heterogeneidade, mas, quando utilizado como covariável, contribuiu para a melhoria da eficiência do experimento apenas em Lavras, na safra do inverno de 2003. Como o desempenho em produtividade de grãos das linhagens de feijoeiro é quase sempre dependente do teor desse

nutriente do solo (Carvalho et al., 1995; Oliveira et al., 1996; Miranda et al., 2000), era esperado que a heterogeneidade no teor desse nutriente detectada na análise de variância (Tabela 3A), refletisse no desempenho das linhagens e, por conseguinte no quadrado médio do erro do caráter produtividade de grãos (y). Assim, quando a análise de covariância foi aplicada, ajustando a produtividade por parcela para o teor médio do nutriente, a precisão deveria aumentar.

Como já salientado, esse fato ocorreu em uma das três safras avaliadas. Em princípio, esse resultado evidencia que, embora ocorra heterogeneidade do solo, o teor médio desse nutriente não era o fator limitante à cultura do feijoeiro. O teor de fósforo considerado médio para o feijoeiro é acima de 10 ppm (CFSEMG, 1999), o que ocorreu nos três experimentos (Tabela 3A). Assim, a heterogeneidade detectada no teor de fósforo não afetou o desempenho em produtividade da cultura. O efeito do teor de fósforo como covariável, na melhoria da precisão experimental para a produtividade de grãos, foi constatado por Pereira (1993). O CV reduziu em 15,6% quando o teor de fósforo foi empregado como covariável.

O teor de potássio também apresentou baixa precisão. No entanto, não houve efeito expressivo quando o seu teor foi utilizado como covariável. Há alguns relatos na literatura de que a planta do feijoeiro responde ao teor de potássio aplicado (Vieira, 1998; Oliveira et al., 1996). Entretanto, em vários outros, não ocorreu resposta (Roselem, 1987; Moraes, 1988; Chagas et al., 1995). Novamente, o teor médio detectado no solo possibilita inferir que o nutriente não foi limitante à cultura do feijoeiro (CFSEMG, 1999).

Surpreendente foi o efeito do teor de cálcio no experimento conduzido em Ijaci na safra da seca de 2004. A análise de covariância melhorou a eficiência em mais de 30% (Tabela 9). A estimativa do coeficiente de variação desse nutriente, nesse local, não evidenciou grande heterogeneidade na área. Uma provável explicação é que, nesse local, o teor desse nutriente foi baixo

(CFSEMG, 1999), sendo assim, um fator crítico no desempenho das linhagens nessa safra. Assim, mesmo a heterogeneidade não sendo expressiva, repercutiu no desempenho das plantas.

Do exposto, o uso dos teores de nutrientes do solo como covariável só será eficaz se o seu teor no solo for considerado baixo. Isto é, crítico para a cultura. Nessa situação, a sua heterogeneidade certamente refletirá no desempenho das plantas na parcela e, por conseguinte, na estimativa do erro experimental para o caráter da planta sob análise. Assim, uma alternativa seria proceder a análise do solo de rotina antes da implantação do experimento. Se algum nutriente estiver abaixo do teor ideal ele poderia ser empregado como covariável.

A restrição é o custo das análises de fertilidade de solo. No caso dos experimentos de VCU, em que são avaliadas vinte linhagens com três repetições, seriam necessárias sessenta análises de solo, uma por parcela. Considerando o número de ambientes em que esses experimentos são conduzidos, infere-se que o custo de todas as análises seria altíssimo, o que dificilmente justificaria a sua utilização rotineira como covariável.

Um outro fator indispensável à cultura do feijoeiro é a água (Guimarães, 1996). Quando ela é suprida via irrigação, normalmente a sua distribuição não é uniforme (Moreira et al., 1996). Essa heterogeneidade é particularmente expressiva no sistema de irrigação por aspersão. Entre os fatores que afetam a sua distribuição estão: a pressão de serviço dos aspersores, a uniformidade da rotação dos aspersores e o espaçamento entre eles (Moreira et al., 1996). Além do mais, a distribuição varia com a época do ano. Na safra de inverno, por exemplo, ela é normalmente maior, por duas razões. A primeira é que praticamente toda a necessidade de água é suprida via irrigação, pois quase não ocorre precipitação (chuva) nessa safra. A segunda razão é que, nessa safra, os ventos são mais intensos.

Para avaliar a uniformidade da água utilizada na irrigação foram colocados coletores no centro de cada parcela. Após a irrigação, a quantidade de água era anotada por parcela. No final do experimento, foi obtida a quantidade total de água recebida. Esse dado foi submetido à análise de variância (Tabela 3A) e detectou-se diferença significativa ($P < 0,01$) entre os tratamentos. Ou seja, pode-se inferir que a quantidade de água recebida pelas linhagens foi diferente. Entretanto, quando se utilizou a quantidade de água como covariável (x), ela apresentou pequena melhoria na precisão para produtividade de grãos. Resultados semelhantes foram relatados por Pereira (1993). Infere-se que, muito embora ocorra variação na distribuição de água por turno de rega, seu emprego como covariável é de baixa eficácia, não justificando o trabalho de coleta da água, por parcela, após cada turno de rega.

A produção de grãos está também relacionada com o número de plantas por parcela (estande). A desuniformidade do estande prejudica as comparações e pode constituir um dos problemas na interpretação dos resultados quanto à identificação de linhagens superiores. Desta forma, procura-se obter estandes uniformes para melhorar a eficiência dos experimentos. Como isto nem sempre é possível, procuram-se alternativas para atenuar o seu efeito (Cruz & Carneiro, 2003). Uma das alternativas é a análise de covariância.

Como as sementes das linhagens sob teste podem diferir em germinação e emergência e as plantas diferem em sobrevivência, é necessário verificar, antecipadamente, se há diferença significativa entre as linhagens para esse caráter. Caso seja positivo, não se pode utilizar a análise de covariância, pois a variação pode ser intrínseca ao tratamento (Steel et al., 1997). A análise da variância para esse caráter, nos três experimentos, é mostrada na Tabela 3A. O teste F foi significativo para o experimento conduzido em Lavras na safra das águas de 2003/04. Pelas razões já apontadas, não se deve proceder à análise de covariância para esse caso.

Para os outros dois experimentos, procedeu-se a análise de covariância, tendo como covariável o número de plantas por parcela no momento da colheita (Tabela 9). Constatou-se que a melhoria na precisão experimental via análise de covariância foi inexpressiva, sendo inferior a 2,5% nas duas condições. Uma das razões é que, no feijoeiro, há um forte efeito de compensação das plantas vizinhas à falha. Este fato já foi constatado em várias oportunidades com a cultura do feijoeiro (Sullivan & Bliss, 1981; Fernandes et al., 1989; Ribeiro et al., 2004).

O resultado da análise de covariância múltipla demonstrou que para a safra de inverno de 2003, a eficiência aumentou em 26%. Já na safra da seca de 2004, a análise de covariância múltipla proporcionou melhoria na eficiência de 20,51%. Entretanto, é aconselhável utilizar um sistema de análise para selecionar as covariáveis com maior expressão. Neste trabalho, foi utilizado o método “Stepwise Selection”, de acordo com Draper & Smith (1998). O objetivo deste método é obter, ao final, um modelo mais parcimonioso, ou seja, com um menor número possível de covariáveis e que consiga explicar suficientemente as variações devido a causas controláveis. Contudo, nos três casos, nenhuma combinação das variáveis contribuiu para a melhoria da eficiência. No experimento da safra de inverno de 2003, apenas a covariável fósforo foi eficaz e, no experimento da safra da seca de 2004, apenas a covariável cálcio foi eficaz (Tabela 9).

TABELA 9 Resumo das análises de covariância utilizando-se as covariáveis ambientais nos experimentos de avaliação de linhagens de feijão do VCU, em três safras.

Tipos de análise	Linhagens		Erro		CV (%)	R ²	% redução CV	Eficiência
	GL	QM	GL	QM				
Lavras - Inverno de 2003								
Estande	19	252921,6	37	213167,8	19,56	37,86	0,05	100,14
Água	19	290495,7	37	206884,2	19,27	41,90	1,53	103,18
pH	19	2783,97,2	37	210726,9	19,45	40,42	0,63	101,30
Fósforo ^{1/}	19	241540,5	37	192544,9	18,59	39,18	5,01	110,86
Potássio	19	258957,3	37	214772,3	19,63	61,76	+0,31	99,39
Cálcio	19	287153,6	37	208207,8	19,33	41,46	1,23	102,52
Magnésio	19	320632,8	37	196580,3	18,78	44,15	4,04	108,59
Múltipla	19	271790,4	31	169180,0	17,42	49,61	10,99	126,17
Lavras - Águas de 2003/2004								
pH	19	150861,6	37	95927,1	15,36	44,68	+1,25	97,59
Fósforo	19	151437,8	37	95589,8	15,33	44,86	+1,05	97,93
Potássio	19	151617,3	37	95568,8	15,33	44,89	+1,05	97,95
Cálcio	19	155306,2	37	93135,7	15,13	46,13	0,26	100,51
Magnésio	19	139368,7	37	90069,4	14,88	44,28	1,91	103,94
Múltipla	19	137446,4	33	91913,8	15,03	46,26	0,92	101,85
Ijaci - Seca de 2004								
Estande	19	219266,7**	37	44468,3	10,51	71,69	1,22	102,47
pH	19	233992,8**	37	43295,4	10,37	73,51	2,54	105,25
Fósforo	19	233898,4**	37	46798,3	10,78	71,96	+1,32	97,37
Potássio	19	233037,2**	37	46307,7	10,73	72,10	+0,85	98,40
Cálcio ^{1/}	19	224210,0**	37	34436,3	9,25	76,98	13,06	132,32
Magnésio	19	109686,8**	37	46517,4	10,75	72,15	+1,03	97,96
Múltipla	19	211691,6**	32	37812,7	9,69	76,87	8,93	120,51

^{1/}Modelo selecionado pelo Stepwise Selection; **Significativo pelo teste F a 1% de probabilidade.

5 CONCLUSÕES

O uso de bordaduras não contribui com a melhoria da precisão experimental. A utilização de parcelas com maior número de linhas foi sempre vantajosa.

O aumento do número de repetições não afetou o quadrado médio do erro. Entretanto, reduziu o erro padrão da média, incrementando a chance de detectar diferença significativa entre as linhagens.

O uso dos teores de nutrientes do solo como covariável só é eficaz se o seu teor no solo for considerado crítico para a cultura. Assim, uma alternativa seria proceder a análise do solo de rotina antes da implantação do experimento. Se algum nutriente estiver abaixo do teor ideal, ele pode ser empregado como covariável.

O emprego da quantidade total de água recebida por parcela e o estande final como covariáveis não contribuíram na melhoria da eficiência dos experimentos.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ALVES, S. M. F.; SERAPHIN, J. C. Coeficiente de heterogeneidade do solo e tamanho da parcela. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 39, n. 2, p. 105-111, fev. 2004.
- ANDRADE, H. B. **Eficiência dos experimentos com clones na cultura do eucalipto**. 2002. 162 p. Tese (Doutorado em Genética e Melhoramento de Plantas) – Universidade Federal de Lavras, Lavras, MG.
- ARRIEL, E. F. **Avaliação de famílias de meios-irmãos da população de milho CMS-39 em duas densidades de semeadura**. 1991. 121 p. Dissertação (Mestrado em Genética e Melhoramento de Plantas) – Universidade Federal de Lavras, Lavras, MG.
- BALBINO, L. C.; MOREIRA, J. A. A.; SILVA, J. G.; OLIVEIRA, E. F.; OLIVEIRA, I. P. Plantio direto. In: ARAÚJO, R. S.; RAVA, C. A.; STONE, L. F.; ZIMMERMANN, M. J. O. (Ed.). **Cultura do feijoeiro comum no Brasil**. Piracicaba: POTAFOS, 1996. p. 301-352.
- BERTOLUCCI, F. L. G. **Novas alternativas de tamanho e forma da parcela experimental para avaliação de progênies de feijoeiro**. 1990. 105 p. Dissertação (Mestrado em Genética e Melhoramento de Plantas) – Universidade Federal de Lavras, Lavras, MG.
- BERTOLUCCI, F. L. G.; RAMALHO, M. A. P.; DUARTE, G. S. Alternativas de tamanho e forma da parcela para avaliação de progênies do feijoeiro. **Ciência e Prática**, Lavras, v. 15, n. 3. p. 295-305, jul./set. 1991.
- BOS, I.; CALIGARI, P. **Selection methods in plant breeding**. London: Chapman & Hall, 1995. 345 p.
- BRASIL. Ministério da Agricultura, Pecuária e do Abastecimento. Anexo IV. **Requisitos mínimos para determinação do valor de cultivo e uso de feijão (*Phaseolus vulgaris*), para inscrição no registro nacional de cultivares – RNC**. 2001.
- BROWNIE, C.; BOWMAN, D. T.; BURTON, J. W. Estimating spatial variation in analysis of data from yield trials: a comparison of methods. **Agronomy Journal**, Madison, v. 85, n. 6, p. 1244-1253, Nov./Dec. 1993.

CARGUELUTTI FILHO, A.; STORCK, L.; LÚCIO, A. D. Ajustes de quadrado médio do erro em ensaios de competição de cultivares de milho pelo método de Papadakis. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 38, n. 4, p. 467-473, abr. 2003.

CARMER, S. G. Optimal significance levels for application of the least significant difference in crop performance trials. **Crop Science**, Madson, v. 16, n. 1, p. 95-99, Jan./Feb. 1976.

CARVALHO, A. A.; FAGERIA, N. K.; OLIVEIRA, I. P.; KINLO, T. Resposta do feijoeiro à aplicação de fósforo em solos dos cerrados. **Revista Brasileira de Ciência do solo**, Campinas, v. 19, n. 1, p. 61-67, jan./abr. 1995.

CHAGAS, J. M.; VIEIRA, C.; ARAÚJO, G. A. A.; GOMES, J. M. Efeito da adubação NK sobre a cultura do feijão (*Phaseolus vulgaris*) no inverno. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE CIÊNCIA DO SOLO, 25., 1995, Viçosa. **Resumos expandidos...** Viçosa: UFV, 1995. v. 3, p. 1291-1293.

CHAVES, L. J. **Tamanho da parcela para seleção de progênies de milho (*Zea mays* L.)**. 1985. 148 p. Tese (Doutorado em Genética e Melhoramento de Plantas) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba.

CLARKE, F. R.; BAKER, R. J.; DEPAUW, R. M. Interplot interference distorts yield estimates in spring wheat. **Crop science**, Madison, v. 38, n. 1, p. 62-66, Jan./Feb. 1998.

CLARKE, F. R.; BAKER, R. J.; DEPAUW, R. M. Plot direction and spacing effects on interplot interference in spring wheat cultivar trials. **Crop Science**, Madison, v. 40, n. 3, p. 655-658, May/June. 2000.

COMISSÃO DE FERTILIDADE DO SOLO DO ESTADO DE MINAS GERAIS. **Recomendações para o uso de corretivos e fertilizantes em Minas Gerais: 5ª aproximação**. Viçosa, 1999. 359 p.

COSTA, J. G. C.; ZIMMERMANN, F. J. P. Efeitos de bordaduras laterais e de cabeceira no rendimento e altura de plantas de feijoeiro comum. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 33, n. 8, p. 1297-1304, ago. 1998.

COSTA, J. R. **Análise espacial e de vizinhança no melhoramento genético de plantas**. 2003. 82 p. Dissertação (Mestrado em Genética e Melhoramento de Plantas) – Universidade Federal de Lavras, Lavras, MG.

CRUZ, C. D.; CARNEIRO, P. C. S. **Modelos biométricos aplicados ao melhoramento de plantas**. Viçosa: UFV, 2003. 585 p.

CRUZ, C. D. **Programa GENES**: versão Windows: aplicativo computacional em Genética e Estatística. Viçosa: UFV, 2001. 648 p.

DAVID, O.; MONOD, H.; LORGEOU, J.; PHILIPPEAU, G. Control of interplot interference in grain maize: A multi-site comparison. **Crop Science**, Madison, v. 41, n. 2, p. 406-414, Mar./Apr. 2001.

DEBOUCK, D. G.; HIDALGO, R. Morfologia de la planta de frijol comum. In: LÓPEZ, M.; FERNANDEZ, F.; SCHOONHOVEN, A.V. (Ed.). **Frijo**: investigation y producción. Cali: CIAT, 1985. p. 409-417.

DRAPER, N. R.; SMITH, H. **Applied regression analysis**. 3. ed. New York: J. Wiley, 1998. 706 p.

ES, H. M.; VAN; ES, C. L. Spatial nature of randomization and its effect on the outcome of field experiments. **Agronomy Journal**, Madison, v. 85, n. 2, p. 420-428, Mar./Apr. 1993.

FEHR, W. R. **Principles of cultivar development**. New York: Macmillan, 1987. 736 p.

FEIJÓ, S.; STORCK, L.; LÚCIO, A. D.; LOVATO, C.; MARTIN, T. N. Melhoria da qualidade de ensaios de avaliação de cultivares de milho através de indicadores de fertilidade do solo. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 32, n. 2, p.225-230, mar./abr. 2001.

FERNANDES, M. I. P. S.; RAMALHO, M. A. P.; LIMA, P. C. Comparação de métodos de correção de estande em feijão. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 24, n. 8, p. 997-1002, ago. 1989.

FERREIRA, F. A.; SILVA, A. A.; COBUCCI, T.; FERREIRA, L. R. Manejo de plantas daninhas. In: VIEIRA, C.; PAULA Jr., T. J.; BORÉM, A. (Ed.). **Feijão**: aspectos gerais e cultura no estado de Minas. Viçosa: UFV, 1998. p. 325-355.

- GLEESON, A. C. Spatial analysis. In: KEMPTON, R. A.; FOX, P. N. (Ed.). **Statistical methods for plant variety evaluation**. London: Chapman & Hall, 1997. p. 68-83.
- GUIMARÃES, C. M. Relações Hídricas. In: ARAÚJO, R. S.; RAVA, C. A.; STONE, L. F.; ZIMMERMANN, M. J. O. (Ed.). **Cultura do feijoeiro comum no Brasil**. Piracicaba: POTAFOS, 1996. p. 139-167.
- GURGEL, F. L. de. **Simulação computacional no melhoramento de plantas**. 2004. 80 p. Tese (Doutorado em Genética e Melhoramento de Plantas) - Universidade Federal de Lavras, Lavras, MG.
- KANG, M. S.; MAGARI, R. Developments in selecting for phenotypic stability in crop breeding. In: KANG, M. S.; GAUCH JÚNIOR, H. G. **Genotype-by-environment interaction**. New York: CRC Press, 1996. p. 1-14.
- KEMPTON, R. A. Interference between plots. In: KEMPTON, R. A.; FOX, P. N. (Ed.). **Statistical methods for plant variety evaluation**. London: Chapman & Hall, 1997. p. 101-116.
- KEMPTON, R. A.; FOX, P. N. (Ed.). **Statistical methods for plant variety evaluation**. London: Chapman & Hall, 1997. 191 p.
- KNAPP, E. B.; CEBALLOS, H. C.; PANDEY, S. Uso de análise espacial em área para avaliação para estresse de nutrientes em milho. In: SIMPÓSIO INTERNACIONAL SOBRE ESTRESSE AMBIENTAL: o milho em perspectiva, 1., 1992, Belo Horizonte. **Anais...** Sete Lagoas: CNPMS, 1995. p. 97-106.
- LÚCIO, A. D.; STORCK, L. O manejo das culturas interfere no erro experimental. **Pesquisa Agropecuária Gaúcha**, Porto Alegre, v. 5, n. 2, p. 311-316, jul./dez. 1999.
- MARQUES JÚNIOR, O. G. **Eficiência de experimentos com a cultura do feijão**. 1997. 80 p. Tese (Doutorado em Genética e Melhoramento de Plantas) – Universidade Federal de Lavras, Lavras, MG.
- MIRANDA, L. N.; AZEVEDO, J. A.; MIRANDA, J. C. C.; GOMES A. C. Produtividade do feijoeiro em resposta a adubação fosfatada e a regimes de irrigação em solo de cerrado. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 35, n. 4, p. 703-710, abr. 2000.

MIRANDA FILHO, J. B. Princípios de experimentação e análise estatística. In: PATERNIANI, E.; VIEGAS, G. P. **Melhoramento e produção de milho**. 2. ed. Campinas: Fundação Cargill, 1987. v. 2, p. 765-795.

MORAES, J. F. V. Calagem e adubação. In: ZIMMERMANN, M. J. O.; ROCHA, M.; YAMADA (Ed.). **Cultura do feijoeiro**: fatores que afetam a produtividade. Piracicaba: POTAFOS, 1988. p. 260-301.

MOREIRA, J. A. A.; SILVEIRA, P. M.; STONE, L. F. Irrigação. In: ARAÚJO, R. S.; RAVA, C. A.; STONE, L. F.; ZIMMERMANN, M. J. O. (Ed.). **Cultura do feijoeiro comum no Brasil**. Piracicaba: POTAFOS, 1996. p. 465-521.

MUÑOZ, R. F.; DOMÍNGUEZ, E.; CUARTERO, J. A novel source of resistance to the two-spotted spider mite in *Lycopersicon pimpinellifolium*: its genetics as affected by interplot interference. **Euphytica**, Wageningen, v. 111, n. 3, p. 169-173, Mar. 2000.

OLIVEIRA, P. H. **Tamanho e forma ótima da parcela para avaliação do rendimento em experimentos com batata**. 1994. 83 p. Dissertação (Mestrado em Agronomia) – Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria.

OLIVEIRA, I. P.; ARAÚJO, R. S.; DUTRA, L. G. Nutrição mineral e fixação biológica de nitrogênio. In: ARAÚJO, R. S.; RAVA, C. A.; STONE, L. F.; ZIMMERMANN, M. J. O. (Ed.). **Cultura do feijoeiro comum no Brasil**. Piracicaba: POTAFOS, 1996. p. 169-221.

PALOMINO, E. C.; RAMALHO, M. A. P.; FERREIRA, D. F. Tamanho da amostra para avaliar famílias de meios-irmãos de milho. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 35, n. 7, p. 1433-1439, jul. 2000.

PATERNIANI, E. (Ed.). **Agricultura brasileira e pesquisa agropecuária**. Brasília: EMBRAPA, 2000. 194 p.

PATIÑO, H.; SINGH, S. P. Visual selection for yield in the f_2 and F_3 generations of nine common bean crosses. **Bean Improvement Cooperative Annual Report**, East Lansing, v. 32, n. 1, p. 63-70, 1989.

PAULA JÚNIOR., T. J.; ZAMBOLIM, L. Doenças. In: VIEIRA, C.; PAULA JÚNIOR, T. J.; BORÉM, A. (Ed.). **Feijão**: aspectos gerais e cultura no Estado de Minas. Viçosa: UFV, 1998. p. 375-433.

PEREIRA, A. F. **Emprego da covariância visando reduzir o efeito da heterogeneidade ambiental nos experimentos com a cultura do feijoeiro** (*Phaseolus vulgaris* L.). 1993. 58 p. Dissertação (Mestrado em Genética e Melhoramento de Plantas) - Universidade Federal de Lavras, Lavras, MG.

PIMENTEL-GOMES, F. **Curso de estatística experimental**. 14. ed. Piracicaba: Nobel, 2000. 475 p.

PIMENTEL-GOMES, F. A importância do número de repetições. **Revista de Agricultura**, Piracicaba. v. 69, n. 3, p. 243-245, dez. 1994.

PORTMANN, P.; KETATA, H. Field plot technique. In: KEMPTON, R. A.; FOX, P. N. (Ed.). **Statistical methods for plant variety evaluation**. London: Chapman & Hall, 1997. p. 9-18.

RAMALHO, M. A. P.; FERREIRA, D. F.; OLIVEIRA, A. C. **Experimentação em genética e melhoramento de plantas**. Lavras: UFLA, 2000. 303 p.

REZENDE, M. D. V.; SOUZA JÚNIOR, C. L. Número de repetições e tamanho da parcela para seleção de progênies de milho em solos sob cerrado e fértil. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 32, n. 8, p. 781-788, ago. 1997.

RIBEIRO, N. D.; STORCK, L.; MELLO, R. M. Bordadura em ensaios de competição de genótipos de feijoeiro relacionados à precisão experimental. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 31, n. 1, p. 13-17, jan./fev. 2001.

RIBEIRO, N. D.; CARGNELUTTI FILHO, A.; HOFFMANN JÚNIOR, L.; POSSEBON, S. B. Precisão experimental na avaliação de cultivares de feijão de diferentes hábitos de crescimento. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 34, n. 5, p. 1371-77, set./out. 2004.

ROSELEM, C. A. **Nutrição e adubação do feijoeiro**. Piracicaba: POTAFOS, 1987. 93 p.

ROSSETI, A. G.; BARROS, L. M.; ALMEIDA, J. I. L. Tamanho ótimo de parcelas para experimentos de campo com cajueiro-anão precoce. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 31, n. 12, p. 843-852, dez. 1996.

ROSSETI, A. G.; PEREIRA, A. V.; PIMENTEL-GOMES, F. A amostragem na experimentação em viveiros de seringueira. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 21, n. 8, p. 837-841, ago. 1986.

SARTORATO, A.; RAVA, C. A. **Principais doenças do feijoeiro comum e seu controle**. Brasília: EMBRAPA-SPI, 1994. 300 p.

SAS INSTITUTE. **SAS language and procedures: usage: version 6**. Cary, 1995. 373 p.

SCARAMUSSA, J. F.; RIBEIRO, A. C.; CHAGAS, J. M.; ARAÚJO, G. S. de A.; CECON, P. R. 1996. Efeitos do bórax e do sulfato de zinco sobre a cultura do feijão. In: REUNIÃO NACIONAL DE PESQUISA DO FEIJÃO, 5., 1996, Goiânia. **Anais...** Goiânia: EMBRAPA, 1996. v. 1, p. 94-96.

SCHMILDT, E. R. **Correção de rendimento de parcelas, estratificação ambiental e adaptabilidade e estabilidade de cultivares de milho**. 2000. 110 p. Tese (Doutorado em Genética e Melhoramento) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG.

SILVA, F. C. da (Org.). **Manual de análises químicas de solos, plantas e fertilizantes**. Brasília: EMBRAPA, 1999. 370 p.

SILVA, H. D.; RAMALHO, M. A. P.; ABREU, A. F. B.; MARTINS, L. A. Efeito da seleção visual para produtividade de grãos em populações segregantes do feijoeiro. II. Seleção entre famílias. **Ciência e Prática**, Lavras, v. 18, n. 2, p. 181-185, abr./jun. 1994.

SILVA, H. D.; REGAZZI, A. J.; CRUZ, C. D.; VIANA, J. M. S. Análise experimental em látice quadrado com ênfase em componentes de variância. I. Análises individuais. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 34, n. 10, p. 1811-1821, out. 1999.

SMITH, K. F.; CASLER, M. D. Spatial analysis of forage grass trials across locations, years, and harvests. **Crop Science**, Madison, v. 44, n. 1, p. 56-62, Jan./Feb. 2004.

SOUZA, E. A. **Alternativas experimentais na avaliação de progênies em programas de melhoramento genético vegetal**. 1997. 122 p. Tese (Doutorado em Genética e Melhoramento de Plantas) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba.

SOUZA, E. A.; GERALDI, I. O.; RAMALHO, M. A. P. Alternativas experimentais na avaliação de progênies em programas de melhoramento genético vegetal. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 35, n. 9, p. 1765-1771, set. 2000.

STEEL, R. G. D.; TORRIE, J. F.; DICKEY, D. **Principles and procedures of statistics: a biometrical approach**. 3. ed. Boston: WCB/McGraw Hill, 1997. 666 p.

STORCK, L. **Estimativas para tamanho e forma de parcelas e número de repetições para experimentos com milho (*Zea mays* L.)**. 1979. 98 p. Dissertação (Mestrado em Melhoramento de Plantas) – Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre.

STORCK, L.; ESTEFANEL, V.; GARCIA, D. C. **Experimentação**. Santa Maria: Departamento de Fitotecnia / UFSM, 1994. 273 p.

STORCK, L.; GARCIA, D. C.; LOPES, S. J. **Experimentação vegetal**. Santa Maria: UFSM, 2000. 198 p.

STORCK, L.; LÚCIO, A. D.; MARTIN, T. N.; LORENZ, L. H.; SOUZA, M. F. Diferenças de produtividade de grãos entre cultivares indicados de milho, ajustados para um mesmo número de plantas ou espigas. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 32, n. 5, p. 745-750, set./out. 2002.

SULLIVAN, J. G.; BLISS, F. A. Compensation for missing plants in field experiments with the comom bean. **Hort Science**, Alexandria, v. 16, n. 2, p. 185-6, Apr. 1981.

VALENTINI, L.; VIEIRA, C.; CONDÉ, A. R.; CARDOSO, A. A. Fileiras de bordadura em ensaios de competição entre variedades de feijão. **Ciência e Cultura**, Campinas, v. 40, n. 10, p. 1002-1007, out. 1988.

VENCOVSKY, R. Herança quantitativa. In: PATERNIANI, E.; VIEGAS, G. P. **Melhoramento e produção de milho**. 2. ed. Campinas: Fundação Cargill, 1987. p. 136-214.

VERONESI, J. A.; CRUZ, C. D.; CORRÊA, L. A.; SCAPIM, C. A. Comparação de métodos de ajuste do rendimento de parcelas com estandes variados. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 30, n. 2, p. 169-174, fev. 1995.

VIANA, A. E. S. **Estimativas do tamanho e forma de parcelas e características do material de plantios de experimentos com mandioca**. 1999. 132 p. Tese (Doutorado em Fitotecnia) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG.

VIEIRA, C. Adubação mineral e calagem. In: VIEIRA, C.; PAULA JÚNIOR., T. J.; BORÉM, A. (Ed.). **Feijão**: aspectos gerais e cultura no Estado de Minas. Viçosa: UFV, 1998. p. 123-151.

VIVALDI, L. J. Comparação entre métodos de análise espacial de experimentos de campo. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 25, n. 1, p. 77-84, jan. 1990.

VOYSEST, O. Tamaño de parcela. In: LÓPEZ, M.; FERNADEZ, F.; SCHOONHOVEN, A.V. (Ed.). **Frijo**: investigación y producción. Cali: CIAT, 1985. p. 409-417.

VOYSEST, O.; DESSERT, M. Bean cultivars: classes and commercial seed types. In: SCHOONHOVEN, A.V.; VOYSEST, O. (Ed.). **Common beans – Research for crop improvement**. Cali: CIAT, 1993. p. 119-62.

YAN, W.; HUNT, L. A.; JOHNSON, P.; STEWART, G.; LU, X. On-farm strip trials vs. replicated performance trial for cultivar evaluation. **Crop Science**, Madison, v. 42, n. 2, p. 385-393, Mar./Apr. 2002.

YANG, R. C.; YE, T. Z.; BLADE, S. B.; BANDARA, M. Efficiency of spatial analyses of field pea variety trials. **Crop Science**, Madison, v. 44, n. 1, p. 49-55, Jan./Feb. 2004.

ZANON, M. L. B. **Tamanho e forma ótimos de parcelas experimentais para *Eucalyptus saligma* Smith**. 1996. 75 p. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) – Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria.

ANEXOS

		Página
TABELA 1A	Resumo das análises de variância da produtividade de grãos (kg/ha), no experimento de avaliação de linhagens de feijão do VCU conduzido em Lavras na safra de inverno de 2003.....	59
TABELA 2A	Resumo das análises de variância da produtividade de grãos (kg/ha), no experimento de avaliação de linhagens de feijão do VCU conduzido em Ijaci na safra da seca de 2004.....	61
TABELA 3A	Resumo das análises de variância dos componentes de fertilidade do solo, estande e da água da irrigação nos experimentos de avaliação de linhagens de feijão do VCU, em três safras.....	63

TABELA 1A Resumo das análises de variância da produtividade de grãos (kg/ha), no experimento de avaliação de linhagens de feijão do VCU conduzido em Lavras na safra de inverno de 2003.

Repetições consideradas	(CV%)	Média (kg/ha)	QM _E	S _(m)
1, 2, 3, 4, 5, 6	18,25	2209	165522	166,09
2, 3, 4, 5, 6	17,98	2196	156047	176,66
1, 3, 4, 5, 6	18,69	2184	166626	182,55
1, 2, 4, 5, 6	17,83	2226	157545	177,51
1, 2, 3, 5, 6	18,41	2242	170322	184,57
1, 2, 3, 4, 6	18,25	2218	163877	181,04
1, 2, 3, 4, 5	18,32	2188	160716	179,29
<i>Média</i>	18,25	2209	162522	180,27
3, 4, 5, 6	18,66	2162	162763	201,72
2, 4, 5, 6	17,33	2215	147273	191,88
2, 3, 5, 6	17,77	2235	157657	198,53
2, 3, 4, 6	18,27	2204	162091	201,30
2, 3, 4, 5	17,90	2167	150452	193,94
1, 4, 5, 6	18,46	2199	164835	203,00
1, 3, 5, 6	18,71	2119	172453	207,64
1, 3, 4, 6	18,86	2189	170467	206,44
1, 3, 4, 5	18,74	2152	162613	201,63
1, 2, 5, 6	18,30	2272	172850	207,88
1, 2, 4, 6	17,01	2241	145349	190,62
1, 2, 4, 5	18,00	2204	157418	198,38
1, 2, 3, 6	18,68	2261	178515	211,26
1, 2, 3, 5	18,54	2224	170133	206,24
1, 2, 3, 4	18,40	2194	162964	201,84
<i>Média</i>	18,24	2209	162522	201,49

“...continua...”

“TABELA 1A, Cont.”

4, 5, 6	18,49	2175	161625	232,11
3, 5, 6	17,89	2201	155041	227,33
3, 4, 6	19,71	2161	181417	245,91
3, 4, 5	18,53	2111	152969	225,81
2, 5, 6	17,34	2272	155125	227,39
2, 4, 6	16,19	2231	130472	208,54
2, 4, 5	17,27	2181	141869	217,46
2, 3, 6	15,53	2257	174983	241,51
2, 3, 5	17,27	2208	145480	220,21
2, 3, 4	18,54	2167	161491	232,01
1, 5, 6	19,08	2251	184578	248,04
1, 4, 6	17,35	2210	147087	221,42
1, 4, 5	18,86	2161	166052	235,27
1, 3, 6	19,28	2237	186052	249,03
1, 3, 5	18,52	2187	164129	233,90
1, 3, 4	19,05	2147	167301	236,15
1, 2, 6	17,71	2307	166893	235,86
1, 2, 5	19,04	2258	184804	543,08
1, 2, 4	16,69	2217	136946	213,66
1, 2, 3	19,23	2244	186919	249,61
<i>Média</i>	<i>18,08</i>	<i>2209</i>	<i>162562</i>	<i>247,22</i>
5, 6	18,39	2240	169687	291,28
4, 6	17,67	2179	148256	272,26
4, 5	19,41	2105	166932	288,90
3, 6	20,14	2219	199730	316,01
3, 5	14,42	2145	95707	218,75
3, 4	21,26	2084	196266	313,26
2, 6	16,10	2324	140087	264,66
2, 5	17,53	2250	155601	278,93
2, 4	14,66	2189	103073	227,02
2, 3	19,30	2229	185132	304,25
1, 6	18,12	2294	172915	294,04
1, 5	20,70	2219	211133	324,91
1, 4	16,06	2158	120090	245,04
1, 3	18,80	2198	185547	304,59
1, 2	19,60	2304	187676	306,33
<i>Média</i>	<i>18,14</i>	<i>2209</i>	<i>162522</i>	<i>283,35</i>

TABELA 2A Resumo das análises de variância da produtividade de grãos (kg/ha), no experimento de avaliação de linhagens de feijão do VCU conduzido em Ijaci na safra da seca de 2004.

Repetições consideradas	CV (%)	Média (kg/ha)	QM _E	S _(m)
1, 2, 3, 4, 5, 6	14,14	2044	83499	118,0
2, 3, 4, 5, 6	13,86	2027	78981	125,7
1, 3, 4, 5, 6	14,44	2072	89539	133,8
1, 2, 4, 5, 6	14,27	2075	87588	132,4
1, 2, 3, 5, 6	13,28	2058	74671	122,2
1, 2, 3, 4, 6	14,08	2003	79615	126,2
1, 2, 3, 4, 5	14,83	2029	90601	134,6
<i>Média</i>	<i>14,13</i>	<i>2044</i>	<i>83499</i>	<i>129,1</i>
3, 4, 5, 6	14,04	2058	83492	144,5
2, 4, 5, 6	14,10	2061	84351	145,2
2, 3, 5, 6	12,34	2041	63499	126,0
2, 3, 4, 6	14,20	1972	78394	140,0
2, 3, 4, 5	14,56	2005	85217	146,0
1, 4, 5, 6	14,68	2117	95590	154,6
1, 3, 5, 6	13,49	2096	80008	141,4
1, 3, 4, 6	14,50	2028	86417	147,0
1, 3, 4, 5	15,44	2059	101186	159,0
1, 2, 5, 6	13,31	2100	78118	139,7
1, 2, 4, 6	13,95	2031	80322	141,7
1, 2, 4, 5	15,21	2064	98561	157,0
1, 2, 3, 6	13,00	2011	68341	130,7
1, 2, 3, 5	14,14	2043	83439	144,4
1, 2, 3, 4	14,73	1975	84602	145,4
<i>Média</i>	<i>14,11</i>	<i>2044</i>	<i>83436</i>	<i>144,7</i>

“...continua...”

“TABELA 2A, Cont.”

4, 5, 6	14,41	2113	92671	175,8
3, 5, 6	11,82	2086	60759	142,3
3, 4, 6	14,79	1994	86988	170,3
3, 4, 5	15,01	2037	93551	176,6
2, 5, 6	12,21	2091	65198	147,4
2, 4, 6	14,41	1999	83016	166,3
2, 4, 5	15,21	2042	96520	179,4
2, 3, 6	12,45	1972	60308	141,8
2, 3, 5	12,89	2015	67530	150,0
2, 3, 4	15,00	1924	83265	166,6
1, 5, 6	13,67	2165	87600	170,9
1, 4, 6	14,34	2073	88346	171,6
1, 4, 5	16,22	2116	117743	198,1
1, 3, 6	13,32	2046	74277	157,3
1, 3, 5	14,94	2089	97393	180,2
1, 3, 4	15,52	1997	96056	178,9
1, 2, 6	12,41	2051	64809	147,0
1, 2, 5	14,71	2094	94965	177,9
1, 2, 4	14,57	2002	85117	168,4
1, 2, 3	13,77	1975	73969	157,0
<i>Média</i>	<i>14,08</i>	<i>2044</i>	<i>83504</i>	<i>166,2</i>
5, 6	11,03	2183	57937	170,2
4, 6	15,49	2046	100404	224,1
4, 5	16,39	2110	119671	244,6
3, 6	12,41	2005	61960	176,0
3, 5	12,07	2070	62301	176,5
3, 4	16,25	1932	98602	222,0
2, 6	11,99	2013	58207	170,6
2, 5	13,57	2077	59451	172,4
2, 4	15,50	1940	90438	212,6
2, 3	12,98	1899	60756	174,3
1, 6	12,28	2123	67970	184,4
1, 5	16,91	2187	136895	261,6
1, 4	15,17	2050	96664	219,8
1, 3	15,17	2010	92903	215,5
1, 2	12,95	2017	68249	184,7
<i>Média</i>	<i>14,01</i>	<i>2044</i>	<i>82161</i>	<i>202,6</i>

TABELA 3A Resumo das análises de variância dos componentes de fertilidade do solo, estande e da água da irrigação no experimento de avaliação de linhagens de feijão do VCU, em três safras.

FV	GL	QM						
		Água (mL/parcela)	Estande (plantas/parcela)	pH (em água)	Fósforo (mg/dm ³)	Potássio (mg/dm ³)	Cálcio (cmol _c /dm ³)	Magnésio (cmol _c /dm ³)
Lavras - Inverno de 2003								
Trat	19	1627,4157**	287,0386	0,063824	368,0910	869,2588	0,200912	0,119465
Erro	38	264,3307	186,9754	0,103535	251,1438	1066,9219	0,271044	0,130781
CV (%)		12,67	13,24	5,43	84,12	47,28	22,90	27,16
Média		128,33	103,27	5,93	18,84	69,0833	2,2733	1,3317
Lavras – Águas de 2003/04								
Trat	19	-	304,8737**	0,080868	180,8641	1443,0342	0,378289	0,198692
Erro	38	-	114,1026	0,134237	219,0431	1787,4289	0,588974	0,124851
CV (%)		-	10,43	6,30	58,41	41,58	20,42	23,37
Média		-	102,37	5,818	25,34	101,6833	3,7583	1,5117
Ijaci – Seca de 2004								
Trat	19	-	103,7053	0,080307	91,2527	367,5825	0,081219	0,1375*
Erro	38	-	74,0184	0,056728	81,3646	348,1114	0,090535	0,068868
CV (%)		-	7,96	4,69	85,45	28,37	13,67	41,99
Média		-	108,07	5,075	10,56	65,7667	2,2017	0,625

*, ** Significativo, pelo teste F, a 5% e 1% de probabilidade, respectivamente.