

OSWALDO GOMES MARQUES JÚNIOR

EFICIÊNCIA DE EXPERIMENTOS COM A CULTURA DO FEIJÃO

Tese apresentada à Universidade Federal de Lavras,
como parte das exigências do Curso de Doutorado em
Agronomia, área de concentração Genética e
Melhoramento de Plantas, para obtenção do título de
"Doutor".

Orientador

Prof. Dr. MAGNO ANTÔNIO PATTO RAMALHO

**LAVRAS
MINAS GERAIS - BRASIL
1997**

SECRET



SECRET

SECRET

SECRET

P 30472

14/11/29261

OSWALDO GOMES MARQUES JÚNIOR

EFICIÊNCIA DE EXPERIMENTOS COM A CULTURA DO FEIJÃO

Tese apresentada à Universidade Federal de Lavras,
como parte das exigências do Curso de Doutorado em
Agronomia, área de concentração Genética e
Melhoramento de Plantas, para obtenção do título de
"Doutor".



Orientador

Prof. Dr. MAGNO ANTÔNIO PATTO RAMALHO



**LAVRAS
MINAS GERAIS - BRASIL
1997**

Ficha Catalográfica preparada pela Seção de Classificação e Catalogação da
Biblioteca Central da UFLA

Marques Júnior, Oswaldo Gomes.

Eficiência de experimentos com a cultura do feijão / Oswaldo Gomes

Marques Júnior. – Lavras : UFLA, 1997.

80 p. : il.

Orientador: Magno Antônio Patto Ramalho.

Tese (Doutorado) - UFLA.

Bibliografia.

1. Feijão - Cultivo. 2. Melhoramento genético. 3. Experimento em látex. 4.
Colletotrichum lindemuthianum. I. Universidade Federal de Lavras. II. Título.

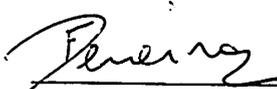
CDD-635.6523

OSWALDO GOMES MARQUES JÚNIOR

EFICIÊNCIA DE EXPERIMENTOS COM A CULTURA DO FEIJÃO

Tese apresentada à Universidade Federal de Lavras,
como parte das exigências do Curso de Doutorado em
Agronomia, área de concentração Genética e
Melhoramento de Plantas, para obtenção do título de
"Doutor".

APROVADA EM 29/10/97



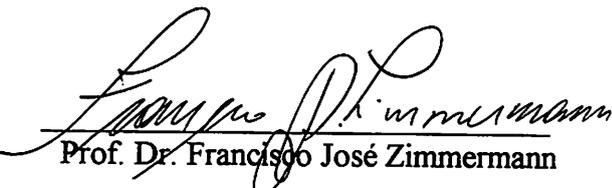
Prof. Dr. Daniel Furtado Ferreira



Prof. Dr. Antônio Carlos de Oliveira



Prof. Dr. João Bosco dos Santos



Prof. Dr. Francisco José Zimmermann



Prof. Dr. MAGNO ANTONIO PATTO RAMALHO
(Orientador)

DEDICO

Àqueles que estiveram do meu lado não só nas horas de sucesso e de alegria, mas que se esforçaram em me ajudar quando os problemas se fizeram presentes e os desafios se tornaram grandes demais para uma única pessoa. A eles devo minha gratidão, meu êxito profissional e também grande parte da felicidade que conquistei ao ter finalizado mais esse trabalho. A eles ofereço aquilo que mais tenho de valioso, minha eterna amizade. *

À vocês,

Angela de Fátima Barbosa Abreu

Flávia Maria Avelar Gonçalves

Pedro Hélio Estevam Ribeiro

AGRADECIMENTOS

Aos meus pais e irmãos pela compreensão, amor e um constante incentivo na realização deste trabalho.

À Universidade Federal de Lavras, pela oportunidade concedida.

À Coordenadoria de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior - CAPES, pela concessão da bolsa de estudos.

Ao professor e orientador Magno Antônio Patto Ramalho, pelo incentivo, estímulo, apoio, disponibilidade, paciência e pelos grandes ensinamentos transmitidos durante a realização deste trabalho. Que sua conduta como professor e pesquisador perdure por um longo tempo em minha mente e que sirva de exemplo de um profissional dedicado e sério, que trabalha arduamente em prol da pesquisa brasileira. A exemplo de outros muitos estudantes, premiados com sua orientação, também me sinto orgulhoso e seguro de que tive uma excelente formação profissional.

Ao professor e co-orientador Daniel Furtado Ferreira, pelo acompanhamento, participação, apoio e sugestões que engrandeceram esse trabalho.

Aos professores e doutores Antônio Carlos de Oliveira, Francisco José Zimmermann e João Bosco dos Santos, pelas valiosas informações, pela revisão crítica e objetiva, que contribuíram na melhoria da qualidade desse trabalho.

Aos professores e funcionários do Departamento de Biologia.

Ao Núcleo de Estudo de Genética (GEN) pelo apoio e pelos eventos realizados que contribuíram na minha formação.

Aos colegas do curso de Genética e Melhoramento de Plantas, em especial aos meus grandes amigos Angela de Fátima Barbosa Abreu, Flávia Maria Avelar Gonçalves e Pedro Hélio Estevam Ribeiro, aos quais dedico esse trabalho.

À Elaine Zaboni Martins, pelo sorriso, pela compreensão e pelo carinho. Por ter provado que nem a distância, nem o tempo podem separar pessoas que se completam.

À todos que contribuíram, de alguma maneira, para o êxito desse trabalho.

De Lavras, sentirei saudades.

BIOGRAFIA

Oswaldo Gomes Marques Júnior, filho de Oswaldo Gomes Marques e Neide Barbosa Marques, nasceu em Santos, Estado de São Paulo, aos 21 de fevereiro de 1968.

Em novembro de 1991, graduou-se em Engenharia Agrônômica pela Escola Superior de Agricultura de Lavras, Lavras-MG.

Em março de 1993, iniciou o curso de Mestrado em Agronomia, área de concentração Genética e Melhoramento de Plantas, na Universidade Federal de Lavras - UFLA, concluindo-o em fevereiro de 1995.

Em março de 1995, iniciou o curso de Doutorado em Agronomia, área de concentração Genética e Melhoramento de Plantas, na Universidade Federal de Lavras - UFLA, concluindo-o em setembro de 1997.

Em 15 de setembro de 1997, foi contratado pela MITLA Pesquisa Agrícola Ltda. para atuar como pesquisador, cargo o qual exerce na atualidade.

SUMÁRIO

	Página
LISTA DE TABELAS	viii
RESUMO	x
ABSTRACT	xii
1 INTRODUÇÃO GERAL	1
2 REFERENCIAL TEÓRICO	4
2.1 Pressuposições da análise de variância	4
2.2 Princípios básicos da experimentação	5
2.3 Erro experimental	10
3 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	15
4 CAPÍTULO I - VIABILIDADE DO EMPREGO DE NOTAS NA AVALIAÇÃO DE ALGUNS CARACTERES DO FEIJOEIRO (<i>Phaseolus vulgaris</i> L.)	19
RESUMO	19
ABSTRACT	20
4.1 INTRODUÇÃO	20
4.2 MATERIAL E MÉTODOS	21
4.2.1 Reação dos materiais aos patógenos	22
4.2.2 Tipo de grão	24
4.2.3 Arquitetura das Plantas	24
4.2.4 Análises estatísticas	25
4.3 RESULTADOS E DISCUSSÃO	26
4.4 CONCLUSÕES	30
4.5 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	31

5	CAPÍTULO II - EFEITO DE PARCELAS ADJACENTES NA AVALIAÇÃO DE ALGUNS CARACTERES EM CULTIVARES DE FEIJÃO	33
	RESUMO	33
	ABSTRACT	34
5.1	INTRODUÇÃO	34
5.2	MATERIAL E MÉTODOS	36
5.2.1	Efeito de parcelas vizinhas diferindo na suscetibilidade à patógenos	36
5.2.2	Efeito de parcelas vizinhas diferindo no porte das plantas	37
5.2.3	Análises estatísticas	38
5.3	RESULTADOS E DISCUSSÃO	39
5.4	CONCLUSÕES	43
5.5	REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	44
6	CAPÍTULO III - EMPREGO DO DELINEAMENTO DE LÁTICE NO PROGRAMA DE MELHORAMENTO DO FEIJOEIRO	46
	RESUMO	46
	ABSTRACT	47
6.1	INTRODUÇÃO	48
6.2	MATERIAL E MÉTODOS	49
6.3	RESULTADOS E DISCUSSÃO	51
6.4	CONCLUSÕES	58
6.5	REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	59
7	CAPÍTULO IV - EMPREGO DE BORDADURA EM EXPERIMENTOS CONDUZIDOS COM A CULTURA DO FEIJOEIRO	62
	RESUMO	62
	ABSTRACT	63
7.1	INTRODUÇÃO	64
7.2	MATERIAL E MÉTODOS	65
7.3	RESULTADOS E DISCUSSÃO	67
7.4	CONCLUSÕES	73
7.5	REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	73
	APÊNDICE	75

LISTA DE TABELAS

Tabela		Página
1	Escala de notas de 1 a 5 e de 1 a 9 utilizadas para avaliação da incidência das doenças no feijoeiro	23
2	Resumo das análises de variâncias conjuntas das diferentes características avaliadas nos distintos experimentos	27
3	Resultados dos testes efetuados para verificação das pressuposições básicas da análise de variância	28
4	Características das cultivares utilizadas para estudar o efeito de parcelas vizinhas diferindo na suscetibilidade à patógenos	37
5	Escala de notas utilizadas para a avaliação das doenças e do porte das plantas	38
6	Resumo das análises de variância para as diferentes características avaliadas nos distintos experimentos	40
7	Médias das notas do porte das cultivares obtidas nos experimentos realizados para verificar o efeito de parcelas vizinhas	41
8	Médias das notas de doença das cultivares obtidas nos experimentos realizados para verificar o efeito de parcelas vizinhas	42
9	Estimativas das principais estatísticas indicadoras da precisão e da diferenciação dos dois delineamentos, com base na produtividade de grãos	52
10	Distribuições de frequência para as estimativas da eficiência do látice, coeficiente de variação experimental, correlação de Spearman, eficiência da seleção, índice de discriminação e herdabilidade	53

Tabela	Página
11 Resumo das análises de variância considerando a área útil, bordadura lateral e a área total das parcelas	68
12 Resumo das análises de variância considerando a área útil com e sem bordadura de cabeceira, bordadura lateral e a área total das parcelas	69
13 Resumo das análises de variância considerando as parcelas úteis e as bordaduras laterais, e correlação de Spearman entre as médias dos tratamentos obtidas a partir das parcelas úteis e das bordaduras laterais	71
14 Resumo das análises de variância considerando as parcelas com e sem bordadura de cabeceira, e correlação de Spearman entre as médias dos tratamentos obtidas a partir das parcelas com e sem cabeceira	71

RESUMO

MARQUES JÚNIOR, Oswaldo Gomes. **Eficiência de experimentos com a cultura do feijão.** Lavras: UFLA, 1997. 77p. (Tese - Doutorado em Genética e Melhoramento de Plantas).*

Com o intuito de tornar mais eficiente os experimentos conduzidos pelos melhoristas do feijoeiro, foi conduzido esse trabalho com os seguintes objetivos: verificar se a habilidade dos melhoristas influencia na avaliação de caracteres como resistência à patógenos, porte das plantas e tipo de grão no feijoeiro e, também, se as pressuposições básicas da análise de variância são atendidas quando avaliam-se caracteres por meio de notas; estimar o efeito de parcelas vizinhas diferindo no porte das plantas e na suscetibilidade à patógenos; verificar as implicações na utilização do delineamento de látice; avaliar a necessidade ou não do emprego de bordadura nas parcelas em experimentos de avaliação de populações segregantes do feijoeiro. Para verificar a eficiência da avaliação visual de caracteres através de escala de notas, foram conduzidos experimentos avaliando-se os caracteres: reação ao *Colletotrichum lindemuthianum* e ao *Phaeoisariopsis griseola*, arquitetura das plantas e tipo de grãos. Constatou-se que a avaliação das cultivares através de notas mostrou boa precisão, sem maiores restrições às pressuposições básicas da análise de variância, indicando que tal procedimento, adotado frequentemente pelos melhoristas, é eficiente. O efeito das parcelas vizinhas foi estimado a partir de experimentos que

* Orientador: Magno Antônio Patto Ramalho. Membros da Banca: Daniel Furtado Ferreira, Antônio Carlos de Oliveira, João Bosco dos Santos, Francisco José Zimmerman.

avaliaram cultivares diferindo no nível de resistência aos patógenos causadores da mancha angular e da antracnose e também quanto a arquitetura das plantas. As avaliações foram efetuadas utilizando notas de 1 a 5, concedidas por no mínimo três avaliadores. Constatou-se que o desempenho das cultivares foi alterado em função do material genético situado na sua proximidade. Contudo, o efeito de parcelas adjacentes não modificou a classificação dos materiais. Com o intuito de verificar as implicações da utilização dos látices na eficiência do trabalho dos melhoristas, foi realizado um levantamento dos experimentos conduzidos pelo programa de melhoramento do feijoeiro, nas regiões Sul e Alto Paranaíba de Minas Gerais no período de 1990 a 1997. Neste levantamento foram considerados 61 experimentos de avaliação de linhas puras e 28 ensaios de avaliação de famílias, todos eles conduzidos em látice. Os dados da produção de grãos foram submetidos à análise de variância intrablocos com recuperação de informação interblocos e de blocos completos ao acaso. Os resultados obtidos dessas análises indicaram que, na maioria dos casos, o emprego do látice trouxe alguma vantagem à seleção e, portanto, independente da magnitude da eficiência, as análises devem ser sempre processadas em látice. Além disso, como o melhorista não tem condições de prever se a área experimental é ou não heterogênea, a condução dos experimentos no delineamento de látice funcionaria como sendo um seguro para um problema que pode ou não ocorrer e, em ocorrendo, poderá ser ou não sério. Por fim verificou-se o efeito do emprego de bordaduras lateral e de cabeceira em experimentos de avaliação de populações segregantes. Para isso, foram conduzidos, no campo experimental da Universidade Federal de Lavras, onze experimentos de avaliação de populações segregantes com ampla variabilidade genética. O emprego de bordaduras não propiciou melhoras significativas na eficiência dos experimentos de avaliação de populações segregantes e por essa razão seu emprego não é recomendado para a cultura do feijoeiro.

ABSTRACT

EXPERIMENTAL EFFICIENCY IN COMMON BEAN

Aiming to improve the efficiency of experiments undertaken by common bean breeders, the objectives of this work were the following: checking if the skillness of common bean breeders affect the evaluations of the traits pathogen reaction, plant type, and grain type, and also check if the basic principles of the analysis of variance are affected when the trait is evaluated by a score; estimating the effect of neighbor plots with plant that have different growing habit, and susceptibility to pathogens; checking the effect of using borders in the experimental plots when common bean segregant populations are being tested; the efficiency of visual evaluation of traits by a scale of scores, was assessed to obtain data of the traits reaction to *Colletotrichum lindemuthianum* and *Phaeoisariopsis griseola*, plant type, and grain type. It was concluded that cultivars evaluations by a scale of scores have a good precision, without sharped restrictions to the basic principles of the analysis of variance, showing therefore the efficiency of this procedure. The effect of neighbor plots was estimated from experiments where the cultivars under evaluation had different resistant level to pathogens, agent of angular leaf spot and antracnosis, and also different plant type. There were used scores from 1 to 5 by at least three evaluators. Based on that evaluation the performance of the cultivars changed depending on the neighbor. However, the effect of adjacent plots did not change the rank of entries. The implications of using the lattice

design in the efficiency of breeder results were assessed from a survey of experiments of common bean undertaken in a breeding program, in the South and Alto Paranaíba region of Minas Gerais State from 1990 to 1997. In that survey there were analyzed 61 pure line experiments and 28 family experiments, using lattice design in all of them. The analysis of variance of grain yield was set up using lattice model recovering interblock information and of random complete block design. The estimates showed that in most of the cases the lattice design has some advantage to selection. Therefore the analysis of variance must always be processed using lattice model. Besides, considering that plant breeder do not know the homogeneity level of the experimental fields, the use of lattice design works as a warranty against a possible heterogeneity in the field. Lately there were checked the effects of borders in the sides and extremes of experimental plots in experiments with segregant common bean populations. Eleven experiments were set up at experimental field of the Universidade Federal de Lavras, including segregant populations with wide genetic variability. No significant effect was detected in the efficiency of the evaluations. Therefore borders are not recommended in common bean. •

1 INTRODUÇÃO GERAL

Com o crescente aumento populacional, é imperioso que as cultivares modernas sejam mais eficientes que as já existentes. Nesse sentido, o melhoramento de plantas vem contribuindo de forma expressiva na obtenção de materiais que sejam, não só mais produtivos, como também resistentes às pragas e doenças. Contudo, para continuar tendo sucesso com o melhoramento, é necessário que os experimentos sejam capazes de detectarem variações cada vez menores, visto que a tendência é que as diferenças entre os materiais genéticos diminuam. Por esta razão, o desafio dos melhoristas está em aumentar a precisão dos experimentos, o que possibilitará que essas pequenas diferenças sejam detectadas.

Existem vários fatores que podem influenciar na precisão dos experimentos conduzidos a nível de campo, entre eles, a heterogeneidade do solo, do material genético e no manejo dos experimentos (Bertolucci, 1990). Em programas de melhoramento onde, normalmente, é avaliado um grande número de linhagens e ou famílias, encontrar uma área experimental homogênea em toda a sua extensão é difícil. O emprego de delineamento experimental apropriado pode atenuar os problemas advindos dessa heterogeneidade.

Um delineamento que vem sendo bastante empregado nos programas de melhoramento é o de látice. A eficiência desse delineamento em relação ao de blocos casualizados é freqüentemente citada em várias espécies cultivadas. Contudo, no caso da cultura do feijão, o

emprego desse delineamento pode ser questionado. Isto porque, como as parcelas experimentais são relativamente pequenas, mesmo quando é avaliado um grande número de tratamentos, a área experimental exigida, normalmente, não é excessiva.

A presença de bordadura nas parcelas é outro fator que pode influenciar na precisão experimental. O seu emprego também é questionado, haja vista que acarreta aumento na área experimental e no custo do experimento. No caso do feijoeiro, alguns experimentos foram realizados para verificar a necessidade ou não de bordadura (Voyses, 1985; Valentini et al., 1988). Os resultados obtidos não foram conclusivos e se restringiram à avaliação de linhas puras.

É questionável também a viabilidade de se avaliar certos caracteres nos experimentos em que ocorre ampla variabilidade entre os tratamentos devido a interferência entre parcelas. No caso de patógenos, a performance de uma cultivar pode ser alterada se o seu vizinho for uma cultivar muito suscetível ou muito resistente. Esse efeito já foi constatado em algumas espécies e tem reflexo na precisão experimental (Danial, Broers e Parlevliet, 1993). No caso do feijoeiro, essa interferência das parcelas vizinhas deve também existir, porém, existem poucos estudos a esse respeito.

Caracteres como resistência à patógenos, arquitetura das plantas e tipo de grão, normalmente são avaliados através de escala de notas. Esse tipo de avaliação é subjetiva, sendo sua eficiência questionável. Além disso, esse tipo de dado pode violar as pressuposições das análises de variância com reflexo nos testes das hipóteses formuladas. Informações sobre a eficiência na avaliação de caracteres do feijoeiro por meio de notas, sobretudo no atendimento às pressuposições da análise de variância, são escassas.

Em função desses fatos e com o intuito de tornar mais eficiente os experimentos conduzidos pelos melhoristas do feijoeiro, foi conduzido esse trabalho com os seguintes objetivos:

- estimar o efeito de parcelas vizinhas diferindo no porte das plantas e na suscetibilidade à patógenos;
- verificar se a habilidade dos melhoristas influencia na avaliação de caracteres como resistência à patógenos, porte das plantas e tipo de grão no feijoeiro e, também, se as pressuposições básicas da análise de variância são atendidas quando avaliam-se caracteres por meio de notas;
- verificar as implicações na utilização do delineamento de látice;
- avaliar a necessidade ou não do emprego de bordadura nas parcelas em experimentos de avaliação de populações segregantes do feijoeiro.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

Na experimentação agrícola, as hipóteses formuladas pelos pesquisadores são, quase sempre, testadas através da análise de variância. Para que esse tipo de análise seja eficiente e consequentemente as inferências obtidas à partir das hipóteses testadas possam ser válidas, é necessário que algumas exigências sejam satisfeitas. Estas exigências estão relacionadas às pressuposições da análise de variância e também aos princípios básicos da experimentação.

2.1 Pressuposições da análise de variância

A realização da análise de variância, sobretudo quando se testa a significância, só tem validade quando algumas pressuposições são verificadas. As pressuposições básicas são a aditividade do modelo; independência, normalidade e homogeneidade de variância dos erros.

A aditividade do modelo refere-se à exigência de que os efeitos dos fatores que ocorrem no modelo estatístico sejam aditivos. Outra pressuposição é que os erros ou desvios, devidos ao efeito de fatores não controlados, devem ser independentes. Segundo Cochran e Cox (1957), uma vez realizada a aleatorização dos tratamentos nos ensaios, este procedimento já é suficiente para que os erros não sejam correlacionados e, portanto, independentes. Dessa forma, como a prática da aleatorização já é bem difundida entre os experimentadores, não é dada tanta

atenção para essa pressuposição. Além da independência, para a análise de variância, uma outra pressuposição é que os erros apresentem distribuição normal.

Uma última suposição é conhecida como homogeneidade de variância, ou seja, os erros devem possuir uma variância comum. Isto implica que apesar de ocorrer diferença entre as médias dos tratamentos, as variâncias com que foram avaliadas as médias devem ser semelhantes.

Existe na literatura, uma série de procedimentos estatísticos para verificar se essas pressuposições estão sendo satisfeitas, bem como alternativas para solucionar os problemas caso ocorra alguma violação nestas pressuposições (Anscombe e Tukey, 1963; Gill, 1978; Steel e Torrie, 1980).

Estas pressuposições da análise de variância podem, a primeira vista, parecerem muito restritivas, mas não são tanto assim, pois em geral não há grande importância em que se verifiquem apenas aproximadamente (Pimentel Gomes, 1990). Vale ressaltar também, o fato que dentre os estatísticos, é difícil achar um consenso com relação a qual dessas pressuposições seria a mais importante, ou seja, qual delas deveria ser limitante no uso da análise de variância. Segundo Cochran e Cox (1957), por exemplo, as inferências feitas à partir da análise de variância seriam mais prejudicadas, caso os erros não apresentassem homogeneidade de variância; já para Pimentel Gomes (1990), a aditividade tem importância mais acentuada.

2.2 Princípios básicos da experimentação

A pesquisa científica está constantemente se utilizando de experimentos para testar suas hipóteses. É claro que os experimentos variam de uma pesquisa para outra, porém, todos eles são regidos, até hoje, pelos princípios estabelecidos por Fisher na década de vinte, conhecidos

como princípios básicos da experimentação e que envolvem a existência de repetição, casualização e controle local.

Como já mencionado, toda pesquisa visa o teste de uma hipótese. O primeiro princípio básico - repetição, consiste na reprodução do experimento básico e tem por finalidade propiciar a obtenção de uma estimativa do erro experimental, sem o qual não seria possível realizar o teste de uma hipótese. É fácil entender que o teste das hipóteses será tanto mais preciso quanto menor for a estimativa do erro experimental que, em realidade, reflete a variância da média dos tratamentos. O estimador da variância de uma média é fornecida por $\frac{s^2}{r}$, onde s^2 é o estimador da variância do erro e r o número de repetições.

A princípio, quanto maior o número de repetições, melhor o experimento. Existem vários fatores que influenciam no número de repetições e discussões sobre esses fatores são encontradas em inúmeros trabalhos (Storck, 1979; Chaves, 1985; Carnielli, 1989; Bertolucci, 1990; Arriel, 1991).

O segundo princípio básico da experimentação é a casualização, que tem por finalidade propiciar a todos os tratamentos a mesma probabilidade de serem designados a qualquer das unidades experimentais. Com isso, evita-se que qualquer tratamento seja sistematicamente favorecido e garante que os erros sejam independentes, isto porque não há correlação entre as parcelas adjacentes (Cochran e Cox, 1957).

Um último princípio é o do controle local. Sua finalidade é dividir a área experimental, que normalmente é heterogênea, em estratos menos heterogêneos. Com esse procedimento, o erro experimental é reduzido e o teste das hipóteses é mais preciso. O controle local mais empregado é o de blocos casualizados. Nesse caso, todos os tratamentos ocorrem

dentro de um mesmo bloco-repetição, que se espera seja o mais homogêneo possível, e a heterogeneidade entre os blocos não é incluída no erro. Este tipo de delineamento é utilizado quando se quer controlar a heterogeneidade ambiental em apenas uma direção. Quando se observa heterogeneidade em duas direções, o delineamento recomendado seria o quadrado latino, entretanto, sua utilização é pouco difundida devido ao grande número de repetições que este delineamento exige.

No caso do melhoramento de plantas, onde normalmente é avaliado um grande número de tratamentos, é difícil encontrar um bloco-repetição homogêneo em toda a sua extensão. Assim, à medida que o número de parcelas por bloco cresce, menor a eficiência desse delineamento (Oliveira, 1985; Cecon, 1992). Por essa razão, uma alternativa bastante empregada no melhoramento vegetal é o uso do delineamento de blocos incompletos, proposto por Yates (1936). Ele tem como objetivo reduzir a heterogeneidade dentro das repetições e assim, contornar os problemas mencionados.

Na grande maioria dos látices, os blocos estão arranjados em repetições ortogonais de tratamentos. As m repetições são ditas ortogonais se os tratamentos que aparecem num mesmo bloco incompleto numa repetição, estão distribuídos em blocos diferentes nas demais $(m-1)$ repetições.

Os látices podem ser classificados em balanceados ou parcialmente balanceados. Os látices balanceados são aqueles em que cada tratamento ocorre o mesmo número de vezes com qualquer outro tratamento num mesmo bloco. Assim, quaisquer comparações entre tratamentos tem a mesma precisão. Já o látice parcialmente balanceado apresenta apenas alguns tratamentos ocorrendo juntos num mesmo bloco, o que acarreta uma maior precisão nas comparações entre as médias dos mesmos. Estes pares de tratamentos são denominados de primeiros associados; os

outros pares de tratamentos, que não ocorrem juntos num mesmo bloco, são denominados segundos associados.

Uma outra classificação empregada para os látices está relacionada à sua dimensão. Neste caso, os látices podem ser denominados de quadrado, retangular ou cúbico, dependendo da relação entre o número de tratamentos e o tamanho do bloco. O látice quadrado recebe este nome porque o número de tratamentos (v) é o quadrado do tamanho dos blocos (k), ou seja, $v = k^2$. Para o látice retangular, a relação passa a ser $v = k(k + 1)$ e para o cúbico $v = k^3$.

No caso do melhoramento de plantas, o tipo de látice mais empregado é o látice quadrado parcialmente balanceado. Devido ao grande número de tratamentos normalmente avaliados pelos melhoristas, o látice balanceado se torna inviável, uma vez que ele exige que o número de repetições seja igual ao número de parcelas por blocos mais um ($r = k + 1$). Já no látice parcialmente balanceado, o número de repetições ortogonais, ou arranjos, básicos pode ser inferior a $k+1$, o que resulta em uma redução significativa na área necessária para a implantação dos experimentos.

Nos delineamentos em látice, como comentado anteriormente, nem todos os tratamentos estão inseridos em um mesmo bloco, ou seja, cada bloco contém parte dos tratamentos. Por essa razão, na análise usual de um experimento em látice, podem estar envolvidas dois tipos de análises, análise intrablocos e análise intrablocos com recuperação da informação interblocos. A análise intrablocos é utilizada para as comparações de tratamentos dentro de um mesmo bloco com maior precisão. Para que fosse possível comparar os tratamentos indistintamente, ou seja, com uma precisão média, foi criado então o erro efetivo (Cochran e Cox, 1957).

O delineamento de látice consiste de um rearranjo dos tratamentos em relação ao delineamento de blocos completos casualizados. Por esta razão, é possível quantificar o benefício conseguido quando se opta pela utilização do látice em detrimento ao bloco casualizado. Essa medida é conhecida como eficiência do látice e nada mais é do que a relação entre o quadrado médio do erro, estimado para o delineamento de blocos casualizados, em relação ao quadrado médio do erro efetivo. Assim, quando o quadrado médio do erro efetivo é menor do que o quadrado médio do erro para blocos ao acaso, diz-se que o emprego do látice é eficiente.

No caso do feijoeiro existem poucos relatos da eficiência do emprego do látice. Muñoz, Amézquita e Voysest (1977) em trabalho envolvendo mais de 90 experimentos de avaliação de cultivares, contendo 25 materiais, encontraram que a eficiência do látice em relação ao bloco casualizado variou de 2 a 84%. Em Viçosa, Minas Gerais, resultados obtidos por seis anos (1956-1961) em experimentos de avaliação de cultivares, constatou uma variação de 5 a 53% na eficiência dos látices (Vieira, 1964). Contudo, para outras espécies esse tipo de informação é mais freqüente. Cox (1950), por exemplo, trabalhando com a cultura do milho, avaliou 1011 análises de experimentos delineados em látice, conduzidos de 1942 a 1948 na Estação Experimental da Carolina do Norte, Estados Unidos, e encontrou um ganho médio em eficiência de 23% dos delineamentos em látice em relação aos blocos completos casualizados. Em Minas Gerais, Pereira (1967) estudou a eficiência dos delineamentos em látice com relação aos blocos ao acaso em 141 ensaios de competição de híbridos de milho e encontrou uma eficiência média de 25,9%.

Baseado no fato do delineamento em látice ser proveniente de um rearranjo dos tratamentos nos blocos em relação ao delineamento de blocos casualizados, Federer (1955) afirmou que, se num experimento montado em látice a eficiência em relação ao bloco casualizado

for pequena (10 a 15%), pode-se analisar o experimento como sendo em blocos casualizados, não sendo necessário o ajuste das médias de tratamentos. Apesar desse procedimento ser utilizado por vários autores (Eberhart, 1970; Suwantaradon, 1974; Vianna, 1977; Santos, 1991), a literatura quase não fornece suporte teórico para esse tipo de análise.

Segundo Eberhart (1970), o procedimento de analisar os experimentos em látice como blocos casualizados provém da complexidade com a qual o pesquisador se depara quando da determinação das expressões das esperanças matemáticas dos quadrados médios, necessárias para a obtenção das estimativas dos componentes de variância nos experimentos em látice. Assim, vários autores analisam os experimentos como látice quando o interesse da análise reside apenas nas comparações entre tratamentos; porém, quando o interesse é estimar os componentes de variância, e analisam o experimento como blocos casualizados, utilizando as médias ajustadas pelo látice, e empregam as expressões das esperanças matemáticas dos quadrados médios para delineamentos em blocos casualizados, que são mais fáceis de serem obtidas.

2.3 Erro experimental

A forma de estimar o erro experimental varia de acordo com o delineamento empregado. No caso do delineamento inteiramente casualizado, por exemplo, o erro envolve basicamente a diferença entre o mesmo tratamento nas diferentes repetições. Já para os delineamentos de blocos casualizados ou blocos incompletos, o erro é estimado como o efeito da interação dos tratamentos com os diferentes blocos. Da magnitude desse erro depende o sucesso no teste das hipóteses formuladas e por isso o objetivo principal dos pesquisadores é fazer com que a magnitude do erro seja a menor possível.

Além da heterogeneidade do solo, como citado anteriormente, existe uma série de outros fatores que contribuem para aumentar o erro experimental.

Pereira (1993), por exemplo, avaliou a distribuição de água em dois experimentos de feijão conduzidos em Lavras-MG e em Sete Lagoas-MG e observou que houve heterogeneidade na distribuição de água nas parcelas, nos dois locais. Para minimizar esse problema, o autor coletou dados sobre a quantidade de água recebida por cada parcela e utilizou-os como covariável na análise realizada para produção. Em todos os casos, o autor constatou que houve melhoria na precisão experimental quando foi utilizada a análise de covariância, sugerindo assim que tal procedimento seja realizado sempre que possível, visando melhorar o processo de recomendação de cultivares de feijão.

Com relação a ocorrência de pragas e doenças, o que ocorre, normalmente na cultura do feijoeiro, é uma incidência desuniforme das pragas e patógenos no campo, o que contribui para aumentar o erro experimental. No caso de avaliação de linhagens ou famílias, mesmo que se obtenha o dado da incidência, não é possível a correção dessa desuniformidade pois ela pode ser, pelo menos em parte, devida ao próprio tratamento (Gomez e Gomez, 1978).

A ocorrência de falhas nas parcelas experimentais, também conhecido como efeito de estande, pode também contribuir para aumentar o erro experimental. Por essa razão, existem na literatura vários trabalhos que foram conduzidos com o intuito de conhecer esse efeito (Gomez e Gomez, 1978; Ávila e Sanchez, 1978; Cruz, 1971; Fernandes, 1987; Vencovsky e Cruz, 1991). Algumas alternativas foram propostas para atenuar o efeito de estande, dentre elas: colher nas parcelas apenas as plantas competitivas, utilizar fórmulas de correção de estande e empregar a análise de covariância para correção do estande.

O efeito de competição é outro fator que inflaciona o erro experimental. Um tipo de competição pode resultar da variabilidade genética presente nos experimentos. No caso do feijoeiro, por exemplo, quando se avaliam famílias em gerações iniciais, a variabilidade dentro da parcela é grande e não pode ser isolada, contribuindo, assim, para o aumento do erro experimental. Mesmo no caso de linhas puras pode estar presente outro tipo de competição já que, muitas vezes, observa-se variação entre parcelas devido a influência de parcelas adjacentes (Voysset, 1985).

Os efeitos da competição entre parcelas podem ser evitados pelo uso de linhas externas ou bordaduras. A função dessas bordaduras é prevenir a influência de plantas de parcelas adjacentes sobre a performance das plantas localizadas nas linhas centrais (Fehr, 1987). No Brasil, nos casos de experimentos com a cultura do feijoeiro, verifica-se que o emprego ou não de linhas de bordadura é bem variável. Alguns pesquisadores simplesmente não empregam nenhum tipo de bordadura (Monteiro, Vieira e Silva, 1981; Pompeu, 1980; Vieira et al., 1985; Candal Neto e Vieira, 1979) enquanto outros, além de utilizarem linhas laterais de bordadura, ainda empregam bordaduras de cabeceira, ou seja, na época da colheita é desconsiderado os 50 cm de cada extremidade das linhas centrais ou úteis (Antunes, 1989; Lunkes, 1993; Berger, 1995).

Como comentado anteriormente, o erro padrão da média é influenciado pelo desvio padrão e este é uma medida absoluta intrínseca de cada experimento. Assim, foi proposta uma medida relativa de precisão com o intuito de se poder fazer comparações entre experimentos diferentes. Essa medida de precisão é conhecida como coeficiente de variação experimental (CV) e é fornecida pela expressão $CV = \frac{100 s}{m}$ (Pimentel Gomes, 1990), sendo s o desvio padrão e m a média geral do experimento. Dessa forma, quanto menor for o erro experimental, menor deverá

ser a estimativa do coeficiente de variação experimental c , em consequência, maior a precisão do experimento.

Baseado nos coeficientes de variação experimental comumente encontrados nos ensaios agrícolas de campo, Pimentel Gomes (1990) propôs uma classificação dos CV's visando facilitar as comparações entre experimentos diferentes. Esse autor classificou os CV's em baixos, quando inferiores a 10%; médios, quando de 10 a 20%; altos, quando de 20 a 30%; e muito altos, quando superiores a 30%. Apesar dessa classificação ser extensivamente utilizada pelos pesquisadores, ela não leva em consideração os particulares da cultura estudada, a característica em estudo, a heterogeneidade do solo, o tamanho da parcela, e outras inúmeras características intrínsecas de cada experimento e que influenciam diretamente no CV. Visando minimizar este problema, Scapim, Carvalho e Cruz (1994) propuseram a utilização da classificação de Garcia (1989). Este último autor elaborou uma nova escala de classificação dos CV's com base em dados referentes a 146 projetos de pesquisa que englobavam as espécies dos gêneros *Eucalyptus* e *Pinus*. Neste trabalho a classificação dos CV's utilizada se baseou na média e no desvio padrão dos coeficientes obtidos nos 146 experimentos, para os diferentes caracteres avaliados, sendo então obtidas classificações bem mais fidedignas, uma vez que considera conjuntamente os fatores que, como citado anteriormente, têm influência direta sobre a precisão experimental. Os CV's foram classificados como baixos [$\leq (m - 1 DP)$]; médios [$(m - 1 DP) < CV \leq (m + 1 DP)$]; altos [$(m + 1 DP) < CV \leq (m + 2 DP)$]; e muito altos [$> (m + 2 DP)$]; sendo m a média dos CV's dos experimentos e DP o desvio padrão dos CV's, ou seja, a estimativa do seu erro padrão.

Scapim, Carvalho e Cruz (1994) empregaram essa classificação em 66 teses na área de Genética e Melhoramento com a cultura do milho e concluíram que, especialmente para

caracteres menos influenciados pelo ambiente, a classificação de Garcia (1989) apresentou-se mais adequada do que a proposta por Pimentel Gomes (1990).

No caso do feijoeiro, a estimativa do coeficiente de variação experimental, considerando os dados médios de 78 experimentos conduzidos nas regiões Sul e Alto Paranaíba em Minas Gerais, foi de 24,6% (Abreu et al., 1994). Esse valor é semelhante ao encontrado por Estefanel, Pignataro e Storck (1987) quando foram compilados os dados de 344 análises obtidas de publicações técnicas nacionais de experimentos conduzidos entre 1947 a 1980, onde o CV médio para a experimentação com o feijoeiro foi de 20,6%.

Comparando os valores do coeficiente de variação encontrados nos experimentos de feijão com os de outras culturas, pode-se inferir que o CV para o feijão é bem superior. Para o rendimento de grãos, por exemplo, na cultura do milho é obtido em média um CV de 14,7% e para soja, 12,2%, enquanto que para o feijão este índice é de 21,1%, aproximadamente 44% superior ao do milho (Estefanel, Pignataro e Storck, 1987).

3 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ABREU, A. de F.B.; RAMALHO, M.A.P.; SANTOS, J.B. dos ; MARTINS, L.A. Progresso do melhoramento genético do feijoeiro nas décadas de setenta e oitenta nas regiões Sul e Alto Paranaíba em Minas Gerais. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.29, n.1, p.105-112, jan. 1994.
- ANSCOMBE, F.J. ; TUKEY, J.W. The examination and analysis of residuals. **Technometrics**, Washington, v.5, n.2, p.141-160, May 1963.
- ANTUNES, I.F. **Associações entre parentais e F₂ de feijoeiro (*Phaseolus vulgaris* L.) para produtividade de grãos e seus componentes**. Piracicaba: ESALQ, 1989. 152p. (Tese - Doutorado em Genética e Melhoramento de Plantas).
- ARRIEL, E.F. **Avaliação de famílias de meios irmãos da população de milho CMS-39 em duas densidades de semeadura**. Lavras: ESAL, 1991. 121p. (Dissertação - Mestrado em Genética e Melhoramento de Plantas).
- ÁVILA, A.V.; SANCHEZ, F.M. Comparacion de métodos de ajuste para correccion por falhas en sorgos para grano. **Agrociência**, Chapingo, v.31, p.45-64, 1978.
- BERGER, P.G. **Adubação molibdica na cultura do feijão (*Phaseolus vulgaris* L.) : doses, épocas e modos de aplicação**. Viçosa: UFV, 1995. 75p. (Tese - Doutorado em Fitotecnia).
- BERTOLUCCI, F.L.G. **Novas alternativas de tamanho e forma da parcela experimental para avaliação de progênies do feijoeiro**. Lavras: ESAL, 1990. 105p. (Dissertação - Mestrado em Genética e Melhoramento de Plantas).
- CANDAL NETO, J.F.; VIEIRA, C. Comportamento de cultivares de feijão (*Phaseolus vulgaris* L.) no sul do Estado do Espírito Santo. **Revista Ceres**, Viçosa, v.26, n.144, p.189-204, 1979.
- CARNIELLI, A. **Eficiência de diferentes tipos de parcelas na avaliação de caracteres agrônômicos de soja (*Glycine max* (L.) Merrill)**. Piracicaba: ESALQ, 1989. 110p. (Dissertação - Mestrado em Genética e Melhoramento de Plantas).

- CECON, P. R. **Alternativas de análise de experimentos em látice e aplicações no melhoramento vegetal**. Piracicaba: ESALQ, 1992. 109p. (Tese - Doutorado em Experimentação Agrônômica).
- CHAVES, L.J. **Tamanho da parcela para seleção de progênies de milho (*Zea mays* L.)**. Piracicaba: ESALQ, 1985. 148p. (Tese - Doutorado em Genética e Melhoramento de Plantas).
- COCHRAN, W.G. ; COX, G.M. **Experimental designs**. 2.ed. New York: J. Wiley, 1957. 611p.
- COX, G.M. A survey of types of experimental designs. **Biometrics**, Raleigh, v.6, n.3, p.301-302, Jan. 1950. (Abstract)
- CRUZ, V.F. **Estudo sobre a correção de produção de parcelas em ensaios com milho**. Piracicaba: ESALQ, 1971. 143p. (Tese - Doutorado em Genética e Melhoramento de Plantas).
- DANIAL, D.L. ; BROERS L.H.M. ; PARLEVLIET, J.E. Does interplot interference affect the screening of wheat for yellow rust resistance? **Euphytica**, Wageningen, v.70, n.3, p.217-224, 1993.
- EBERHART, S.A. Factors affecting efficiencies of breeding methods. **African Soils**, Paris, v.15, p.669-680, 1970.
- ESTEFANEL, V.; PIGNATARO, I.A.B. ; STORCK, L. Avaliação do coeficiente de variação de experimentos com algumas culturas agrícolas. In: SIMPÓSIO DE ESTATÍSTICA APLICADA À EXPERIMENTAÇÃO AGRONÔMICA, 2, Londrina, 1987. **Anais...** Londrina, 1987. p.115-131.
- FEDERER, W.T. **Experimental designs**. New York: The MacMillan, 1955. 544 p.
- FEHR, W.R. **Principles of cultivar development**. New York: MacMillian, 1987. v.1, 736p.
- FERNANDES, M.I.P.S. **Efeito da variação de estande nos experimentos com a cultura do feijoeiro**. Lavras: ESAL, 1987. 73p. (Dissertação - Mestrado em Genética e Melhoramento de Plantas).
- GARCIA, C.H. **Tabelas para a classificação do coeficiente de variação**. Piracicaba: IPEF, 1989. 10p. (Circular Técnica, 171).
- GILL, J.L. **Design and analysis of experiments in the animal and medical sciences**. Ames, Iowa State University, 1978. v.2, 301p.
- GOMEZ, K.A. ; GOMEZ, A.A. **Statistical procedures for agricultural research**. 2. ed. New York: J. Wiley, 1978. 679p.
- MONTEIRO, A.A.T.; VIEIRA, C.; SILVA, C.C. da. Comportamento de cultivares de feijão (*Phaseolus vulgaris* L.) na zona da mata de Minas Gerais - II. **Revista Ceres**, Viçosa, v.28, n.160, p.588-606, 1981.

- MUÑOZ, J.E.; AMÉZQUITA, M.C.; VOYSEST, O. Efficiency and precision of lattice designs with different number of repetitions and plot sizes in yield trial of beans (*Phaseolus vulgaris* L.). In: REUNIÓN ANUAL DEL PCCMCA, 23., Panamá, 1977.
- LUNKES, J.A. Efeito da adubação foliar suplementar com macronutrientes sobre a cultura do feijoeiro (*Phaseolus vulgaris* L.). Lavras: ESAL, 1993. 62p. (Dissertação - Mestrado em Fitotecnia).
- OLIVEIRA, A.C. Análise intrablocos de experimentos em blocos incompletos parcialmente balanceados com alguns tratamentos comuns adicionados em cada bloco. Piracicaba: ESALQ, 1985. 153p. (Tese - Doutorado em Estatística).
- PEREIRA, A.F. Emprego da covariância visando reduzir o efeito da heterogeneidade ambiental nos experimentos com a cultura do feijoeiro (*Phaseolus vulgaris* L.). Lavras: ESAL, 1993. 57p. (Dissertação - Mestrado em Fitotecnia).
- PEREIRA, C.S. Eficiência dos delineamentos em látice quadrado. Piracicaba: ESALQ, 1967. 45p. (Dissertação - Mestrado em Experimentação Agronômica).
- PIMENTEL GOMES, F. Curso de estatística experimental. 13.ed. Piracicaba: Nobel, 1990. 468p.
- POMPEU, A.S. Produtividade de linhagens de feijoeiro (*Phaseolus vulgaris* L.) dos grupos Rosinha e Roxinho resistentes ao fungo da antracnose (*Colletotrichum lindemuthianum*). *Bragantia*, Campinas, v.39, n.11, p.89-97, 1980.
- SANTOS dos, F.G. Estimativas de parâmetros genéticos para caracteres de importância agronômica em sorgo forrageiro (*Sorghum bicolor* (L.) Moench), utilizando-se progênies de meios irmãos e S₁. Viçosa: UFV, 1991. 120p. (Dissertação - Mestrado em Genética e Melhoramento de Plantas).
- SCAPIM, C.A.; CARVALHO, C.G.P. de; CRUZ, C.D. Uma proposta de classificação dos coeficientes de variação para a cultura do milho. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, Brasília, v.30, n.5, p.683-686, maio 1994.
- STEEL, R.G.D. ; TORRIE, J.H. *Principles and procedures of statistics: a biometrical approach*. 2.ed. New York: McGraw-Hill, 1980. 633p.
- STORCK, L. Estimativa para tamanho e forma de parcela e número de repetições para experimentos com milho (*Zea mays* L.) Porto Alegre: UFRGS, 1979. 98p. (Dissertação - Mestrado em Genética e Melhoramento de Plantas).
- SUWANTARADON, K. Simultaneous selection for several agronomic characters in the BSSS2 maize population by means of selection indices. Ames: Iowa State University, 1974. 159p. (Tese - Doutorado em Genética).

- VALENTINI, L.; VIEIRA, C.; CONDE, A.R.; CARDOSO, A.A. Fileiras de bordadura em ensaios de competição entre variedades de feijão. **Ciência e Cultura**, São Paulo, v.40, n.10, p.1004-1007, out. 1988.
- VENCOVSKY, R.; CRUZ, C.D. Comparação de métodos de correção de rendimento de parcelas com estandes variados. I. Dados simulados. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.26, n.5, p.647-657, maio 1991.
- VIANNA, R.T. **Correlações genéticas de capacidade geral de combinação em linhagens de milho (*Zea mays* L.)**. Viçosa: UFV, 1977. 72p. (Dissertação - Mestrado em Genética e Melhoramento de Plantas).
- VIEIRA, C. Melhoramento do feijoeiro (*Phaseolus vulgaris* L.) no Estado de Minas Gerais. I- Ensaios comparativos de variedades realizados no período de 1956 a 1961. **Experientiae**, Viçosa, v.4, n.1, p. 1-68, jan. 1964.
- VIEIRA, C.; SILVA, C.C. da; CHAGAS, J.M.; ARAÚJO, G.A. de A. Comportamento de cultivares de feijão (*Phaseolus vulgaris* L.) na zona da mata de Minas Gerais - IV. **Revista Ceres**, Viçosa, v.32, n.182, p.319-330, 1985.
- VOYSEST, O. Tamaño de parcela. In: LÓPEZ, M.; FERNÁNDEZ; SCHOONHOVEN, A. VAN. (ed.). **Frijol: investigación y producción**. Cali: CIAT, 1985. p.409-417.
- YATES, F. A new method of arranging variety trials involving a large number of varieties. **Journal Agricultural Science**, Cambridge, v.26, p.424-455, 1936.

4 CAPÍTULO I

VIABILIDADE DO EMPREGO DE NOTAS NA AVALIAÇÃO DE ALGUNS CARACTERES DO FEIJOEIRO (*Phaseolus vulgaris* L.)

RESUMO

Com o objetivo de verificar a eficiência da avaliação visual de caracteres através de escala de notas, se essa eficiência varia entre os avaliadores e se as pressuposições básicas da análise de variância são atendidas, foram conduzidos experimentos com a cultura do feijoeiro, avaliando-se os caracteres: reação ao *Colletotrichum lindemuthianum* e ao *Phaeoisariopsis griseola*, arquitetura das plantas e tipo de grãos. Nos experimentos, exceto a avaliação do caráter tipo de grão, o delineamento utilizado foi o de blocos casualizados com 8 tratamentos e 6 repetições. A avaliação do tipo de grão foi efetuada baseando-se em um experimento inteiramente casualizado, contendo 32 linhagens de feijão em 3 repetições. As escalas de notas empregadas foram de 1 a 5 e, ou, de 1 a 9, concedidas por no mínimo 3 avaliadores, variando com o caráter em questão. A partir destas notas foram efetuadas as análises de variância e os testes para a verificação das pressuposições básicas. Constatou-se que a avaliação das cultivares através de notas mostrou boa precisão, sem maiores restrições às pressuposições básicas da análise de variância, indicando que tal procedimento, adotado freqüentemente pelos melhoristas, é eficiente.

NOTE SCALE EFFICIENCY TO EVALUATE SOME COMMON BEAN (*Phaseolus vulgaris* L.) TRAITS.

ABSTRACT

Some experiments with common bean were conducted to verify the efficiency of visual selection of traits through a note scale, and check whether it varies among evaluators, as well as to verify the validity of using variance analysis. The following traits were evaluated: *Colletotrichum lindemuthianum* and *Phaeoisariopsis griseola* reaction, plant and grain type. A complete randomized block design was used in all experiments, with eight treatments and six replications, except for evaluating grain type, in which it was used a completely randomized design with 32 common bean lines and three replications. Note scales of 1 to 5 or 1 to 9, were used, with each trait being evaluated by at least three persons. Data from those evaluations were used in the analysis of variance, to test its basic postulation. It was concluded that cultivar evaluation through note scale is a precise procedure, without any restriction to the analysis of variance, which confirms the efficiency of this procedure usually applied by plant breeders.

4.1 INTRODUÇÃO

Na avaliação de caracteres como reação à patógenos, porte das plantas e tipo de grãos, os melhoristas do feijoeiro freqüentemente comparam o desempenho de seus cultivares ou linhagens visualmente, utilizando escala de notas.

A primeira indagação que surge é sobre a eficiência do avaliador em dar notas utilizando apenas o critério visual. Estudos conduzidos com a cultura do feijão indicaram que,

para a produtividade de grãos, a seleção visual foi ineficiente (Patiño e Singh, 1989; Silva et al., 1994). É questionável, também, se a avaliação por meio de notas, utilizando uma mesma escala, é variável entre os avaliadores. Também para produtividade de grãos, já foi constatado que a eficiência da seleção visual varia segundo os avaliadores, porém não se observou relação entre a experiência do melhorista e sua performance na avaliação visual (Briggs e Shebeski, 1970; Cutrim, 1994; Silva et al., 1994). Em se tratando de outros caracteres, com a utilização da escala de notas, não foi encontrada nenhuma referência.

Na análise e interpretação desse tipo de dados também podem ocorrer alguns problemas. Segundo Cochran e Cox (1957) e Gomez e Gomez (1978), para que inferências possam ser feitas a partir das análises de variância, é necessário que ocorram normalidade e independência dos erros, que o modelo seja aditivo e que haja homogeneidade de variância. Quanto à utilização de escala de notas, é questionável se essas pressuposições estão sendo obedecidas.

Dessa forma, este trabalho foi realizado com o intuito de verificar se a habilidade, ou a experiência dos melhoristas, influencou na avaliação de alguns caracteres do feijoeiro e, também, se as pressuposições básicas da análise de variância foram atendidas quando os caracteres foram avaliados por meio de notas.

4.2 MATERIAL E MÉTODOS

Neste trabalho foram avaliados, por meio de escala de notas, três caracteres de grande importância em programas de melhoramento com o feijoeiro: nível de reação dos materiais

aos patógenos causadores da antracnose (*Colletotrichum lindemuthianum*) e da mancha angular (*Phaeoisariopsis griseola*); tipo de grão e arquitetura das plantas.

4.2.1 Reação dos materiais aos patógenos

Para avaliação do nível de reação dos materiais aos patógenos foram utilizados os dados provenientes de dois experimentos com oito cultivares de feijão, semeados em outubro/1995 e fevereiro/1996 em Lavras-MG. No experimento semeado em outubro foram feitas avaliações para antracnose e mancha angular, enquanto na semeadura de fevereiro/1996 a avaliação foi efetuada apenas para mancha-angular. O delineamento experimental utilizado nos dois experimentos foi de blocos casualizados com seis repetições e parcelas de duas linhas de três metros. Os cultivares utilizados diferiram quanto à reação observada na presença dos patógenos causadores da antracnose e da mancha-angular, além de outros caracteres.

Na safra de outubro/1995-96 foi efetuada uma inoculação com a raça 81 do fungo da antracnose no campo. Essa inoculação foi realizada 15 dias após a emergência das plântulas, no fim da tarde, mediante a pulverização da suspensão de esporos ajustada para $1,2 \times 10^6$ esporos/ml, acrescida de espalhante adesivo. Nesse experimento, além da infecção em quantidade considerável de *Colletotrichum lindemuthianum*, foram observadas muitas plantas com sintomas de mancha-angular. Dessa forma, na safra de outubro/1995-96 foi possível avaliar os materiais, tanto com relação à antracnose quanto com a mancha angular.

No caso da safra de fevereiro/1996, a inoculação em nível de campo foi realizada com o intuito de assegurar a infecção das plantas pelo *Phaeoisariopsis griseola*. As plantas foram

inoculadas aos 30 dias após a emergência, no final do dia. Antes dessa inoculação, o campo foi previamente irrigado, visando elevar a umidade e favorecer a infecção pelo patógeno.

As avaliações dos materiais foram realizadas, adotando-se as escalas de notas variando de 1 a 5 (para avaliar reações nas vagens) e de 1 a 9 (para avaliar reações nas partes vegetativas) (Tabela 1).

TABELA 1. Escala de notas de 1 a 5 e de 1 a 9 utilizadas para avaliação da incidência das doenças no feijoeiro.

Escala de Notas de 1 a 5	
GRAU	DESCRIÇÃO
1	Ausência de lesões
2	Até 1% das vagens com lesões
3	De 1 a 5% das vagens com lesões
4	De 5 a 20% das vagens com lesões
5	Mais de 20% das vagens com lesões

Escala de Notas de 1 a 9	
GRAU	DESCRIÇÃO
1	Ausência de sintomas
2	Aproximadamente 1% da área foliar afetada
3	Aproximadamente 5% da área foliar afetada
4	Aproximadamente 10% da área foliar afetada
5	Aproximadamente 20% da área foliar afetada
6	Aproximadamente 40% da área foliar afetada
7	Aproximadamente 60% da área foliar afetada
8	Aproximadamente 80% da área foliar afetada
9	100% da área foliar afetada

Adaptada de Sartorato e Rava (1994).

4.2.2 Tipo de grão

Para estudar a eficiência do emprego de notas na avaliação da característica tipo de grão, foi considerado como padrão o tipo de grão da cultivar Carioca, ou seja, grãos com coloração creme e estrias marrom-clara. Foi instalado um experimento em delineamento inteiramente casualizado com 32 tratamentos, em três repetições. Cada parcela constituiu-se de 200 g de sementes, todas da mesma idade, provenientes do ensaio de avaliação de linhagens e cultivares de feijão conduzido na safra de fevereiro de 1996. Utilizou-se uma escala de notas de 1 a 5, em que a nota 1 foi estipulada para os grãos do tipo “Carioca”, ou seja, creme com estrias marrom-claras, fundo claro, sem halo, grãos de tamanho médio e não achatados. Já a nota 5 foi concedida aos materiais que apresentaram grãos fora do padrão “Carioca”, ou seja, creme com estrias marrom-escuras, fundo escuro, com halo e grãos de tamanho pequeno.

4.2.3 Arquitetura das Plantas

Foram utilizados oito cultivares de feijão, sendo dois de hábito de crescimento tipo I (‘ESAL 686’ e ‘Manteigão Fosco’), três do tipo II (‘EMGOPA 201-Ouro’, ‘Milionário’ e ‘Carioca-MG’) e mais três de hábito tipo III (‘Carioca’, ‘Ouro Negro’ e ‘Aporé’). O plantio foi realizado em Patos de Minas-MG, nas safras de julho/1995 e fevereiro/1996, em parcelas de duas linhas com três metros. O delineamento utilizado foi o de blocos casualizados, com seis repetições. A escala de notas empregada para avaliação do porte das plantas foi de 1 a 9, na safra de julho/1995 e de 1-5 para a safra de fevereiro/1996.

4.2.4 Análises estatísticas

Com as notas provenientes de no mínimo três avaliadores com experiência na cultura, foram efetuadas as análises de variância para cada avaliador, assim como as análises conjuntas dos avaliadores. No caso dos experimentos em que os materiais foram avaliados com relação à resistência aos patógenos causadores da antracnose e da mancha-angular, cada avaliador concedeu as notas, baseando-se em duas diferentes escalas, de 1 a 5 e de 1 a 9. Dessa forma, com o intuito de observar a consistência das avaliações, foi estimada a correlação de Spearman entre as notas concedidas pelos diferentes avaliadores em cada uma das escalas, separadamente.

Os dados de cada um dos avaliadores foram testados, com o modelo apropriado, quanto às pressuposições da análise de variância. Com relação à independência dos erros, não foi realizado nenhum tipo de teste, uma vez que se efetuou a aleatorização dos tratamentos, o que, segundo Cochran e Cox (1957), é suficiente para que os erros não estejam correlacionados.

A normalidade dos erros foi verificada por meio do teste de Shapiro-Wilk, estimando-se os erros de cada observação, ordenando-os e testando a hipótese de que esses erros têm distribuição normal, segundo o procedimento sugerido por esses autores (Gill, 1978). Para testar a homogeneidade de variância foi utilizada a metodologia proposta por Anscombe e Tukey (1963), em que são preditos os valores de cada observação (Y_{ij}), a partir dos quais são estimados os resíduos do modelo. Com esses resíduos, é testada a hipótese de que o coeficiente de regressão linear dos resíduos ao quadrado em relação aos valores preditos é igual a zero. Para testar a aditividade desse modelo foi utilizada a metodologia proposta por Tukey (1949).

4.3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Nas análises conjuntas dos avaliadores, observou-se diferença significativa ($P \leq 0,05$) na fonte de variação do avaliador, na maioria dos casos (Tabela 2). Esse resultado confirma observações de trabalhos anteriores em que os desempenhos de distintos avaliadores, visualmente, foram diferentes (Cutrim, 1994; Silva et al., 1994). Ocorreu também diferença significativa ($P \leq 0,05$) para a interação cultivares x avaliadores, evidenciando, inicialmente, que a performance relativa dos cultivares variou de acordo com o avaliador. Porém, quando foi estimada a correlação de Spearman entre as notas dos diferentes avaliadores, verificou-se que, na maioria dos casos, os valores obtidos foram superiores a 70%. Infere-se então que, em termos de classificação dos cultivares, os avaliadores foram semelhantes. Dessa forma, a interação detectada deve ser atribuída, predominantemente, ao tipo simples (Cruz e Regazzi, 1994), isto é, ocorreu em função da diferença na variabilidade nas notas dos avaliadores e tem pequeno efeito em termos seletivos, já que, praticamente, não alterou a classificação dos tratamentos.

Das pressuposições desta análise, a homogeneidade de variância foi a mais violada, pois ocorreu a maior proporção de casos significativos (Tabela 3). Contudo, deve-se ressaltar que o comportamento de certos cultivares, nas diferentes repetições, foi muito coincidente, tendo, dessa forma, recebido a mesma nota dos avaliadores. Isso ocorre, por exemplo, quando é avaliado um cultivar muito resistente, em que os sintomas da doença nunca se manifestam. Nessa condição, a variância entre as repetições é igual a zero, e quando essa condição é comparada com a dos demais tratamentos, mesmo a amplitude de variação das variâncias não sendo grande, é detectada a não homogeneidade das variâncias.

TABELA 2. Resumo das análises de variâncias conjuntas das diferentes características avaliadas nos distintos experimentos.

Experimentos	Fontes de Variação					
	Cultivar (C)	Avaliador (A)	C x A	Erro	CV (%)	Média
Antracnose						
Outubro/1995						
Escala de 1-5	GL	7	5	35	235	
	QM	40,40**	5,71**	1,38**	0,74	43,40
Escala de 1-9	GL	7	5	35	235	
	QM	214,63**	23,34**	4,95*	3,04	55,89
Mancha Angular						
Outubro/1995						
Escala de 1-5	GL	7	5	35	235	
	QM	3,97**	5,02**	0,44**	0,26	19,29
Escala de 1-9	GL	7	5	35	235	
	QM	13,64**	35,26**	1,25	0,98	19,87
Fevereiro/1996						
Escala de 1-5	GL	7	4	28	195	
	QM	18,67**	7,74**	1,08**	0,24	18,83
Escala de 1-9	GL	7	4	28	195	
	QM	75,75**	57,19**	2,15**	1,01	24,10
Tipo de Grão						
Fevereiro/1996						
Escala de 1-5	GL	31	5	155	384	
	QM	8,33**	40,75**	0,60**	0,25	18,61
Porte						
Julho/1995						
Escala de 1-9	GL	7	2	14	115	
	QM	102,19**	0,11	0,42	0,49	16,11
Fevereiro/1996						
Escala de 1-5	GL	7	2	14	115	
	QM	17,26**	0,23	0,41	0,25	19,62

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

TABELA 3. Resultados dos testes efetuados para verificação das pressuposições básicas da análise de variância.

Experimento	Nº de análises efetuadas	% de Testes Significativos			Coeficiente de variação experimental(CV%)	
		A ^{1/}	H ^{2/}	N ^{3/}	Médio	Amplitude
Mancha Angular	26	19,2	42,3	0,0	18,1	8,3-38,3
Antracnose	14	42,8	85,7	21,4	35,3	21,0-64,0
Porte	8	0,0	37,5	50,0	14,3	9,6-24,7
Tipo de Grão	7	---	100,0	0,0	18,1	9,9-24,4

^{1/} teste para a não-aditividade do modelo

^{2/} teste para homogeneidade de variância

^{3/} teste para a normalidade dos erros

A transformação dos dados é prática bastante empregada para solucionar o problema da homogeneidade de variância, porém no caso citado anteriormente, nenhum tipo de transformação comumente utilizado, ou seja, raízes quadrada, angular ou logarítmica(Steel e Torrie, 1980), corrigirá o problema. Do exposto, essa restrição deve ser considerada com ressalva e, provavelmente, não restringe as inferências a serem feitas.

O modelo adotado apresentou não aditividade em 19,2% das análises realizadas quando foi avaliada a reação dos cultivares ao patógeno causador da mancha-angular e em 42,8% delas quando foi avaliada a antracnose. Nesses casos, a transformação dos dados seria uma das estratégias para minimizar o problema, enquanto outra seria encontrar um modelo não aditivo mais apropriado às variações observadas, porém essa última alternativa é extremamente complicada, principalmente quando se trabalha no campo da biologia, em que as variações observadas nos dados são o resultado da ação simultânea de inúmeros fatores, muitos deles não mensuráveis. É preciso mencionar que o teste para a não-aditividade dos efeitos não foi realizado

no caso da característica tipo de grãos, já que o delineamento utilizado foi o inteiramente casualizado, não possibilitando a existência da interação entre os efeitos dos tratamentos e dos blocos, o que seria necessário para caracterizar a não aditividade do modelo.

A não normalidade dos erros foi detectada apenas quando se avaliaram as características antracnose e porte das plantas. Com relação ao primeiro caráter, detectou-se a falta de normalidade em 21,4% das análises, já para a avaliação de porte este valor foi maior (50,0%). Nesses casos, também a utilização da transformação de dados minimizaria o problema.

Vale ressaltar que é comum a violação de alguma dessas pressuposições básicas da análise de variância nos experimentos realizados na área biológica. Também chama a atenção o fato que, dentre os estatísticos mais conceituados, é difícil achar um consenso com relação a qual dessas pressuposições seria a mais importante, ou seja, qual delas deveria ser limitante no uso da análise de variância. Segundo Cochran e Cox (1957), por exemplo, as inferências feitas a partir da análise de variância seriam mais prejudicadas, caso os erros não apresentassem homogeneidade de variância; já para Pimentel Gomes (1990), a aditividade tem importância mais acentuada.

A precisão experimental variou com o caráter, sendo o coeficiente de variação experimental (CV%) maior para o caso da avaliação da antracnose, coincidentemente onde as pressuposições da análise de variância apresentaram maiores violações. Na literatura, não é comum se proceder à análise de variância dos caracteres avaliados através de notas, o que torna difícil comparar a precisão experimental observada nestes experimentos. Contudo, para o caráter produtividade do feijoeiro, Abreu et al. (1994), baseando-se nos dados médios de 78 ensaios, conduzidos no Estado de Minas Gerais, encontraram um CV médio de 24,6%. Valor semelhante (20,6%) também foi observado por Estefanel, Pignataro e Storck (1987) quando foram compilados os dados de 344 análises obtidas de publicações técnicas nacionais de experimentos

conduzidos entre 1947 e 1980. Como se constata através dos dados apresentados na Tabela 3, a precisão da avaliação dos caracteres com a escala de notas pode ser considerada melhor do que a normalmente obtida para a produtividade de grãos do feijoeiro.

Também foi observado que as magnitudes dos coeficientes de variação experimental nas análises efetuadas para cada avaliador foram, em 76,5% dos casos, menores quando se utilizou a escala de notas variando de 1 a 5. Depreende-se, então, que a utilização da escala de notas de 1 a 5 propicia resultados mais precisos. Isso ocorre, provavelmente, por causa da maior facilidade que os avaliadores encontram quando é adotada uma escala de notas com um menor número de níveis e, conseqüentemente, há maior consistência das notas concedidas ao mesmo tratamento nas diferentes repetições.

4.4 CONCLUSÕES

A utilização da escala de notas é um procedimento efetivo e deve ser empregado pelos melhoristas na avaliação de caracteres como resistência à doenças, arquitetura das plantas e tipo de grão. Contudo, essas notas devem ser submetidas à análise de variância e não apenas à apresentação das médias, sem nenhum teste, o que inviabiliza muitas inferências que são feitas. Também é aconselhável que as notas sejam atribuídas por pelo menos dois avaliadores, e, independentemente, seja analisada a média dessas notas. Tal procedimento atenua os problemas das violações das pressuposições básicas da análise de variância (Steel e Torrie, 1980). Além do mais, sempre que possível, essas pressuposições devem ser checadas para maior segurança nas inferências a serem feitas a partir dos testes estatísticos.

4.5 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ABREU, A. de F.B.; RAMALHO, M.A.P.; SANTOS, J.B. dos ; MARTINS, L.A. Progresso do melhoramento genético do feijoeiro nas décadas de setenta e oitenta nas regiões Sul e Alto Paranaíba em Minas Gerais. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.29, n.1, p.105-112, jan. 1994.
- ANSCOMBE, F.J. ; TUKEY, J.W. The examination and analysis of residuals. **Technometrics**, Washington, v.5, n.2, p.141-160, May 1963.
- BRIGGS, K.G. ; SHEBESKI, L.H. Visual selection for yielding ability of F_3 lines in hard-spring wheat breeding program. **Crop Science**, Madison, v.10, n.4, p.400-402, July/Aug. 1970.
- COCHRAN, W.G. ; COX, G.M. **Experimental designs**. 2.ed. New York: J. Wiley, 1957. 611p.
- COSTA, J.G.C. da; RAVA, C.A.; SARTORATO, A. ; PURÍSSIMO, J.D. **Catálogo de linhagens de feijoeiro comum (*Phaseolus vulgaris* L.) do CNPAF: reação às principais doenças e avaliação de características agronômicas**. Goiânia: EMBRAPA-CNPAF, 1990. 31p. (Documento 32).
- CRUZ, C.D. ; REGAZZI, A.J. **Modelos biométricos aplicados ao melhoramento genético**. Viçosa, UFV, 1994. 390p.
- CUTRIM, V.A. **Eficiência da seleção visual na produtividade de grãos de arroz (*Oryza sativa* L.) irrigado**. Lavras: ESAL, 1994. 92p. (Tese-Doutorado em Fitotecnia).
- ESTEFANEL, V.; PIGNATARO, I.A.B. ; STORCK, L. Avaliação do coeficiente de variação de experimentos com algumas culturas agrícolas. In: SIMPÓSIO DE ESTATÍSTICA APLICADA À EXPERIMENTAÇÃO AGRONÔMICA, 2, Londrina, 1987. **Anais...** Londrina:UEL, 1987. p.115-131.
- GILL, J.L. **Design and analysis of experiments in the animal and medical sciences**. Ames, Iowa State University, 1978. v.2, 301p.
- GOMEZ, K.A. ; GOMEZ, A.A. **Statistical procedures for agricultural research**. 2. ed. New York: J. Wiley, 1978. 679p.
- PATIÑO, H. ; SINGH, S.P. Visual selection for seed yield in the F_2 and F_3 generations of nine common bean crosses. **Annual Report Bean Improvement Cooperative**, Cali, v.32, p.79-80, 1989.
- PIMENTEL GOMES, F. **Curso de estatística experimental**. 13.ed. Piracicaba: Nobel, 1990. 468p.

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

SILVA, H.D.; RAMALHO, M.A.P.; ABREU, A. de 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.

STEEL,R.G.D. ; TORRIE, J.H. **Principles and procedures of statistics: a biometrical approach.** 2.ed. New York: McGraw-Hill, 1980. 633p.

TUKEY, J.W. One degree of freedom for non-additivity. **Biometrics**, Raleigh, v.5, n.3, p.232-242, Sept. 1949.

5 CAPÍTULO II

EFEITO DE PARCELAS ADJACENTES NA AVALIAÇÃO DE ALGUNS CARACTERES EM CULTIVARES DE FEIJÃO

RESUMO

É questionável se durante a avaliação de linhagens e/ou cultivares há influência de parcelas adjacentes quando os materiais avaliados apresentam grande variação para caracteres tais como resistência aos patógenos e arquitetura das plantas. Para testar essa hipótese foram conduzidos experimentos onde foram avaliadas cultivares de feijão diferindo no nível de resistência aos patógenos causadores da mancha angular e da antracnose e também quanto a arquitetura das plantas. As avaliações foram efetuadas utilizando notas de 1 a 5, concedidas por no mínimo três avaliadores. As notas obtidas, na média desses avaliadores, foram submetidas as análises de variância. Constatou-se que o desempenho dos cultivares foi alterado em função do material genético situado na sua proximidade. Entretanto, o efeito de parcelas adjacentes não modificou a classificação dos materiais.

ADJACENT PLOT EFFECT ON EVALUATION OF SOME TRAITS OF COMMON BEAN CULTIVARS

ABSTRACT

Common bean cultivars, with different plant type and resistance level to the fungus of angular leaf spot and anthracnose, were evaluated aiming to verify interplot interference. Those traits were evaluated through a note scale (1 to 5), used by at least three evaluators. The analysis of variance was performed based on the average of each trait estimated from the evaluators data. Although interplot interference was significant, it was not detected the interaction cultivars by kind of adjacent plot. So it was concluded that interplot interference do not change the ranking of cultivars, and therefore it might not be a problem for selection. However the high values of the coefficient of experimental variation, that have been estimated in common bean experiments, might have interplot interference as its main cause, when different genotypes were evaluated.

5.1 INTRODUÇÃO

O sucesso de um programa de melhoramento está intimamente associado à precisão com que os melhoristas avaliam as suas progênies e ou cultivares. Há inúmeros fatores que afetam a precisão experimental tais como: tamanho e forma das parcelas, número de repetições, escolha adequada do delineamento experimental, dentre outros (Steel e Torrie, 1980; Cochran e Cox, 1957).

O efeito de competição entre parcelas vizinhas é também um outro fator que pode influenciar na precisão dos experimentos, sendo a utilização de linhas de bordadura uma estratégia

que pode ser empregada para minimizar esse tipo de efeito. Apesar desse procedimento ser amplamente utilizado nas culturas do trigo e de arroz, por exemplo, no caso do feijoeiro, quando da avaliação de cultivares e ou progênies, não tem sido recomendado a utilização de bordadura. Numa condição como esta, é questionável se o comportamento diferencial das parcelas adjacentes não irá modificar o desempenho da cultivar em apreço. Esse tipo de questionamento já foi estudado em se tratando da avaliação para o caráter produtividade de grãos (Arruda, 1959 ; Vieira, 1964 ; Valentini, 1986). Contudo, essa pergunta persiste no caso da avaliação de outros caracteres como ocorrência de patógenos e porte das plantas.

Nos experimentos de competição de progênies ou cultivares é comum, devido a aleatorização, que determinada progênie tenha como vizinho outros materiais com comportamentos muito diferentes no grau de suscetibilidade aos patógenos e quanto ao hábito de crescimento. A proximidade entre as parcelas com plantas diferindo nesses dois caracteres, pode gerar um efeito competitivo diferente, o que poderá acarretar em alterações nas inferências a serem obtidas nos experimentos de avaliação de progênies e/ou cultivares.

O presente trabalho foi realizado com o intuito de estimar o efeito de parcelas vizinhas diferindo no porte das plantas e na suscetibilidade à patógenos.

5.2 MATERIAL E MÉTODOS

5.2.1 Efeito de parcelas vizinhas diferindo na suscetibilidade à patógenos

Os patógenos considerados nesse estudo foram o *Colletotrichum lindemuthianum* (Sacc. ; Magn.) , causador da antracnose e o *Phaeoisariopsis griseola* (Sacc.), causador da mancha angular no feijoeiro.

Foram utilizadas oito cultivares de feijão (Tabela 4) semeadas em Lavras-MG, nas safras de outubro de 1995-96 e de fevereiro de 1996, em um delineamento de blocos casualizados com três repetições em esquema fatorial 8×2 , onde foram combinadas as oito cultivares, diferindo no nível de reação aos patógenos, com dois tipos de vizinhos: uma cultivar resistente ou suscetível. No experimento conduzido para avaliar a reação dos materiais ao patógeno causador da antracnose, foram utilizadas como vizinhos resistente e suscetível, as cultivares ‘EMGOPA 201-Ouro’ e ‘Carioca’, respectivamente. Na avaliação para mancha angular, foi utilizada como vizinho resistente a cultivar ‘Jalo’ e como suscetível a cultivar ‘Carioca’.

As parcelas constituíram-se de seis linhas espaçadas de 0,5m, sendo que nas duas linhas centrais foi semeada uma das oito cultivares citadas anteriormente e nas duas linhas laterais, em ambos os lados, foi semeada uma cultivar resistente ou uma suscetível.

Na safra de outubro de 1995-96, os materiais foram avaliados tanto para a incidência da antracnose como da mancha angular. No experimento instalado na safra de fevereiro de 1996, foram coletados os dados relativos apenas à infecção das cultivares pelo *Phaeoisariopsis griseola*. Para avaliar o nível de resistência foram utilizadas notas concedidas, independentemente,

TABELA 4. Características das cultivares utilizadas para estudar o efeito de parcelas vizinhas diferindo na suscetibilidade à patógenos.

Cultivares	Origem	Cor do Grão	Reação ao Patógeno		
			Antracnose	Mancha Angular	
				Outubro/95	Fevereiro/96
AN 730340	CNPAF	Tipo Carioca ^{1/}	R ^{2/}	MR	---
H-4	UFLA	Tipo Carioca	R	S	S
Aporé	CNPAF	Tipo Carioca	R	MR	MR
EMGOPA-201 Ouro	CIAT	Amarelo	R	MR	MR
Carioca	IAC	Tipo Carioca	S	S	S
Rosinha M ^a da Fé	UFLA	Tipo Carioca	S	S	---
Milionário	UFV	Preto	S	MR	---
Carioca-MG	UFLA	Tipo Carioca	R	---	S
ESAL 550 (Jalo)	UFLA	Amarelo	---	---	MR
R-3	UFLA	Tipo Carioca	---	---	S
Ouro Negro	CIAT	Preto	---	MR	MR

^{1/} Tipo Carioca: Creme com estrias marrons

^{2/} Resistente(R), Medianamente Resistente(MR), Suscetível(S),

por no mínimo cinco avaliadores com experiência na cultura, utilizando a escala de notas de 1 a 5 apresentada no Tabela 5.

5.2.2 Efeito de parcelas vizinhas diferindo no porte das plantas

A avaliação do efeito das parcelas vizinhas para a característica porte foi efetuada a partir de dois experimentos instalados em Patos de Minas - MG , nas safras de julho de 1995 e fevereiro de 1996. Foram utilizadas oito cultivares diferindo para o porte sendo duas com hábito de crescimento tipo I ('ESAL 686' e 'Manteigão Fosco 11'), três do tipo II ('EMGOPA 201-Ouro', 'Milionário' e 'Carioca'-MG) e mais três de hábito tipo III('Carioca', 'Ouro Negro' e

TABELA 5. Escala de notas utilizadas para a avaliação das doenças e do porte das plantas.

Escala de Notas - Doenças ^a	
GRAU	DESCRIÇÃO
1	Ausência de lesões
2	Até 1% das vagens com lesões
3	De 1 a 5% das vagens com lesões
4	De 5 a 20% das vagens com lesões
5	Mais de 20% das vagens com lesões
Escala de Notas - Porte ^b	
GRAU	DESCRIÇÃO
1	Hábito I ou II, planta ereta, com uma haste e com inserção alta das primeiras vagens;
2	Hábito I ou II, planta ereta com algumas ramificações;
3	Hábito I ou II, planta ereta com guias mais longas e mais ramificações;
4	Hábito II ou III, Planta semi-ereta, medianamente prostrada;
5	Hábito III, planta prostrada com internódios longos.

^a : Escala de notas proposta por Costa et al., 1990;

^b : Escala de notas proposta por Collicchio, 1995.

‘Aporé’). Foram empregados os mesmos delineamento experimental, tamanho e distribuição de parcelas apresentados anteriormente na avaliação das doenças. As cultivares utilizadas como vizinhas foram ‘Milionário’, com hábito de crescimento tipo II, e ‘Aporé’ com hábito tipo III.

Os dados coletados basearam-se também em escala de notas variando de 1 a 5 (Tabela 5) concedidas, independentemente, por três avaliadores com experiência na cultura do feijoeiro.

5.2.3 Análises estatísticas

As notas foram provenientes de no mínimo cinco avaliadores, quando os materiais foram avaliados com relação ao nível de resistência à antracnose e mancha angular, e de três

avaliadores no estudo relacionado ao porte das plantas. Procederam-se as análises de variância dessas notas, utilizando o seguinte modelo estatístico, considerando como de efeito fixo a média, o efeito de vizinho e as cultivares, sendo os demais aleatórios:

$y_{ijk} = m + c_i + b_j + v_k + cv_{ik} + e_{ijk}$ sendo m a média geral, c_i o efeito da cultivar i , b_j o efeito do bloco j , v_k o efeito do vizinho k , cv_{ik} o efeito da interação da cultivar i com o vizinho k e, e_{ijk} é o efeito do erro experimental associado a cultivar i , com o vizinho k no bloco j .

Nessas análises utilizaram-se as notas médias concedidas pelos avaliadores uma vez que este procedimento atenua os possíveis problemas relacionados as pressuposições básicas da análise de variância, comumente presentes nesse tipo de dado (Steel e Torrie, 1980; Pimentel Gomes, 1990; Marques Júnior et al., 1996). Porém, apenas para os dados provenientes das avaliações dos materiais com relação à reação ao patógeno causador da antracnose, mesmo utilizando a média das notas, em um estudo prévio dos dados observou-se a violação das pressuposições básicas da análise de variância e por isso, foi efetuada a transformação dos dados através de raiz quadrada (Cochran e Cox, 1957).

5.3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

As cultivares utilizadas (Tabela 4) apresentam variação em uma série de caracteres e foram escolhidas de modo a representar o material genético que é normalmente avaliado pelos melhoristas, ou seja, cultivares e/ou famílias provenientes de populações segregantes.

Observou-se em todas as análises que as cultivares diferiram significativamente ($P \leq 0,01$) tanto para o nível de resistência à mancha angular ou a antracnose, como também em relação ao porte das plantas (Tabela 6). Depreende-se assim, como já era esperado, que as

cultivares utilizadas apresentaram variação suficiente para poder se avaliar o efeito da parcela vizinha (Tabelas 7 e 8). Deve ser salientado, que apesar da diferença significativa para o nível de resistência à antracnose entre as cultivares, a incidência do patógeno não foi expressiva, como se constata nas notas obtidas pelas cultivares sabidamente suscetíveis como a Carioca.

O efeito de vizinho mostrou-se significativo na safra de fevereiro de 1996, na avaliação relativa a mancha angular e nos experimentos onde foi avaliado o porte das plantas. Estes resultados indicam que as parcelas vizinhas, para esses caracteres, causaram influência sobre o desempenho dos materiais de tal maneira que, a média das notas concedidas às cultivares que tinham como vizinho material suscetível ou de porte mais prostrado foi maior, ou seja, as cultivares apresentaram um desempenho inferior do que quando estas mesmas cultivares tinham como vizinho um material resistente ou de porte mais ereto.

TABELA 6. Resumo das análises de variância para as diferentes características avaliadas nos distintos experimentos.

		Mancha Angular		Antracnose	Porte	
		Outubro 1995	Fevereiro 1996	Outubro 1995	Julho 1995	Fevereiro 1996
F.V.	GL	QM	QM	QM	QM	QM
Cultivar(C)	7	0,662**	3,735**	0,724**	8,519**	5,747**
Vizinho(V)	1	0,122	2,168**	0,00005	0,557*	0,594*
C x V	7	0,094	0,092	0,016	0,110	0,163
Erro	30	0,087	0,130	0,039	0,103	0,126
CV(%)		11,2	13,8	14,5	12,0	13,9
Média		2,64	2,62	1,36	2,680	2,56

*, **: teste de F significativo ao nível de 5 e 1% de probabilidade, respectivamente;

TABELA 7. Médias das notas de doença das cultivares obtidas nos experimentos realizados para verificar o efeito de parcelas vizinhas.

Cultivar	Vizinho ^{1/}	Notas Médias		
		Antracnose	Mancha Angular	
		Outubro/95	Outubro/95	Fevereiro/96
AN 730340	1	1,040	2,472	---
	2	1,090	2,611	---
H-4	1	1,040	2,389	1,900
	2	1,154	2,944	2,300
Aporé	1	1,105	2,306	1,567
	2	1,154	2,222	1,833
EMGOPA-201 Ouro	1	1,039	2,417	2,167
	2	1,150	2,611	2,433
Rosinha M ^a da Fé	1	1,990	2,333	---
	2	1,903	2,306	---
Milionário	1	1,295	2,806	---
	2	1,312	2,750	---
Carioca-MG	1	1,492	3,444	3,433
	2	1,319	3,222	3,700
ESAL 550	1	---	---	2,200
	2	---	---	2,467
R-3	1	---	---	2,633
	2	---	---	3,500
Ouro Negro	1	---	---	1,867
	2	---	---	2,167
Carioca	1	1,873	2,528	3,500
	2	1,777	2,833	4,267

^{1/} Resistente (1) e suscetível (2)

É interessante observar que a resistência a mancha angular provavelmente possui um componente considerável da resistência horizontal e é exatamente essa parcela da resistência que é muito afetada pela interferência entre parcelas, isto é, uma cultivar expressa níveis

variáveis de resistência dependendo da quantidade de inóculo que ela recebe. No caso da resistência a antracnose, ela é essencialmente do tipo vertical e, se uma cultivar é resistente, a influência do vizinho é nula, devido a resistência completa (Pastor-Corrales et al., 1994; Peloso et al., 1989).

TABELA 8. Médias das notas do porte das cultivares obtidas nos experimentos realizados para verificar o efeito de parcelas vizinhas.

Cultivar	Vizinho ^{1/}	Notas Médias	
		Julho/95	Fevereiro/96
ESAL 686	1	1,944	1,223
	2	1,915	1,280
Manteigão Fosco	1	1,915	1,610
	2	1,915	1,557
EMGOPA-201 Ouro	1	2,417	2,443
	2	3,194	2,833
Milionário	1	1,500	1,670
	2	1,612	2,110
Carioca-MG	1	1,722	2,553
	2	2,000	2,333
Carioca	1	4,444	4,000
	2	4,500	4,390
Ouro Negro	1	2,139	2,943
	2	2,555	3,720
Aporé	1	4,500	3,110
	2	4,612	3,110

^{1/} Porte ereto(1), porte medianamente prostrado(2)

Embora o efeito de vizinho tenha sido constatado, vale ressaltar que, em nenhum dos casos analisados foi detectada interação cultivar x vizinho significativa. Resultados semelhantes a esses foram relatados por Danial, Broers e Parlevliet (1993) com a cultura do trigo. Estes autores verificaram a existência de interferência das parcelas vizinhas em relação ao nível de

resistência das plantas à patógenos e que a identificação de genótipos resistentes ou suscetíveis está intimamente relacionada com o grau de incidência da doença nas parcelas adjacentes. Depreende-se que, apesar de ter sido utilizado um número restrito de cultivares escolhidas com o intuito de representar uma situação freqüente nos experimentos de feijoeiro, mesmo nos casos onde o desempenho da cultivar foi influenciado pela performance dos outros materiais situados em parcelas adjacentes, esse fato pouco prejudica o processo seletivo. Isto porque, os materiais selecionados pelos melhoristas foram os mesmos, independente do desempenho dos materiais nas parcelas vizinhas.

A precisão experimental variou com o caráter, sendo que o coeficiente de variação experimental (CV%) foi de 11,2 e 13,8%, nas análises efetuadas para o nível de resistência dos materiais a mancha angular, de 12,0 e 13,9% no caso do porte das plantas e de 14,5%, quando foi avaliada a antracnose (utilizando dados transformados) (Tabela 6). Convém ressaltar que apesar de ter sido utilizado um número restrito de cultivares e, conseqüentemente, o grau de liberdade do resíduo ter sido pequeno, esses valores são semelhantes aos relatados nos levantamentos feitos das estimativas do CV(%) obtidas em experimentos com a cultura do feijoeiro, envolvendo alguns caracteres e onde foram avaliados, normalmente, um maior número de cultivares do que neste trabalho (Estefanel, Pignataro e Storck, 1987; Abreu et al.,1994).

5.4 CONCLUSÕES

O desempenho dos cultivares pode ser alterado em função do material genético situado na sua proximidade. Entretanto, esse efeito de parcelas adjacentes não prejudica o processo seletivo uma vez que não causa alterações na classificação dos materiais.

5.5 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ABREU, A. de F.B.; RAMALHO, M.A.P.; SANTOS, J.B. dos ; MARTINS, L.A. Progresso do melhoramento genético do feijoeiro nas décadas de setenta e oitenta nas regiões Sul e Alto Paranaíba em Minas Gerais. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.29, n.1, p.105-112, jan. 1994.
- ARRUDA, H.V. de. Sobre a necessidade de fileiras de bordadura, em experimentos de campo. **Bragantia**, Campinas, v.18, n.8, p. 101-106, set. 1959.
- COCHRAN, W.G. ; COX, G.M. **Experimental designs**. 2.ed. New York: J. Wiley, 1957. 611p.
- COLLICCHIO, E. **Associação entre o porte da planta do feijoeiro e o tamanho dos grãos**. Lavras:UFLA, 1995. 98p. (Dissertação - Mestrado em Genética e Melhoramento de Plantas).
- COSTA, J.G.C. da; RAVA, C.A.; SARTORATO, A. ; PURÍSSIMO, J.D. **Catálogo de linhagens de feijoeiro comum (*Phaseolus vulgaris* L.) do CNPAF: reação às principais doenças e avaliação de características agronômicas**. Goiânia: EMBRAPA-CNPAF, 1990. 31p. (Documento 32).
- DANIAL, D.L. ; BROERS L.H.M. ; PARLEVLIET, J.E. Does interplot interference affect the screening of wheat for yellow rust resistance? **Euphytica**, Wageningen, v.70, n.3, p.217-224, 1993.
- ESTEFANEL, V.; PIGNATARO, I.A.B. ; STORCK, L. Avaliação do coeficiente de variação de experimentos com algumas culturas agrícolas. In: SIMPÓSIO DE ESTATÍSTICA APLICADA À EXPERIMENTAÇÃO AGRONÔMICA, 2, Londrina, 1987. **Anais...** Londrina:UEL, 1987. p.115-131.
- MARQUES JÚNIOR, O.G.; RAMALHO, M.A.P.; FERREIRA, D.F.; SANTOS, J.B.dos. Viabilidade do emprego de notas na avaliação de alguns caracteres do feijoeiro. **Revista Ceres**, 1996. (No prelo)
- PASTOR-CORRALES, M.A.; ERAZO, O.A.; ESTRADA, E.I.; SINGH, S.P. Inheritance of anthracnose resistance in common bean accession G.2333. **Plant Disease**, St. Paul, v.78, n.10, p.959-962, Oct. 1994.
- PELOSO, M.J. DEL; CARDOSO, A.A.; VIEIRA, C.; SARAIVA, S.; ZIMMERMANN, M.J.O. Genetic system for reaction of *Phaseolus vulgaris* to the BA-2 (Alpha) race of *Colletotrichum lindemuthianum*. **Revista Brasileira de Genética**, Ribeirão Preto, v.12, n.2, p.313-318, June 1989.
- PIMENTEL GOMES, F. **Curso de estatística experimental**. 13.ed. Piracicaba: Nobel, 1990. 468p.

STEEL, R.G.D. ; TORRIE, J.H. **Principles and procedures of statistics: a biometrical approach.** 2.ed. New York: McGraw-Hill, 1980. 633p.

VALENTINI, L. **Fileiras de bordadura em ensaios de competição entre cultivares de feijão (*Phaseolus vulgaris* L.) em diferentes espaçamentos de plantio.** Viçosa:UFV, 1986. 26p. (Dissertação - Mestrado em Fitotecnia).

VIEIRA, C. **Melhoramento do feijoeiro (*Phaseolus vulgaris* L.) no Estado de Minas Gerais. I- Ensaios comparativos de variedades realizados no período de 1956 a 1961.** *Experientiae*, Viçosa, v.4, n.1, p. 1-68, jan. 1964.

6 CAPÍTULO III

EMPREGO DO DELINEAMENTO DE LÁTICE NO PROGRAMA DE MELHORAMENTO DO FEJJOEIRO

RESUMO

Com o intuito de verificar as implicações da utilização dos látices na eficiência do trabalho dos melhoristas, foi realizado um levantamento dos experimentos conduzidos pelo programa de melhoramento do feijoeiro, nas regiões Sul e Alto Paranaíba de Minas Gerais no período de 1990 a 1997. Neste levantamento foram considerados 61 experimentos de avaliação de linhas puras e 28 ensaios de avaliação de famílias, todos eles conduzidos em látice. Os dados da produção de grãos foram submetidos as análises de variância intrablocos com recuperação de informação interblocos e de blocos completos ao acaso. Para todos os experimentos em que houve eficiência do látice, foram estimados a correlação classificatória de Spearman entre as médias ajustadas e não ajustadas, a eficiência da seleção, o índice de discriminação de Fasoulas e a herdabilidade no sentido amplo ao nível de média de linhagens e/ou famílias. Os resultados obtidos dessas estimativas indicaram que, na maioria dos casos, o emprego do látice trouxe alguma vantagem a seleção e, portanto, independente da magnitude da eficiência, as análises devem ser sempre processadas em látice. Além disso, como o melhorista não tem condições de prever se a área experimental é ou não heterogênea, a condução dos experimentos no delineamento de látice

funcionaria como sendo um seguro para um problema que pode ou não ocorrer e, em ocorrendo, poderá ser ou não sério.

USE OF LATTICE DESIGN IN A COMMON BEAN BREEDING PROGRAM

ABSTRACT

Aiming to check the effects of lattice design in the efficiency of breeding programs, it was set up a survey of experiments of the common bean program undertaken in the South and Alto Paranaíba of Minas Gerais State from 1990 to 1997. There were considered 61 experiments of pure line evaluations, and 28 of family evaluations, using in all of them the lattice design. Analysis of variance of grain yield data were set up using the lattice model recovering interblock information and randomized complete block model. It was estimated the Spearman rank correlation between adjusted and non adjusted means, the selection efficiency, the Fasoulas discrimination index, and the wide sense heritability based on lines and/or families mean, from all experiments which lattice design was efficient. The results from those estimates showed in most of the cases that lattice design assure some advantage to selection. Therefore, independent of the lattice efficiency value, analysis of variance should always be performed using lattice model. Besides, considering that plant breeder can not foresee the homogeneity level of the experimental field, the use of lattice design would work as a warranty against a problem that may or may not occur and, with an unknown seriousness level.

6.1 INTRODUÇÃO

Entre os desafios da condução de um programa de melhoramento está a constante melhoria da precisão experimental. Quando os experimentos são precisos possibilitam detectar diferenças cada vez menores e aumentam, em consequência, a eficiência do trabalho dos melhoristas. Existem vários fatores que afetam a precisão experimental (Bertolucci, 1990), sendo que a heterogeneidade da área experimental é sem dúvida o principal deles. Para atenuar esse problema, já no início do século, foi proposto o controle local como um dos princípios básicos da experimentação (Cochran e Cox, 1957).

Na experimentação de campo, o controle local é realizado por delineamentos entre os quais o mais empregado é o de blocos completos casualizados, que pressupõe a existência de homogeneidade dentro de cada bloco-repetição. Contudo, nos trabalhos de melhoramento onde, normalmente, são avaliadas algumas dezenas de tratamentos, a chance de obter blocos que recebam todos os tratamentos e que sejam homogêneos em toda a extensão é pequena. A alternativa empregada pelos melhoristas é a de usar o látice como delineamento, o qual subdivide a repetição em blocos menores (Cochran e Cox, 1957).

No programa de melhoramento do feijoeiro conduzido na região Sul e Alto Paranaíba em Minas Gerais o látice é amplamente empregado. Considerando que para essa cultura, as parcelas experimentais são relativamente pequenas, o emprego desse delineamento pode ser questionado, pois mesmo quando se avalia um grande número de tratamentos, as repetições não são excessivamente grandes.

Dessa forma, foi realizado um levantamento dos experimentos conduzidos no programa de melhoramento do feijoeiro, nos últimos anos, visando verificar as implicações desse delineamento na eficiência do trabalho dos melhoristas.

6.2 MATERIAL E MÉTODOS

Para a realização desse trabalho foram utilizados os dados de experimentos do programa de melhoramento do feijoeiro conduzidos nas regiões Sul e Alto Paranaíba de Minas Gerais, no período de 1990 a 1997. Utilizou-se basicamente dois tipos de experimentos: i) o de avaliação de linhas puras no estágio final de recomendação, onde foram avaliados 25 ou 36 linhagens, no delineamento de látice triplo 5 x 5 ou 6 x 6, em parcelas com 2 linhas de 5 metros de comprimento. ii) avaliação de famílias segregantes. Nesse caso o número de famílias variou de 64 a 289, todos no delineamento de látice com números diferentes de repetições e parcelas de tamanho variando de 1 linha de 1 metro até 2 linhas de 5 metros.

Os dados da produção de grãos, em gramas por parcela, foram submetidos a análise de variância, segundo o seguinte modelo estatístico, considerando como fixo apenas a média:

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

onde o y_{ijk} é o valor observado na parcela experimental que recebeu o tratamento i , no bloco k , na repetição j ; μ é a média geral; p_i é o efeito do tratamento i ; r_j é o efeito da repetição j ; $b_{(j)k}$ é o efeito do bloco k dentro da repetição j ; e e_{ijk} é o erro experimental associado à observação y_{ijk} .

Todas as análises foram realizadas com recuperação de informação interblocos e em todos os casos em que o látice foi eficiente, foi utilizada a variância do erro efetivo como o quadrado médio do erro, para a obtenção da estimativa de herdabilidade.

Para todos os experimentos em que houve eficiência do látice estimou-se: i) correlação classificatória de Spearman (Steel e Torrie, 1980) entre as médias ajustadas e não ajustadas; ii) eficiência da seleção (E.S.) utilizando a expressão de Hamblin e Zimmermann (1986)

sendo: $E.S.(%) = \frac{A - C}{B - C} \times 100$, onde A é o número de linhas ou famílias comuns às duas seleções,

ou seja, à seleção efetuada com base nas médias ajustadas do látice e as médias dos blocos casualizados; B é o número de linhas ou famílias selecionadas. No caso, foi utilizada uma intensidade de seleção de 20%; e C é o número de linhas ou famílias em comum nas duas seleções unicamente devido ao acaso (proporção selecionada x B); iii) índice de discriminação (D) do delineamento de látice e blocos casualizados, utilizando a expressão proposta por Fasoulas (1983)

sendo $D = 200 \frac{f}{n(n-1)}$, onde f é o número de contrastes, tomados 2 a 2, que foram significativos

e n é o número total de tratamentos; iv) estimativa do componente de variância através do procedimento proposto por Vianna e Silva (1978) para o experimento em látice, utilizando a variância dos tratamentos ajustados e o quadrado médio do erro efetivo, e também para os blocos casualizados. A herdabilidade (h^2) entre médias de linhagens e/ou famílias foi estimada pela

expressão $h^2 = \frac{Q_1 - Q_2}{Q_1}$, onde Q_1 é o quadrado médio de tratamentos ajustados (no caso dos

látices) e não ajustados (no caso de blocos casualizados), e Q_2 é o quadrado médio do erro efetivo (látice) e quadrado médio do erro (blocos). O limite inferior e superior para o intervalo de confiança da h^2 foram obtidos pela expressão de Knapp, Stroup e Ross (1985) sendo:

$$LI = \left\{ 1 - \left[\left(\frac{Q_1}{Q_2} \right) * F_{1-\alpha/2; gl_2, gl_1} \right]^{-1} \right\} \text{ e } LS = \left\{ 1 - \left[\left(\frac{Q_1}{Q_2} \right) * F_{\alpha/2; gl_2, gl_1} \right]^{-1} \right\} \text{ onde LI é o limite inferior, LS}$$

é o limite superior; $F_{1-\alpha/2; gl_2, gl_1}$ é o valor da distribuição de F para os graus de liberdade do erro efetivo (gl_2) e dos tratamentos ajustados (gl_1), tal que a probabilidade de exceder este valor é de $1 - \alpha/2$; $F_{\alpha/2; gl_2, gl_1}$ é o valor da distribuição de F para os graus de liberdade gl_2 e gl_1 , tal que a probabilidade de exceder este valor é de $\alpha/2$.

6.3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Inicialmente é preciso salientar que em 86,9% dos experimentos de avaliação de linhas puras (experimentos de 1 a 61) e 92,9% de famílias (experimentos de 62 a 90), o delineamento de látice foi eficiente (Tabela 1A). O valor de eficiência média foi de 17,6% para a avaliação de linhas puras e 13,4% para os ensaios de famílias (Tabela 9). As distribuições de frequências apresentadas na Tabela 10 evidenciam que ocorreu ampla variação na eficiência, entretanto, vale ressaltar que a maioria das estimativas foi inferior a 10%.

No caso do feijoeiro existem poucos relatos da eficiência do látice. Muñoz, Amézquita e Voysest (1977) em trabalho envolvendo mais de 90 experimentos de avaliação de cultivares, contendo 25 materiais, encontraram que a eficiência do látice em relação ao bloco casualizado variou de 2 a 84%. Em Viçosa, Minas Gerais, resultados obtidos por seis anos (1956-1961) em experimentos de avaliação de cultivares, constatou que houve uma variação de 5 a 53% na eficiência dos látices (Vieira, 1964). Contudo, para outras espécies esse tipo de informação é

TABELA 9. Estimativas das principais estatísticas indicadoras da precisão e da diferenciação dos dois delineamentos, com base na produtividade de grãos.

	Avaliação de Linhagens		Avaliação de Famílias	
	Média	Amplitude	Média	Amplitude
CV (%) Látice	20,7	11,5 - 34,0	27,2	15,4 - 48,7
CV (%) Blocos	22,4	11,5 - 37,4	28,8	15,6 - 52,6
Eficiência do Látice (%)	17,6	0,02 - 92,1	13,4	0,71 - 78,4
Correlação de Spearman	0,95	0,73 - 0,99	0,96	0,73 - 0,99
Índice de discriminação - Látice (%)	8,18	0,00 - 22,83	3,47	0,73 - 11,67
Índice de discriminação - Bloco (%)	8,40	0,00 - 42,06	3,39	0,96 - 11,16
Herdabilidade (%) - Látice	54,7	0,00 - 89,55	38,6	0,00 - 82,02
Herdabilidade (%) - Bloco	50,4	0,00 - 93,45	37,2	0,00 - 78,18

mais freqüente e o que se constata é que as eficiências dos látices são semelhantes às obtidas nesse trabalho. Assim, Cox (1950), por exemplo, trabalhando com a cultura do milho, avaliou 1011 análises de experimentos instalados em látice, conduzidos de 1942 a 1948 na Estação Experimental da Carolina do Norte, Estados Unidos, e encontrou um ganho médio em eficiência de 23% dos delineamentos em látice em relação aos blocos completos casualizados. Em Minas Gerais, Pereira (1967) estudou a eficiência dos delineamentos em látice com relação aos blocos ao acaso em 141 ensaios de competição de híbridos de milho e encontrou uma eficiência média de 25,9%.

Os coeficientes de variação experimental (CV) para os experimentos de avaliação de linhas puras foi, em média, de 20,7% e para aqueles que avaliaram famílias, 27,2%. Estes valores são semelhantes aos encontrados por Estefanel, Pignataro e Storck (1987) quando

TABELA 10. Distribuições de frequência para as estimativas da eficiência do látice, coeficiente de variação experimental, correlação de Spearman, eficiência da seleção, índice de discriminação e herdabilidade.

		0,0 a 20,0	20,1 a 40,0	40,1 a 60,0	60,1 a 80,0	80,1 a 100,0
Eficiência do Látice (%)	Linhagens	46	7	5	1	2
	Famílias	21	5	1	1	0
		10,0 a 20,0	20,1 a 30,0	30,1 a 40,0	40,1 a 50,0	50,1 a 60,0
CV Látice (%)	Linhagens	32	26	3	0	0
	Famílias	4	16	6	2	0
CV Blocos (%)	Linhagens	27	26	8	0	0
	Famílias	4	15	7	1	1
		0,72 - 0,77	0,78 - 0,83	0,84 - 0,89	0,90 - 0,95	0,96 - 1,00
Correlação de Spearman	Linhagens	1	1	9	6	36
	Famílias	1	0	3	5	17
		< 60,0	60,1 - 70,0	70,1 - 80,0	80,1 - 90,0	90,1 - 100,0
ES -Melhores (%)	Linhagens	6	3	9	17	18
	Famílias	1	4	4	6	11
ES -Piores (%)	Linhagens	9	5	8	15	16
	Famílias	5	2	2	7	10
		0,0 - 10,0	10,1 - 20,0	20,1 - 30,0	30,1 - 40,0	> 40,1
ID do Látice (%)	Linhagens	35	17	1	0	0
	Famílias	23	1	0	0	0
		0,0 - 10,0	10,1 - 20,0	20,1 - 30,0	30,1 - 40,0	> 40,1
ID do Bloco (%)	Linhagens	46	10	4	0	1
	Famílias	26	1	0	0	0

ES: eficiência da seleção

ID: índice de discriminação

compilaram os dados de 344 análises obtidas de publicações técnicas nacionais de experimentos conduzidos entre 1947 a 1980, onde o CV médio para a experimentação com o feijoeiro foi de 20,6%. Fonseca Júnior (1997), avaliando 642 experimentos com a cultura do feijoeiro no Estado do Paraná, no período de 1977 a 1995, observou um coeficiente de variação experimental médio

de 13,5%. Já Abreu et al. (1994), considerando os dados médios de 78 experimentos de avaliação de linhas puras, conduzidos nas regiões Sul e Alto Paranaíba de Minas Gerais, encontraram uma estimativa de 24,6%. Vale ressaltar que no trabalho de Abreu et al. (1994) foram utilizados dados de experimentos idênticos em termos do número de tratamentos, número de repetições e tamanho das parcelas, e praticamente, conduzidos nos mesmos locais dos relatados no presente trabalho. Desse modo, pode-se inferir que nos últimos anos ocorreu melhoria na precisão dos experimentos de avaliação de linhas puras conduzidos na região, pois, como já mencionado, o CV médio foi de 20,7%, ou seja, uma redução de 18,8% em relação aos relatados por Abreu et al. (1994).

Existe uma classificação dos CV's proposta por Pimentel Gomes (1990) e que é extensivamente utilizada pelos pesquisadores, porém, segundo Scapim, Carvalho e Cruz, (1994) esta classificação é muito abrangente e não leva em consideração as particularidades da cultura estudada, sendo sugerido a classificação proposta por Garcia (1989). O autor considera a média e o desvio padrão dos CV's obtidos à partir de vários experimentos com a cultura e são classificados de acordo com os seguintes intervalos: baixo [$\leq (m - 1DP)$], médio [$(m - 1DP) < CV \leq (m + 1DP)$], alto [$(m + 1DP) < CV \leq (m + 2DP)$] e muito alto [$> (m + 2DP)$]; sendo m a média geral dos CV's e DP o desvio padrão, considerando todos os experimentos avaliados. Neste trabalho, para os experimentos de avaliação de linhagens analisados em látice, por exemplo, foi encontrado um desvio padrão de 5,34 e média de 20,09, portanto, CV's abaixo de 14,75 foram considerados baixos, entre 14,76 a 25,43 médios, entre 25,44 a 30,77 altos e, acima de 30,78, foram considerados muito altos.

Uma questão em relação ao coeficiente de variação como medida da precisão dos ensaios é que ele pode ser influenciado pela média, ou seja, maiores estimativas de CV's seriam obtidas em experimentos com menor média e não, necessariamente, com maior erro experimental.

Desta forma, foram obtidas a estimativa da correlação entre as médias de produção de cada experimento e os respectivos CV's, obtendo-se o valor de $r = -0,52^{**}$. Embora a correlação não tenha sido alta, constatou-se a associação entre a média e os CV's, indicando que a comparação do CV em experimentos diferentes deve ser feita com certa ressalva. Resultados semelhantes a esses foram verificados por Farias (1995) em experimentos de algodão. Arias (1996) trabalhando com a cultura do milho, também observou influência da média sob o CV, sendo que neste trabalho as correlações foram altas, variando de -0,79 a -0,92, evidenciando uma alta associação entre as estimativas dos CV's e a média dos ensaios.

Alguns fatores, além da heterogeneidade do solo, afetam a precisão experimental. Entre eles devem ser considerados: i) falta de uniformidade na distribuição de água durante a irrigação que é feita por aspersão. Pereira (1993) obteve a quantidade de água que cada parcela experimental recebeu em um experimento de avaliação de linhas puras, por meio de coletores colocados em todas as parcelas. Constatou que a variação foi grande e sugeriu o emprego de análise de covariância, em que a quantidade de água por parcela seria a covariável para atenuar esse problema; ii) erro pós-colheita: no caso da cultura do feijoeiro esse tipo de erro ocorre devido ao manuseio do material após a colheita, sendo difícil de ser controlado. Uma vez colhidas as parcelas, as plantas são ensacadas ou amarradas e levadas aos galpões para completarem a seca. O manuseio constante dessas parcelas até atingirem a seca contribui para que ocorram perdas aleatórias de vagens ou até mesmo de plantas, com reflexo direto na precisão experimental (Souza, 1997); iii) ocorrência de pragas e doenças. Normalmente, nos experimentos com a cultura do feijoeiro há ocorrência de patógenos e pragas. A desuniformidade na ocorrência das doenças, o que geralmente acontece, contribui para aumentar o erro. Nesse caso, por se tratar de avaliação de linhagens e ou famílias, mesmo que se obtenha o dado da incidência, não é possível a correção

dessa desuniformidade, uma vez que esta pode ser, em parte, devida ao próprio tratamento (Gomez e Gomez, 1984).

A utilização de delineamentos como o de blocos incompletos propicia um maior controle da heterogeneidade do solo, bem como pode atenuar os problemas de distribuição de água, dependendo da disposição das parcelas no campo em relação aos aspersores; e também permite um certo ajuste com relação a desuniformidade de ocorrência de patógenos. Porém, com relação ao erro pós-colheita, nenhum delineamento será capaz de corrigir esse problema.

A precisão dos experimentos envolvendo famílias foi inferior a obtida com a avaliação de linhas puras (Tabela 9). Essa diferença pode ser atribuída a alguns fatores tal como o tamanho da parcela experimental. Alguns dos experimentos com famílias utilizaram parcelas de até uma linha de 1 metro. Bertolucci (1990) mostrou ser viável o uso de parcelas pequenas na avaliação de famílias, contudo, a estimativa da precisão sempre foi maior nas parcelas de menor dimensão, especialmente aquelas com uma única linha. A heterogeneidade do material experimental também afeta a precisão. No caso de linhas puras, por exemplo, ocorre variação ambiental dentro e entre parcelas, já para a avaliação de famílias, além dessas variações, ocorre também uma heterogeneidade genética dentro das parcelas o que conseqüentemente diminui a precisão desses experimentos.

As estimativas da correlação classificatória de Spearman entre as médias ajustadas do látice e as médias dos blocos casualizados, foram altas e superiores a 0,72, com uma média de 0,95 para os experimentos de linhas puras e de 0,96 para os de avaliação de famílias. Também foi constatada correlação alta e negativa (-0,75**) entre a eficiência do látice e a correlação classificatória de Spearman, o que indica, como era esperado, que quanto mais eficiente for o látice, maiores serão as modificações causadas pelo ajuste das médias. Apesar da maioria dos

experimentos apresentar eficiência do látice, em termos de classificação dos materiais as alterações não foram expressivas, uma vez que, como citado anteriormente, nestes experimentos a eficiência do látice foi inferior a 10%.

No melhoramento de plantas, onde as diferenças a serem detectadas são cada vez menores, é interessante o emprego de delineamentos que possibilitem detectar o maior número de diferenças significativas. Uma medida da robustez dos experimentos é a estimativa do índice de discriminação de Fasoulas (1983). Esse índice permite verificar a proporção total de contrastes entre as médias das linhagens ou famílias avaliadas, duas a duas, que foram significativos. Para os experimentos de avaliação de linhagens, o índice de discriminação (calculado à partir dos resultados obtidos pelo teste de Duncan), com a análise efetuada em látice, foi em média de 8,2% e para os experimentos com famílias, de apenas 3,5%. Infelizmente, não há condição de antemão, de saber a quantidade de diferenças significativas que deveria ser detectada, ou seja, é difícil inferir se os valores observados para o índice de discriminação, são pequenos ou não. Contudo, o esforço deve ser direcionado no sentido de aumentar a precisão dos experimentos, possibilitando assim, detectar as diferenças que realmente existem.

Um outro enfoque na comparação do látice em relação aos blocos casualizados seria por meio da estimativa da eficiência da seleção. Ela pode ser medida utilizando-se a proporção das famílias e ou linhagens que seriam selecionadas nas duas condições. As estimativas obtidas apresentadas na Tabela 1A, foram na maioria dos casos acima de 80%. Essas estimativas são coerentes com os resultados anteriormente relatados para a correlação de Spearman entre médias ajustadas do látice e as médias dos blocos casualizados. Em princípio, era de se esperar que essas estimativas dessem o mesmo resultado, o que foi verificado em alguns casos mas em outros não. Isto pode ter ocorrido devido a correlação de Spearman levar em consideração todos

os materiais, ao passo que a eficiência da seleção considera apenas os materiais situados nos extremos, onde está o maior interesse dos melhoristas.

As estimativas da herdabilidade são comumente utilizadas pelos melhoristas visando antever o sucesso ou não com a seleção. Como esta estimativa é diretamente relacionada com a precisão com que a característica sob seleção é avaliada, pode-se também verificar a eficiência do delineamento de látice em relação aos blocos casualizados comparando as estimativas de h^2 e, sobretudo, o erro associado às mesmas, nas duas condições. Verifica-se na Tabela 9, que quando se utilizou o látice a herdabilidade foi, na maioria das vezes, superior a de blocos casualizados. Em média, 8,6% acima quando se avaliou linhas puras e 3,8%, avaliando-se famílias. Além disso, o erro associado as estimativas da herdabilidade, obtidas pelo látice a partir dos experimentos de avaliação de linhas puras, foi, em média, 7,6% inferior ao obtido para as análises realizadas em blocos casualizados. No caso dos experimentos de famílias, as magnitudes dos erros foram praticamente iguais para os dois tipos de análises.

Há na literatura comentários de que as análises dos dados deveriam ser realizadas em látice somente se a eficiência fosse superior a 10% (Federer, 1955). Os resultados obtidos nesse trabalho, coincidem com as observações de Silva (1997) de que as análises devem ser processadas em látice independente da magnitude da eficiência.

6.4 CONCLUSÕES

Todos os resultados apontaram que, na maioria dos casos, o emprego do látice trouxe alguma vantagem a seleção. Como o melhorista não tem condições de prever se a área experimental é ou não heterogênea, a condução dos experimentos no delineamento de látice

funcionaria como sendo um seguro para um problema que pode ou não ocorrer e, em ocorrendo, poderá ser ou não sério.

6.5 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ABREU, A. de F.B.; RAMALHO, M.A.P.; SANTOS, J.B. dos ; MARTINS, L.A. Progresso do melhoramento genético do feijoeiro nas décadas de setenta e oitenta nas regiões Sul e Alto Paranaíba em Minas Gerais. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.29, n.1, p.105-112, jan. 1994.
- ARIAS, E.R.A. **Adaptabilidade e estabilidade das cultivares de milho avaliadas no Estado de Mato Grosso do Sul e avanço genético obtido no período de 1986/87 a 1993/94**. Lavras: UFLA, 1996. 118p. (Tese - Doutorado em Fitotecnia).
- BERTOLUCCI, F.L.G. **Novas alternativas de tamanho e forma da parcela experimental para avaliação de progênies do feijoeiro**. Lavras: ESAL, 1990. 105p. (Dissertação - Mestrado em Genética e Melhoramento de Plantas).
- COCHRAN, W.G. ; COX, G.M. **Experimental designs**. 2.ed. New York: J. Wiley, 1957. 611p.
- COX, G.M. A survey of types of experimental designs. **Biometrics**, Raleigh, v.6, n.3, p.301-302, Jan. 1950. (Abstract)
- ESTEFANEL, V.; PIGNATARO, I.A.B. ; STORCK, L. Avaliação do coeficiente de variação de experimentos com algumas culturas agrícolas. In: SIMPÓSIO DE ESTATÍSTICA APLICADA À EXPERIMENTAÇÃO AGRONÔMICA, 2, Londrina, 1987. **Anais...** Londrina:UEL, 1987. p.115-131.
- FARIAS, F.J.C. **Parâmetros de estabilidade em cultivares de algodoeiro herbáceo (*Gossypium hirsutum* L. r. *latifolium*) avaliadas na região nordeste no período de 1981 a 1992**. Lavras: UFLA, 1995. 89p. (Dissertação - Mestrado em Genética e Melhoramento de Plantas).
- FASOULAS, A.C. Rating cultivars and trials in applied plant breeding. **Euphytica**, Wageningen, v.32, n.3, p.939-943, Nov. 1983.
- FEDERER, W.T. **Experimental designs**. New York: The MacMillan, 1955. 544 p.
- FONSECA JÚNIOR, N. da S. **Progresso genético na cultura do feijão no Estado do Paraná para o período de 1977 a 1995**. Piracicaba: ESALQ, 1997. 168p. (Tese - Doutorado em Genética e Melhoramento de Plantas).

- GARCIA, C.H. **Tabelas para a classificação do coeficiente de variação**. Piracicaba: IPEF, 1989. 10p. (Circular Técnica, 171).
- GOMEZ, K.A. ; GOMEZ, A.A. **Statistical procedures for agricultural research**. 2. ed. New York: J. Wiley, 1978. 679p.
- HAMBLIN, J.; ZIMMERMANN, M.J. de O. Breeding common bean for yield in mixtures. **Plant Breeding Reviews**, Connecticut, v.4, p.245-272, 1986.
- KNAPP, S.J.; STROUP, W.W.; ROSS, W.M. Exact confidence intervals for heritability on a progeny mean basis. **Crop Science**, Madison, v.25, n.1, p.192-194, Jan./Feb. 1985.
- MUÑOZ, J.E.; AMÉZQUITA, M.C.; VOYSEST, O. Efficiency and precision of lattice designs with different number of repetitions and plot sizes in yield trial of beans (*Phaseolus vulgaris* L.). In: **REUNIÓN ANUAL DEL PCCMCA**, 23., Panamá, 1977.
- PEREIRA, A.F. **Emprego da covariância visando reduzir o efeito da heterogeneidade ambiental nos experimentos com a cultura do feijoeiro (*Phaseolus vulgaris* L.)**. Lavras: ESAL, 1993. 57p. (Dissertação - Mestrado em Fitotecnia).
- PEREIRA, C.S. **Eficiência dos delineamentos em látice quadrado**. Piracicaba: ESALQ, 1967. 45p. (Dissertação - Mestrado em Experimentação Agronômica).
- PIMENTEL GOMES, F. **Curso de estatística experimental**. 13.ed. Piracicaba: Nobel, 1990. 468p.
- SCAPIM, C.A.; CARVALHO, C.G.P. de; CRUZ, C.D. Uma proposta de classificação dos coeficientes de variação para a cultura do milho. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.30, n.5, p.683-686, maio. 1994.
- SILVA, H.D. **Análise de experimentos em látice quadrado ("square lattice") com ênfase em componentes de variância e aplicações no melhoramento genético vegetal**. Viçosa: UFV, 1997. 139p. (Dissertação - Mestrado em Genética e Melhoramento).
- SOUZA, E.A. de. **Alternativas experimentais na avaliação de progênes em programas de melhoramento genético vegetal**. Piracicaba: ESALQ, 1997. 122p. (Tese - Doutorado em Genética e Melhoramento de Plantas).
- STEEL, R.G.D. ; TORRIE, J.H. **Principles and procedures of statistics: a biometrical approach**. 2.ed. New York: McGraw-Hill, 1980. 633p.

VIANNA, R.T.; SILVA, J.C. Comparação de três métodos estatísticos de análise de experimentos em “Látice” em milho (*Zea mays* L.). **Experientiae**, Viçosa, v.24, n.2, p.21-41, fev. 1978.

VIEIRA, C. Melhoramento do feijoeiro (*Phaseolus vulgaris* L.) no Estado de Minas Gerais. I- Ensaio comparativos de variedades realizados no período de 1956 a 1961. **Experientiae**, Viçosa, v.4, n.1, p. 1-68, jan. 1964.

7 CAPÍTULO IV

EMPREGO DE BORDADURA EM EXPERIMENTOS CONDUZIDOS COM A CULTURA DO FEIJOEIRO

RESUMO

Com o objetivo de verificar o efeito do emprego de bordaduras lateral e de cabeceira em experimentos de avaliação de populações segregantes com a cultura do feijoeiro, foram conduzidos, no campo experimental da Universidade Federal de Lavras, onze experimentos de avaliação de populações segregantes com ampla variabilidade genética. Esses experimentos foram implantados no delineamento experimental em blocos casualizados com 4 ou 5 repetições. Em nove desses experimentos foram colhidas, isoladamente, as duas linhas centrais (parcela útil) e as duas linhas laterais (bordadura lateral) de cada parcela. Nos demais experimentos, além da bordadura lateral, foram colhidas separadamente as bordaduras de cabeceira. As análises de variância foram realizadas utilizando-se os dados de produção em kg por hectare. Verificou-se que não houve diferenças expressivas com relação a precisão experimental entre as duas linhas centrais e as duas linhas laterais de bordadura. O mesmo fato foi observado entre as análises realizadas com os dados provenientes de parcelas com e sem bordadura de cabeceira. Com relação as possíveis alterações na classificação dos materiais quando se utiliza ou não parcelas com bordaduras, foi verificado que tais alterações não são expressivas. Desta forma, o emprego de

bordaduras não propiciou melhoras significativas na eficiência dos experimentos de avaliação de populações segregantes e por essa razão seu emprego não é recomendado para a cultura do feijoeiro.

USE OF BORDERS IN COMMON BEAN EXPERIMENTS

ABSTRACT

Aiming to check the effect of using borders in both sides and both extremes of a experimental plot in common bean experiment, eleven experiments were set up at experimental field of Universidade Federal de Lavras, for evaluating segregant populations of wide genetic variability. There were used the randomized block design in all experiments with 4 or 5 replications. In nine of the experiments the two central lines and two borders lines of each plot were harvested apart. In the remainder, besides the borders, the extremes of the central lines were also harvested apart. Analysis of variance were set up based on grain yield (kg/ha). No sharp differences were observed in the experimental precision from data of central lines or border lines. Similar results were obtained when the data came from central lines with or without the extremes. The rank of the entries did not change sharply as well. Therefore, the use of borders in the experimental plot did not improve the efficiency of experiments in the evaluations of segregant populations of common bean, and they are not recommended.

7.1 INTRODUÇÃO

Entre os fatores que afetam a precisão experimental está a diferença de competição entre parcelas adjacentes. No melhoramento, isso ocorre porque as plantas de cultivares distintas, normalmente, exercem competição diferente. Para atenuar esse problema tem sido propostos alguns procedimentos. Um deles é o uso de parcelas com um maior número de linhas, o que propiciaria uma redução da competição. O emprego de parcelas de 2 linhas, por exemplo, reduz a competição à metade, em relação a parcelas com apenas uma linha. Já parcelas de 3 linhas, tem a competição reduzida em $2/3$, e assim por diante (Fehr, 1987; Bertolucci, 1990).

A outra alternativa para reduzir a competição entre parcelas é o uso de bordadura. Esse procedimento reduz a competição, porém, acarreta um aumento na área experimental, dificultando o uso de repetições - blocos que sejam homogêneos em toda a sua extensão, podendo também acarretar em um custo adicional aos experimentos. Além do mais, há situações, especialmente quando está envolvido a avaliação de famílias, onde a disponibilidade de sementes não é grande e o emprego de bordadura implicará em uma redução drástica na área útil, com reflexos diretos na precisão experimental.

Como não há consenso sobre a necessidade ou não do emprego de bordadura, alguns experimentos foram realizados visando avaliar a sua eficiência (Thorne e Fehr, 1970; Shear e Miller, 1960; Johnson, 1968). No caso específico do feijoeiro, Muñoz, Amézquita e Voysest (1977), avaliaram o efeito de bordaduras em um experimento contendo 25 cultivares de feijão preto. Neste trabalho os autores avaliaram o efeito das bordaduras de cabeceira e também laterais e constataram que o efeito só ocorreu no caso da primeira situação. Já em trabalho realizado por Voysest (1985), as bordaduras laterais influenciaram diretamente no rendimento das parcelas. No

Brasil, Valentini et al. (1988), utilizando três cultivares de feijão, em três espaçamentos diferentes e com três tipos de bordadura, não detectaram efeito significativo das bordaduras, tanto sobre a característica rendimento de grãos, como também para estande final, altura das plantas e índice de colheita.

Nesses trabalhos foram avaliados os efeitos das bordaduras sobre o rendimento de grãos. É importante frisar que, em termos de experimentos, o interesse maior está nos possíveis efeitos sobre a precisão experimental e, sobretudo, com relação a alterações na classificação dos materiais. O estudo do efeito de bordadura em todos esses trabalhos, foi realizado à partir de experimentos que avaliaram linhas puras. Como no melhoramento genético, na maioria das vezes, são avaliadas famílias e/ou populações segregantes, foi conduzido esse trabalho para verificar a necessidade de bordadura nos experimentos quando são avaliadas populações segregantes.

7.2 MATERIAL E MÉTODOS

Os experimentos foram conduzidos no campo experimental da Universidade Federal de Lavras, localizado na região sul do Estado de Minas Gerais, a 910 m de altitude, 21^o 14' S de latitude e 45^o 00' W de longitude.

Foram utilizados os dados de onze experimentos de avaliação de populações segregantes de feijoeiro, provenientes de diferentes cruzamentos. Nove desses experimentos estão relacionados às avaliações das populações segregantes provenientes dos cruzamentos de duas cultivares precoces, ESAL 686 e Manteigão Fosco, com três de ciclo normal, Carioca-MG, Milionário e EMGOPA 201- Ouro. Essas seis populações conduzidas em bulk, mais os cinco parentais, totalizando 11 tratamentos, tiveram suas gerações F₄ a F₁₂ avaliadas no período de

junho/1994 a maio/1997, em experimentos conduzidos no delineamento de blocos casualizados com 5 repetições (Corte, Ramalho e Abreu, 1997).

Nos outros dois experimentos, foram avaliadas as mesmas populações segregantes citadas anteriormente. Nesses casos, amostras das populações foram armazenadas e tiveram suas gerações F₂ até F₇ avaliadas na semeadura de julho/1995 e as gerações F₂ até F₈, na semeadura de outubro/1995. Esses experimentos foram conduzidos em blocos casualizados com 4 repetições. Em todos os experimentos, as parcelas foram constituídas de 4 linhas com 5 metros de comprimento. O espaçamento utilizado entre linhas foi de 50 cm, com 20 cm entre covas.

Na colheita, coletaram-se as plantas das duas linhas centrais (parcela útil) isoladamente das 2 linhas laterais (bordadura lateral). Esses dois tipos de parcela foram trilhados e obtida a produção de grãos em kg/ha. Em dois dos experimentos, além das bordaduras laterais, foram consideradas também as bordaduras de cabeceira. Nesses casos, coletou-se isoladamente a bordadura lateral, as duas linhas centrais e os 50 cm de cada extremidade das 2 linhas centrais (bordadura de cabeceira).

Utilizando esses dados de produção, foram realizadas as análises de variância, inicialmente considerando a área útil (2 linhas centrais), a área total e a bordadura. Posteriormente, foram realizadas as análises de variância a partir do seguinte modelo estatístico, considerando como de efeito aleatório apenas o erro: $y_{ijk} = m + b_j + t_i + e_{a_{(ij)}} + p_k + e_{b_{(jk)}} + (tp)_{ik} + e_{c_{(ijk)}}$ sendo m a média geral, b_j o efeito do bloco j , t_i o efeito do tratamento i , $e_{a_{(ij)}}$ o efeito da interação do tratamento i com o bloco j , p_k o efeito de posição, $e_{b_{(jk)}}$ o efeito da interação da posição k com o bloco j , $(tp)_{ik}$ o efeito da interação do tratamento i com a posição k e, $e_{c_{(ijk)}}$ o efeito do erro experimental associado ao tratamento i , na posição k , no bloco j .

7.3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

As populações segregantes utilizadas neste trabalho foram obtidas à partir de cultivares que diferiram em vários caracteres como ciclo, hábito de crescimento e resistência às doenças. Por essa razão, ocorreu uma ampla variabilidade genética, de modo que esse material representa bem o que ocorre em populações segregantes do feijoeiro.

Para se estudar o efeito de bordadura há dois enfoques. O primeiro diz respeito a precisão das estimativas das médias ou precisão experimental, e o segundo está relacionado a um possível efeito sobre a classificação dos materiais.

Em termos de precisão, o estudo foi baseado nos resultados obtidos à partir das análises de variância para a produção de grãos, considerando a área útil, bordadura e parcela total. Inicialmente, é preciso salientar que, considerando as análises realizadas apenas com os dados da área útil, a precisão dos experimentos variou de 13,5 a 27,1% (Tabelas 11 e 12). Esse é um aspecto positivo, haja vista que o estudo do efeito de bordadura será baseado em experimentos que apresentam uma amplitude razoavelmente grande de precisão experimental, o que permitirá a generalização dos resultados. Em média, os experimentos conduzidos com o feijoeiro na região, apresentaram precisões semelhantes aos encontrados nesse trabalho (Abreu et al., 1994).

Comparando as análises realizadas com os dados provenientes das 2 linhas centrais e da bordadura, observa-se que as estimativas dos coeficientes de variação experimental (CV%) praticamente não diferiram. Pelo menos em princípio, isso indica que tanto as plantas situadas nas linhas laterais como nas linhas centrais sofreram o mesmo grau de competição e que os fatores ambientais aleatórios influenciaram de modo semelhante as linhas laterais e as centrais.

TABELA 11. Resumo das análises de variância considerando a área útil, bordadura lateral e a área total das parcelas.

Experimentos	Parcela	QM Erro	Média	CV (%)
Bulk F ₄	Útil	144141,82	1434,18	26,5
	Bordadura	607965,09	1415,27	23,9
	Total	101816,91	1424,73	22,4
Bulk F ₅	Útil	19632,36	987,64	14,2
	Bordadura	24577,46	972,36	16,1
	Total	13213,55	980,00	11,7
Bulk F ₆	Útil	72015,27	1776,73	15,1
	Bordadura	108133,82	1784,36	18,4
	Total	62839,09	1780,55	14,1
Bulk F ₇	Útil	87355,64	2197,09	13,5
	Bordadura	55705,27	2147,91	11,0
	Total	44956,84	2172,50	9,8
Bulk F ₈	Útil	144656,73	1401,46	27,1
	Bordadura	160271,64	1301,09	30,8
	Total	116126,91	1351,27	25,2
Bulk F ₉	Útil	88292,00	2038,91	14,6
	Bordadura	224781,82	2196,36	21,6
	Total	99581,55	2117,64	14,9
Bulk F ₁₀	Útil	211477,82	2510,18	18,3
	Bordadura	293919,27	2598,55	20,9
	Total	201523,46	2554,36	17,6
Bulk F ₁₁	Útil	40954,55	1143,09	17,7
	Bordadura	46386,46	1093,09	19,7
	Total	32236,52	1118,09	16,1
Bulk F ₁₂	Útil	157196,73	2249,46	17,6
	Bordadura	145938,18	2171,27	17,6
	Total	97071,73	2210,36	14,1

Para os experimentos onde foram empregadas as bordaduras de cabeceira, novamente as diferenças dos CV's entre as análises realizadas considerando as parcelas com e sem bordadura foram mínimas, permitindo então as mesmas observações citadas anteriormente com relação as bordaduras laterais.

TABELA 12. Resumo das análises de variância considerando a área útil com e sem bordadura de cabeceira, bordadura lateral e a área total das parcelas.

Experimentos	Parcela	QM Erro	Média	CV (%)
Bulk F ₂ até F ₇	Útil sem os 50 cm de cabeceira	32307,79	760,63	23,6
	Útil com os 50 cm de cabeceira	52374,83	1099,69	20,8
	Bordadura lateral	57048,87	1038,85	23,0
	Total	38731,57	1069,27	18,4
Bulk F ₂ até F ₈	Útil sem os 50 cm de cabeceira	17673,88	465,65	28,6
	Útil com os 50 cm de cabeceira	28337,25	649,07	25,9
	Bordadura lateral	18426,80	595,74	22,8
	Total	14619,85	622,41	19,4

Comparando-se as precisões dentro de cada experimento, constatou-se em todos os casos, exceto em um deles, que quando se considerou a parcela total, isto é, o somatório das quatro linhas, as estimativas dos CV's foram inferiores às obtidas quando se considerou apenas a parcela útil (Tabela 11 e 12). Este fato já era esperado uma vez que quanto maior o tamanho da parcela, maior é o número de indivíduos representando a população, menor o efeito amostral e, conseqüentemente, maior precisão experimental.

Partindo-se deste pressuposto de igualdade entre as linhas da parcela útil e da bordadura, poder-se-ia optar pela utilização das 4 linhas das parcelas, uma vez que a precisão é maior. Contudo, observa-se que quando as análises foram realizadas com os dados provenientes somente das 2 linhas centrais (parcela útil), as estimativas do CV, em média, foram maiores em apenas 2,8 pontos percentuais. Além disso, a utilização de apenas 2 linhas centrais foi suficiente para detectar diferença significativa entre os tratamentos, pelo teste de F, nas mesmas situações onde foi detectada diferença utilizando-se os dados provenientes das 4 linhas. Resultados semelhantes a esses foram observados por Muñoz, Amézquita e Voysest (1977). Esses autores

verificaram um aumento de no máximo 2,2 pontos percentuais, quando foram utilizadas parcelas menores, sem nenhum tipo de bordadura. Também Bertolucci (1990) observou que parcelas de 1,8 x 1,0 m, ou seja, parcelas menores do que aquelas consideradas de tamanho padrão (4,8 x 1,0 m), propiciaram aumentos relativamente pequenos na estimativa do CV, o que não afetou de forma significativa na potencialidade do experimento em detectar as diferenças entre os tratamentos avaliados.

Deve ser ressaltado, que a utilização de parcelas maiores implica em um maior gasto de área, e portanto, maior custo para a implantação do experimento. Além disso, exige uma maior disponibilidade de sementes o que, em muitos casos, torna-se um fator extremamente limitante para a realização do experimento.

Quando se comparou o desempenho médio das populações considerando as linhas laterais (bordadura) e linhas centrais (úteis), em cada uma das gerações, constatou-se que apenas no experimento da geração F₉ foi detectada diferença significativa (Tabela 13). Além do mais, nesse caso a superioridade da linha de bordadura foi de apenas 7,7% da obtida na área útil (Tabela 11). Esses resultados reforçam a observação anterior que o efeito de competição deve ter sido semelhante nas linhas laterais e centrais e também que as linhas laterais não se beneficiaram de nenhum estímulo ambiental em relação as linhas centrais.

Nos experimentos onde foi estudado o efeito das bordaduras de cabeceira, detectou-se diferença significativa ($P \leq 0,01$) entre o desempenho médio das populações nos dois casos (Tabela 14). A produção das parcelas onde não foi empregada a bordadura de cabeceira foi superior às parcelas com esse tipo de bordadura. Esse efeito significativo das bordaduras de cabeceira já era esperado uma vez que as plantas situadas nas extremidades das parcelas têm menos competição por luz e nutrientes, isto porque ficam localizadas próximas aos corredores dos

experimentos, nos quais não há a presença de outras plantas. Resultados semelhantes a esses foram obtidos por Muñoz, Amézquita e Voysest (1977).

TABELA 13. Resumo das análises de variância considerando as parcelas úteis e as bordaduras laterais, e correlação de Spearman entre as médias dos tratamentos obtidas a partir das parcelas úteis e das bordaduras laterais.

Experimentos	QM Posição	QM Interação (Trat x Posição)	$r_{Sp}^{1/}$
Bulk F ₄	9832,73	37096,73	0,90**
Bulk F ₅	6414,55	11294,55	0,97**
Bulk F ₆	1603,64	139563,64*	0,80**
Bulk F ₇	66518,41	81920,41	0,69*
Bulk F ₈	277003,64	178083,64*	0,53
Bulk F ₉	681778,18**	121746,18	0,74**
Bulk F ₁₀	214723,64	169355,64	0,79**
Bulk F ₁₁	68750,00	35490,00	0,75**
Bulk F ₁₂	168090,91	115586,91	0,69*
Bulk F ₂ até F ₇	177633,33	29906,16	0,44*
Bulk F ₂ até F ₈	153600,00	30102,89*	0,57**

*, **: significativo ao nível de 5 e 1% de probabilidade, respectivamente, para o teste de F realizado para os QM's e para o teste de t realizado para r_{Sp} .

^{1/} r_{Sp} : correlação de Spearman

TABELA 14. Resumo das análises de variância considerando as parcelas com e sem bordadura de cabeceira, e correlação de Spearman entre as médias dos tratamentos obtidas a partir das parcelas com e sem cabeceira.

Experimentos	QM Posição	QM Interação (Trat x Posição)	$r_{Sp}^{1/}$
Bulk F ₂ até F ₇	1051688,02 **	2588,02	0,96 **
Bulk F ₂ até F ₈	233379,63 **	5715,21 **	0,85 **

*, **: significativo ao nível de 5 e 1% de probabilidade, respectivamente, para o teste de F realizado para os QM's e para o teste de t realizado para r_{Sp} .

^{1/} r_{Sp} : correlação de Spearman

Em termos de comparação da eficiência do uso de bordadura, o resultado mais expressivo é verificar se houveram alterações marcantes na classificação das populações avaliadas quando foram utilizadas as linhas laterais ou centrais. Isso pode ser constatado por meio do quadrado médio da interação (Tabela 13). Verificou-se que dos onze experimentos avaliados, em apenas três deles a interação foi significativa ($P \leq 0,05$). A princípio, esses resultados poderiam indicar que ocorreu uma alteração na classificação dos tratamentos quando foram consideradas as produções obtidas na parcela útil ou na bordadura, o que seria uma limitação ao não emprego de bordadura. Porém, deve ser ressaltado, que no caso dos experimentos que avaliaram a geração F_6 e as gerações F_2 até F_8 , as estimativas da correlação classificatória de Spearman entre as médias obtidas nas parcelas úteis e bordaduras, foram relativamente altas e significativas (0,80** e 0,57**). Esses valores indicam que apesar de ter sido detectado significância da interação, a classificação dos tratamentos não sofreu tantas alterações, sobretudo para os tratamentos situados nas extremidades (melhores e piores), que são de maior importância para os melhoristas.

Para os experimentos onde foi avaliado o efeito da bordadura de cabeceira, a interação mostrou-se significativa ($P \leq 0,01$) apenas no experimento onde avaliaram-se as gerações F_2 até F_8 . A estimativa da correlação de Spearman entre as médias de produção das parcelas com e sem bordadura foi alta e significativa (0,85**) indicando, a exemplo do que ocorreu anteriormente, que não houve grandes alterações na classificação dos tratamentos.

7.4 CONCLUSÕES

Levando-se em consideração os aspectos estatísticos apresentados neste trabalho e também os de natureza prática que envolvem consumo de sementes, custo e área experimental, pode-se inferir que nos experimentos de avaliação de populações segregantes, o emprego de bordaduras não propiciou uma melhora na eficiência dos experimentos.

7.5 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ABREU, A. de F.B.; RAMALHO, M.A.P.; SANTOS, J.B. dos ; MARTINS, L.A. Progresso do melhoramento genético do feijoeiro nas décadas de setenta e oitenta nas regiões Sul e Alto Paranaíba em Minas Gerais. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.29, n.1, p.105-112, jan. 1994.
- BERTOLUCCI, F.L.G. **Novas alternativas de tamanho e forma da parcela experimental para avaliação de progênies do feijoeiro**. Lavras: ESAL, 1990. 105p. (Dissertação - Mestrado em Genética e Melhoramento de Plantas).
- CORTE, H.R.; RAMALHO, M.A.P.; ABREU, A.de F.B. Ganho genético com a seleção natural após 10 gerações de endogamia em populações segregantes do feijoeiro. In: CONGRESSO NACIONAL DE GENÉTICA, 43, Goiânia, 1997. **Anais...** Goiânia:FCA, 1997. p.174.
- FEHR, W.R. **Principles of cultivar development**. New York: MacMillan, 1987. v.1, 736p.
- JOHNSON, B.J. Competition among four sorghum types as measured by silage yields and other characteristics. **Agronomy Journal**, Madison, v.60, n.5, p.577-528, Sept./Oct. 1968.
- MUÑOZ, J.E.; AMÉZQUITA, M.C.; VOYSEST, O. Efficiency and precision of lattice designs with different number of repetitions and plot sizes in yield trial of beans (*Phaseolus vulgaris* L.) . In: **REUNIÓN ANUAL DEL PCCMCA**, 23., Panamá, 1977.
- SHEAR, G.M.; MILLER, L.I. Influence of plant spacing of the Jumbo runner peanut on fruit development, yield and border effect. **Agronomy Journal**, Madison, v.52, n.3, p.125-127, Mar. 1960.
- THORNE, J.C.; FEHR, W.R. Effects of border row competition on strain performance genetic variance in soybeans. **Crop Science**, Madison, v.10, n.4, p.555-557, July/Aug. 1970.

VALENTINI, L.; VIEIRA, C.; CONDE, A.R.; CARDOSO, A.A. Fileiras de bordadura em ensaios de competição entre variedades de feijão. **Ciência e Cultura**, São Paulo, v.40, n.10, p.1004-1007, out. 1988.

VOYSEST, O. Tamanho de parcela. In: LÓPEZ, M.; FERNÁNDEZ; SCHOONHOVEN, A. VAN. (ed.). **Frijol: investigación y producción**. Cali: CIAT, 1985, p.409-417.

APÉNDICE

TABELA 1A. Experimentos de linhagens (1 a 61) e experimentos de famílias (62 a 89)

Experimento	Nº Tratamento	CV (%) Látice	CV (%) Blocos	Eficiência do Látice (%)	Correlação de Spearman ^{1/}	Eficiência da Seleção		Índice de Discriminação ^{2/} (%)	
						Melhores	Piores	Látice	Blocos
1	25	15,10	15,72	8,51	0,99**	75,00	75,00	3,33	3,33
2	25	20,01	24,81	47,48	0,90**	50,00	50,00	5,67	6,66
3	25	25,07	25,20	1,05	0,99**	100,00	75,00	3,00	3,00
4	25	12,00	12,07	1,28	0,98**	100,00	100,00	7,33	17,00
5	25	20,27	20,46	1,96	0,99**	100,00	75,00	16,33	22,67
6	36	25,52	25,52	-----	-----	-----	-----	-----	4,44
7	36	14,79	15,16	5,05	0,97**	100,00	82,14	1,59	1,43
8	36	14,89	19,70	75,17	0,83**	64,29	46,43	12,06	5,24
9	36	21,40	22,37	9,22	0,98**	82,14	82,14	11,27	17,14
10	36	14,10	15,80	25,49	0,96**	100,00	82,14	11,11	9,05
11	36	17,00	17,55	6,53	0,98**	100,00	82,14	6,83	8,25
12	36	20,38	22,08	17,39	0,97**	82,14	82,14	6,19	6,51
13	36	29,12	34,29	38,63	0,91**	82,14	64,29	0,63	1,59
14	36	13,55	14,65	16,91	0,92**	82,14	82,14	8,10	6,35
15	36	19,02	19,15	1,35	0,99**	82,14	82,14	8,41	8,73
16	36	18,73	18,92	2,06	0,99**	100,00	100,00	7,62	7,46

^{1/} Correlação entre as médias de produção não ajustadas e as médias ajustadas pelo látice

^{2/} $D = 200 \times \Sigma f / n(n-1)$, onde f é o número de médias que uma determinada cultivar supera estatisticamente e n é o número total de cultivares

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

Continua ...

Continuação ...

Experimento	Nº Tratamento	CV (%) Látice	CV (%) Blocos	Eficiência do Látice (%)	Correlação de Spearman ^{1/}	Eficiência da Seleção		Índice de Discriminação ^{2/} (%)	
						Melhores	Piores	Látice	Blocos
17	36	33,97	37,41	21,30	0,97**	82,14	82,14	15,87	13,81
18	36	13,94	14,00	0,88	0,99**	100,00	82,14	9,21	8,25
19	36	14,26	15,38	16,27	0,96**	64,29	46,43	7,93	4,60
20	36	18,41	26,50	7,09	0,73**	82,14	46,43	0,00	0,63
21	36	12,85	12,85	-----	-----	-----	-----	-----	3,65
22	36	13,24	13,39	2,31	0,99**	82,14	100,00	7,30	8,10
23	36	23,51	25,17	14,64	0,89**	46,43	82,14	0,95	0,48
24	36	19,28	22,83	40,22	0,90**	64,29	64,29	5,55	2,70
25	36	17,82	17,82	0,02	0,99**	100,00	100,00	1,11	1,11
26	36	32,14	32,19	0,36	0,99**	100,00	100,00	2,86	3,02
27	36	19,55	20,55	10,10	0,97**	82,14	82,14	5,08	5,08
28	25	29,41	36,85	56,98	0,88**	75,00	75,00	5,33	0,67
29	25	18,25	21,95	44,52	0,88**	50,00	50,00	2,00	1,00
30	25	17,74	18,85	12,96	0,99**	100,00	75,00	18,67	20,33
31	25	21,79	22,60	7,60	0,91**	100,00	100,00	2,00	2,00
32	25	22,07	22,11	0,36	0,99**	100,00	75,00	22,83	22,33
33	25	22,52	31,21	92,09	0,84**	50,00	50,00	13,33	5,67
34	25	11,54	11,54	-----	-----	-----	-----	-----	13,00

^{1/} Correlação entre as médias de produção não ajustadas e as médias ajustadas pelo látice

^{2/} $D = 200 \times \sum f / n(n-1)$, onde f é o número de médias que uma determinada cultivar supera estatisticamente e n é o número total de cultivares

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

Continua ...

Continuação ...

Experimento	Nº Tratamento	CV (%) Latice	CV (%) Blocos	Eficiência do Latice (%)	Correlação de Spearman ^{1/}	Eficiência da Seleção		Índice de Discriminação ^{2/} (%)	
						Melhores	Piores	Latice	Blocos
35	25	14,67	18,28	55,37	0,88**	75,00	75,00	16,00	7,00
36	25	23,14	31,53	85,69	0,86**	75,00	50,00	10,00	12,33
37	25	24,51	26,80	19,55	0,87**	50,00	75,00	4,33	0,67
38	25	33,93	34,17	1,42	0,99**	100,00	100,00	0,33	0,00
39	25	14,04	14,20	2,30	0,99**	75,00	100,00	16,67	9,67
40	25	20,76	21,27	5,01	0,98**	75,00	100,00	4,00	6,00
41	25	27,67	31,38	28,60	0,84**	50,00	50,00	0,66	0,67
42	25	22,94	23,29	3,10	0,99**	75,00	100,00	2,33	2,67
43	25	13,95	14,52	8,29	0,99**	75,00	100,00	14,00	14,33
44	36	15,04	15,04	-----	-----	-----	-----	-----	3,81
45	36	16,44	16,80	4,39	0,99**	100,00	82,14	15,55	15,55
46	36	24,63	27,00	20,18	0,93**	100,00	64,29	9,21	8,57
47	36	21,29	21,30	0,12	0,99**	100,00	100,00	8,41	8,89
48	36	18,87	19,14	2,85	0,97**	82,14	82,14	2,70	3,02
49	36	24,61	25,10	4,06	0,99**	82,14	100,00	6,03	5,23
50	36	20,16	22,22	21,44	0,98**	82,14	64,29	11,27	13,97
51	36	20,65	20,65	-----	-----	-----	-----	-----	9,05

^{1/} Correlação entre as médias de produção não ajustadas e as médias ajustadas pelo látice

^{2/} $D = 200 \times \sum f / n(n-1)$, onde f é o número de médias que uma determinada cultivar supera estatisticamente e n é o número total de cultivares

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

Continua ...

Continuação ...

Experimento	Nº Tratamento	CV (%) Latice	CV (%) Blocos	Eficiência do Latice (%)	Correlação de Spearman ^{1/}	Eficiência da Seleção		Índice de Discriminação ^{2/} (%)	
						Melhores	Piores	Latice	Blocos
52	36	16,29	16,88	7,46	0,97**	82,14	64,29	10,00	6,67
53	25	17,41	19,80	29,43	0,86**	75,00	50,00	9,66	4,33
54	36	26,19	26,19	-----	-----	-----	-----	-----	21,27
55	36	25,82	26,68	6,75	0,99**	82,14	100,00	16,98	17,14
56	36	19,93	19,93	-----	-----	-----	-----	-----	42,06
57	36	19,24	20,76	16,39	0,97**	82,14	82,14	12,38	9,52
58	36	26,01	26,59	4,46	0,99**	82,14	100,00	10,00	9,68
59	36	16,85	17,65	9,77	0,97**	100,00	100,00	12,86	9,68
60	36	16,13	16,13	-----	-----	-----	-----	-----	9,52
61	36	20,84	21,02	1,74	0,99**	82,14	82,14	10,63	15,87
62	100	21,24	28,37	78,41	0,73**	56,25	43,75	1,76	1,76
63	289	29,71	32,59	20,31	0,94**	74,14	84,91	1,79	1,29
64	100	24,79	25,27	3,90	0,99**	93,75	93,75	4,63	3,66
65	100	19,52	19,59	0,71	0,99**	93,75	93,75	1,56	1,23
66	81	25,98	27,61	12,94	0,94**	60,94	68,75	1,20	0,96
67	81	15,44	15,58	1,72	0,99**	92,19	84,38	2,81	2,65
68	225	25,96	28,74	21,65	0,98**	83,33	91,67	3,17	3,10
69	121	24,31	24,99	5,69	0,99**	89,58	94,79	11,67	9,12
70	64	22,17	26,39	41,70	0,88**	61,54	51,92	5,01	0,99

^{1/} Correlação entre as médias de produção não ajustadas e as médias ajustadas pelo látice

^{2/} $D = 200 \times \sum f / n(n-1)$, onde f é o número de médias que uma determinada cultivar supera estatisticamente e n é o número total de cultivares

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

Continua ...

Continuação ...

Experimento	Nº Tratamento	CV (%) Latice	CV (%) Blocos	Eficiência do Latice (%)	Correlação de Spearman ^{1/}	Eficiência da Seleção		Índice de Discriminação ^{2/} (%)	
						Melhores	Piores	Latice	Blocos
71	100	33,95	34,02	0,45	0,99**	93,75	100,00	2,08	2,12
72	100	20,16	22,15	20,76	0,94**	81,25	56,25	3,86	3,17
73	100	22,84	25,96	29,22	0,93**	62,50	81,25	5,45	4,68
74	100	29,24	29,39	0,95	0,99**	100,00	93,75	3,47	3,85
75	100	28,18	29,44	9,10	0,96**	93,75	87,50	2,00	2,26
76	100	25,02	25,45	3,41	0,99**	93,75	87,50	3,98	4,59
77	144	32,44	33,22	5,50	0,99**	87,07	82,76	6,38	6,12
78	144	30,19	35,43	37,77	0,89**	74,14	52,59	2,04	1,29
79	144	33,38	33,38	-----	-----	-----	-----	-----	6,10
80	121	35,84	36,88	5,93	0,98**	89,58	68,75	4,83	3,18
81	121	36,33	38,97	15,06	0,94**	89,58	73,96	0,73	1,02
82	121	25,75	26,47	5,64	0,98**	79,17	84,38	5,96	2,77
83	64	16,34	16,49	1,85	0,99**	90,38	100,00	4,02	6,15
84	64	20,55	20,55	-----	-----	-----	-----	-----	11,16
85	64	19,42	19,50	0,78	0,99**	90,38	90,38	2,88	2,88
86	256	25,04	25,18	1,11	0,99**	92,65	97,55	5,13	4,63
87	196	48,74	52,55	16,05	0,89**	62,96	49,07	1,07	1,05
88	196	28,20	28,41	1,50	0,99**	95,37	100,00	2,29	2,02
89	196	41,73	42,98	6,09	0,97**	76,85	76,85	1,88	0,80

^{1/} Correlação entre as médias de produção não ajustadas e as médias ajustadas pelo látice

^{2/} $D = 200 \times \Sigma f / n(n-1)$, onde f é o número de médias que uma determinada cultivar supera estatisticamente e n é o número total de cultivares

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

TABELA 1A. Experimentos de linhagens (1 a 61) e experimentos de famílias (62 a 89)

Experimento	Nº Tratamento	CV (%) Latice	CV (%) Blocos	Eficiência do Latice (%)	Correlação de Spearman ^{1/}	Eficiência da Seleção		Índice de Discriminação ^{2/} (%)	
						Melhores	Piores	Latice	Blocos
1	25	15,10	15,72	8,51	0,99**	75,00	75,00	3,33	3,33
2	25	20,01	24,81	47,48	0,90**	50,00	50,00	5,67	6,66
3	25	25,07	25,20	1,05	0,99**	100,00	75,00	3,00	3,00
4	25	12,00	12,07	1,28	0,98**	100,00	100,00	7,33	17,00
5	25	20,27	20,46	1,96	0,99**	100,00	75,00	16,33	22,67
6	36	25,52	25,52	-----	-----	-----	-----	-----	4,44
7	36	14,79	15,16	5,05	0,97**	100,00	82,14	1,59	1,43
8	36	14,89	19,70	75,17	0,83**	64,29	46,43	12,06	5,24
9	36	21,40	22,37	9,22	0,98**	82,14	82,14	11,27	17,14
10	36	14,10	15,80	25,49	0,96**	100,00	82,14	11,11	9,05
11	36	17,00	17,55	6,53	0,98**	100,00	82,14	6,83	8,25
12	36	20,38	22,08	17,39	0,97**	82,14	82,14	6,19	6,51
13	36	29,12	34,29	38,63	0,91**	82,14	64,29	0,63	1,59
14	36	13,55	14,65	16,91	0,92**	82,14	82,14	8,10	6,35
15	36	19,02	19,15	1,35	0,99**	82,14	82,14	8,41	8,73
16	36	18,73	18,92	2,06	0,99**	100,00	100,00	7,62	7,46

^{1/} Correlação entre as médias de produção não ajustadas e as médias ajustadas pelo látice

^{2/} $D = 200 \times \Sigma f / n(n-1)$, onde f é o número de médias que uma determinada cultivar supera estatisticamente e n é o número total de cultivares

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

Continua ...

Continuação ...

Experimento	Nº Tratamento	CV (%) Latices	CV (%) Blocos	Eficiência do Latices (%)	Correlação de Spearman ^{1/}	Eficiência da Seleção		Índice de Discriminação ^{2/} (%)	
						Melhores	Piores	Latices	Blocos
17	36	33,97	37,41	21,30	0,97**	82,14	82,14	15,87	13,81
18	36	13,94	14,00	0,88	0,99**	100,00	82,14	9,21	8,25
19	36	14,26	15,38	16,27	0,96**	64,29	46,43	7,93	4,60
20	36	18,41	26,50	7,09	0,73**	82,14	46,43	0,00	0,63
21	36	12,85	12,85	-----	-----	-----	-----	-----	3,65
22	36	13,24	13,39	2,31	0,99**	82,14	100,00	7,30	8,10
23	36	23,51	25,17	14,64	0,89**	46,43	82,14	0,95	0,48
24	36	19,28	22,83	40,22	0,90**	64,29	64,29	5,55	2,70
25	36	17,82	17,82	0,02	0,99**	100,00	100,00	1,11	1,11
26	36	32,14	32,19	0,36	0,99**	100,00	100,00	2,86	3,02
27	36	19,55	20,55	10,10	0,97**	82,14	82,14	5,08	5,08
28	25	29,41	36,85	56,98	0,88**	75,00	75,00	5,33	0,67
29	25	18,25	21,95	44,52	0,88**	50,00	50,00	2,00	1,00
30	25	17,74	18,85	12,96	0,99**	100,00	75,00	18,67	20,33
31	25	21,79	22,60	7,60	0,91**	100,00	100,00	2,00	2,00
32	25	22,07	22,11	0,36	0,99**	100,00	75,00	22,83	22,33
33	25	22,52	31,21	92,09	0,84**	50,00	50,00	13,33	5,67
34	25	11,54	11,54	-----	-----	-----	-----	-----	13,00

^{1/} Correlação entre as médias de produção não ajustadas e as médias ajustadas pelo látice

^{2/} $D = 200 \times \Sigma f / n(n-1)$, onde f é o número de médias que uma determinada cultivar supera estatisticamente e n é o número total de cultivares

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

Continua ...

Continuação ...

Experimento	Nº Tratamento	CV (%) Látice	CV (%) Blocos	Eficiência do Látice (%)	Correlação de Spearman ^{1/}	Eficiência da Seleção		Índice de Discriminação ^{2/} (%)	
						Melhores	Piores	Látice	Blocos
35	25	14,67	18,28	55,37	0,88**	75,00	75,00	16,00	7,00
36	25	23,14	31,53	85,69	0,86**	75,00	50,00	10,00	12,33
37	25	24,51	26,80	19,55	0,87**	50,00	75,00	4,33	0,67
38	25	33,93	34,17	1,42	0,99**	100,00	100,00	0,33	0,00
39	25	14,04	14,20	2,30	0,99**	75,00	100,00	16,67	9,67
40	25	20,76	21,27	5,01	0,98**	75,00	100,00	4,00	6,00
41	25	27,67	31,38	28,60	0,84**	50,00	50,00	0,66	0,67
42	25	22,94	23,29	3,10	0,99**	75,00	100,00	2,33	2,67
43	25	13,95	14,52	8,29	0,99**	75,00	100,00	14,00	14,33
44	36	15,04	15,04	-----	-----	-----	-----	-----	3,81
45	36	16,44	16,80	4,39	0,99**	100,00	82,14	15,55	15,55
46	36	24,63	27,00	20,18	0,93**	100,00	64,29	9,21	8,57
47	36	21,29	21,30	0,12	0,99**	100,00	100,00	8,41	8,89
48	36	18,87	19,14	2,85	0,97**	82,14	82,14	2,70	3,02
49	36	24,61	25,10	4,06	0,99**	82,14	100,00	6,03	5,23
50	36	20,16	22,22	21,44	0,98**	82,14	64,29	11,27	13,97
51	36	20,65	20,65	-----	-----	-----	-----	-----	9,05

^{1/} Correlação entre as médias de produção não ajustadas e as médias ajustadas pelo látice

^{2/} $D = 200 \times \sum f / n(n-1)$, onde f é o número de médias que uma determinada cultivar supera estatisticamente e n é o número total de cultivares

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

Continua ...

Continuação ...

Experimento	Nº Tratamento	CV (%) Latice	CV (%) Blocos	Eficiência do Latice (%)	Correlação de Spearman ^{1/}	Eficiência da Seleção		Índice de Discriminação ^{2/} (%)	
						Melhores	Piores	Latice	Blocos
52	36	16,29	16,88	7,46	0,97**	82,14	64,29	10,00	6,67
53	25	17,41	19,80	29,43	0,86**	75,00	50,00	9,66	4,33
54	36	26,19	26,19	-----	-----	-----	-----	-----	21,27
55	36	25,82	26,68	6,75	0,99**	82,14	100,00	16,98	17,14
56	36	19,93	19,93	-----	-----	-----	-----	-----	42,06
57	36	19,24	20,76	16,39	0,97**	82,14	82,14	12,38	9,52
58	36	26,01	26,59	4,46	0,99**	82,14	100,00	10,00	9,68
59	36	16,85	17,65	9,77	0,97**	100,00	100,00	12,86	9,68
60	36	16,13	16,13	-----	-----	-----	-----	-----	9,52
61	36	20,84	21,02	1,74	0,99**	82,14	82,14	10,63	15,87
62	100	21,24	28,37	78,41	0,73**	56,25	43,75	1,76	1,76
63	289	29,71	32,59	20,31	0,94**	74,14	84,91	1,79	1,29
64	100	24,79	25,27	3,90	0,99**	93,75	93,75	4,63	3,66
65	100	19,52	19,59	0,71	0,99**	93,75	93,75	1,56	1,23
66	81	25,98	27,61	12,94	0,94**	60,94	68,75	1,20	0,96
67	81	15,44	15,58	1,72	0,99**	92,19	84,38	2,81	2,65
68	225	25,96	28,74	21,65	0,98**	83,33	91,67	3,17	3,10
69	121	24,31	24,99	5,69	0,99**	89,58	94,79	11,67	9,12
70	64	22,17	26,39	41,70	0,88**	61,54	51,92	5,01	0,99

^{1/} Correlação entre as médias de produção não ajustadas e as médias ajustadas pelo látice

^{2/} $D = 200 \times \Sigma f / n(n-1)$, onde f é o número de médias que uma determinada cultivar supera estatisticamente e n é o número total de cultivares

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

Continua ...

Continuação ...

Experimento	Nº Tratamento	CV (%) Latice	CV (%) Blocos	Eficiência do Latice (%)	Correlação de Spearman ^{1/}	Eficiência da Seleção		Índice de Discriminação ^{2/} (%)	
						Melhores	Piores	Latice	Blocos
71	100	33,95	34,02	0,45	0,99**	93,75	100,00	2,08	2,12
72	100	20,16	22,15	20,76	0,94**	81,25	56,25	3,86	3,17
73	100	22,84	25,96	29,22	0,93**	62,50	81,25	5,45	4,68
74	100	29,24	29,39	0,95	0,99**	100,00	93,75	3,47	3,85
75	100	28,18	29,44	9,10	0,96**	93,75	87,50	2,00	2,26
76	100	25,02	25,45	3,41	0,99**	93,75	87,50	3,98	4,59
77	144	32,44	33,22	5,50	0,99**	87,07	82,76	6,38	6,12
78	144	30,19	35,43	37,77	0,89**	74,14	52,59	2,04	1,29
79	144	33,38	33,38	-----	-----	-----	-----	-----	6,10
80	121	35,84	36,88	5,93	0,98**	89,58	68,75	4,83	3,18
81	121	36,33	38,97	15,06	0,94**	89,58	73,96	0,73	1,02
82	121	25,75	26,47	5,64	0,98**	79,17	84,38	5,96	2,77
83	64	16,34	16,49	1,85	0,99**	90,38	100,00	4,02	6,15
84	64	20,55	20,55	-----	-----	-----	-----	-----	11,16
85	64	19,42	19,50	0,78	0,99**	90,38	90,38	2,88	2,88
86	256	25,04	25,18	1,11	0,99**	92,65	97,55	5,13	4,63
87	196	48,74	52,55	16,05	0,89**	62,96	49,07	1,07	1,05
88	196	28,20	28,41	1,50	0,99**	95,37	100,00	2,29	2,02
89	196	41,73	42,98	6,09	0,97**	76,85	76,85	1,88	0,80

^{1/} Correlação entre as médias de produção não ajustadas e as médias ajustadas pelo látice

^{2/} $D = 200 \times \Sigma f / n(n-1)$, onde f é o número de médias que uma determinada cultivar supera estatisticamente e n é o número total de cultivares

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

