

**ESTABILIDADE FENOTÍPICA DE CULTIVARES DE FEIJÃO (*Phaseolus*
vulgaris L.) NAS CONDIÇÕES DO SUL DE MINAS GERAIS**

JOÃO BOSCO DOS SANTOS

Orientador: NATAL ANTÔNIO VELLO

Dissertação apresentada à Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", da Universidade de São Paulo, para obtenção do título de Mestre em Genética e Melhoramento de Plantas.

PIRACICABA
Estado de São Paulo - Brasil
Janeiro, 1980

À minha esposa,
Aos meus pais,
À meu irmão,

DEDICO.

AGRADECIMENTOS

Ao professor Natal Antônio Vello, pela orientação, apoio e estímulo no decorrer do curso;

Ao professor Magno Antônio Patto Ramalho, pelas valiosas sugestões para a realização deste trabalho;

Ao professor Paulo César Lima pela colaboração nas análises estatísticas;

Aos professores do Departamento de Genética da Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", pelo apoio e ensinamentos;

Aos colegas do curso de pós-graduação, pela amizade e estímulo;

Às Escola Superior de Agricultura de Lavras e Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", por possibilitarem a realização do curso;

À Empresa de Pesquisa Agropecuária do Estado de Minas Gerais (EPAMIG), pelo auxílio na condução e execução deste trabalho;

À Coordenação do Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES), pela concessão da bolsa de estudos;

Aos demais que, direta ou indiretamente, contribuíram para a realização do presente trabalho.

ÍNDICE

	Página
1. RESUMO	1
2. INTRODUÇÃO	4
3. REVISÃO DE LITERATURA	8
3.1. Interação de genótipos por ambientes	8
3.2. Métodos para avaliar a estabilidade fenotípica..	10
3.3. Comparação de métodos que avaliam a estabilidade fenotípica	15
3.4. Tipos de ambientes	18
3.5. Problemas dos métodos baseados na regressão li- near	19
3.6. Aspectos genéticos da estabilidade fenotípica ..	22
3.7. Estabilidade fenotípica em plantas autógamas e na cultura do feijão	25
4. MATERIAL E MÉTODOS	28
4.1. Cultivares e ambientes utilizados	28
4.2. Delineamento experimental e detalhes da parcela.	30
4.3. Práticas culturais e características avaliadas..	31
4.4. Procedimentos das análises estatísticas	32
5. RESULTADOS E DISCUSSÃO	43
5.1. Interação das cultivares com locais e anos	45
5.2. Avaliação da estabilidade fenotípica	53
5.2.1. Produção de grãos em kg/ha	54
5.2.2. Avaliação da repetibilidade dos parâmetros da estabilidade da produção de grãos.....	70

	Página
5.2.3. Componentes primários da produção	73
5.3. Correlação entre os parâmetros de estabilidade - da produção e de seus componentes primários	85
6. CONCLUSÕES	91
7. SUMMARY	94
8. LITERATURA CITADA	97
9. APÊNDICE	106

LISTA DE TABELAS

	Página
Tabela 1. Cultivares de feijão com as respectivas obtenções, procedências, portes de planta, cores do tegumento e ciclos da cultura em dias	29
Tabela 2. Locais e respectivos anos agrícolas em que foram conduzidos os ensaios	30
Tabela 3. Análise conjunta da variância considerando -se <u>C</u> cultivares, ensaiadas em <u>R</u> repetições, <u>L</u> locais e <u>A</u> anos	33
Tabela 4. Locais de condução dos ensaios dentro de cada ano agrícola, somas de quadrados das interações cultivares (C) por locais (L) e respectivos graus de liberdade (GL).....	34
Tabela 5. Análise da variância fornecendo as respostas linear e não linear de cada uma das <u>C</u> cultivares, estudadas em <u>R</u> repetições e <u>M</u> ambientes (Modelo adaptado de EBERHART e RUSSELL, 1966)	39
Tabela 6. Análise da variância em blocos casualizados, com as esperanças dos quadrados médios que permitem estimar a variância genética ($\hat{\sigma}^2_g$) e variância ambiental ($\hat{\sigma}^2$) para a produção média de grãos, coeficiente de re	

	gressão e variância dos desvios da regressão	42
Tabela	7. Análise conjunta da variância para a produção média de grãos de doze cultivares de feijão ensaiadas em dois locais no Sul de Minas Gerais, em 1974/75 e 1975/76	46
Tabela	8. Análise conjunta da variância para a produção média de grãos de doze cultivares de feijão, ensaiadas em onze ambientes no Sul de Minas Gerais, incluindo as estimativas das interações cultivares por locais, cultivares por anos e cultivares por locais por anos	48
Tabela	9. Análise conjunta da variância do número médio de vagens por planta, número médio de sementes por vagem e peso médio de 100 sementes de doze cultivares de feijão ensaiadas em dois locais no Sul de Minas Gerais, em 1974/75 e 1975/76	50
Tabela	10. Análise conjunta da variância do número médio de vagens por planta, número médio de sementes por vagem e peso médio de 100 sementes de doze cultivares de feijão, ensaiadas em onze ambientes no Sul de Minas Gerais, incluindo as estimativas das intera-	

	ções cultivares por locais, cultivares por anos e cultivares por locais por anos	51
Tabela	11. Análise da variância da produção média de grãos em kg/ha de doze cultivares de feijão, ensaiadas em onze ambientes no Sul de Minas Gerais, (Adaptação do modelo de EBERHART E RUSSELL, 1966)	55
Tabela	12. Produções médias de grãos, coeficientes de regressão (b), variâncias dos desvios da regressão (s^2d) e coeficientes de determinação (R^2) de doze cultivares de feijão ensaiadas em onze ambientes no Sul de Minas Gerais	57
Tabela	13. Produções médias de grãos, coeficientes de regressão e variâncias dos desvios da regressão das doze cultivares de feijão, obtidos a partir dos grupos de observações I, II e III, em onze ambientes no Sul de Minas Gerais.....	71
Tabela	14. Análise da variância das produções médias de grãos, coeficientes de regressão e variâncias dos desvios da regressão, obtidos a partir dos grupos de observações I, II e III, em onze ambientes no Sul de Minas Gerais, para as doze cultivares de feijão,	

	apresentando para cada parâmetro de estabilidade as estimativas da variância genética ($\hat{\sigma}^2_g$), variância ambiental ($\hat{\sigma}^2$) e coeficiente de repetibilidade (r_I)	72
Tabela	15. Análise da variância do número médio de vagens por planta de doze cultivares de feijão, ensaiadas em onze ambientes no Sul de Minas Gerais, (Adaptação do modelo de EBERHART e RUSSELL, 1966)	74
Tabela	16. Análise da variância do número médio de sementes por vagem de doze cultivares de feijão, ensaiadas em onze ambientes no Sul de Minas Gerais, (Adaptação do modelo de EBERHART e RUSSELL, 1966)	75
Tabela	17. Análise da variância do peso médio de 100 sementes de doze cultivares de feijão, ensaiadas em onze ambientes no Sul de Minas Gerais, (Adaptação do modelo de EBERHART e RUSSELL, 1966)	76
Tabela	18. Números médios de vagens por planta (\bar{X}), números médios de sementes por vagem (\bar{Y}) e pesos médios de 100 sementes (\bar{Z}) com os respectivos coeficientes de regressão (b), variâncias dos desvios da regressão (s^2_d)	

	e coeficientes de determinação (R^2) de doze cultivares de feijão, ensaiadas em onze ambientes no Sul de Minas Gerais	81
Tabela 19.	Coeficientes de correlação de Spearman (r_s) entre os parâmetros de estabilidade da produção de grãos (W), número médio de vagens por planta (X), número médio de sementes por vagem (Y) e peso médio de 100 sementes (Z)	86
Tabela A.1.	Produções médias de grãos de doze cultivares de feijão, incluindo os valores residuais ao nível de médias (s^2/R), médias ambientais (\bar{W}_j) e coeficientes de variação (C.V.) dos ensaios conduzidos em onze ambientes no Sul de Minas Gerais	107
Tabela A.2.	Números médios de vagens por planta de doze cultivares de feijão, incluindo os valores residuais ao nível de médias (s^2/R), médias ambientais (\bar{X}_j) e coeficientes de variação (C.V.) dos ensaios conduzidos em onze ambientes no Sul de Minas Gerais	108
Tabela A.3.	Números médios de sementes por vagem de doze cultivares de feijão, incluindo os valores residuais ao nível de médias (s^2/R), médias ambientais (\bar{Y}_j) e coeficientes de	

	vàriação (C.V.) dos ensaios conduzidos em onze ambientes no Sul de Minas Gerais ...	109
Tabela A.4.	Pesos médios de 100 sementes de doze cultivares de feijão, incluindo os valores residuais ao nível de médias (s^2/R), médias ambientais ($\bar{Z}_{.j}$) e coeficientes de variação (C.V.) dos ensaios conduzidos em onze ambientes no Sul de Minas Gerais ...	110

LISTA DE FIGURAS

		Página
Figura	1. Regressão linear da produção de grãos das cultivares "Costa Rica 1031" e "Pintado", em onze ambientes no Sul de Minas Gerais.	62
Figura	2. Relação entre produções médias de grãos e coeficientes de regressão linear das doze cultivares de feijão ensaiadas em onze ambientes no Sul de Minas Gerais	63
Figura	3. Regressão linear da produção de grãos das cultivares "Vi. 1011", "Vi.1010", "Jalo EEP558" e "Manteigão Fosco 11", em onze ambientes no Sul de Minas Gerais	66
Figura	4. Regressão linear da produção de grãos das cultivares "Carioca 1030", "Rico 23", "Ricobaio 1014", "Seleção Cuva 168N" e "Ricopardo 896", em onze ambientes no Sul de Minas Gerais	67
Figura	5. Regressão linear e respectivos desvios das cultivares "Seleção Cuva 168N" e "Jalo EEP558", para a produção de grãos em onze ambientes no Sul de Minas Gerais ...	68

Figura	6. Regressão linear da produção de grãos das cultivares "Costa Rica 1031" e "ESAL 1", em onze ambientes no Sul de Minas Gerais	69
--------	---	----

1. RESUMO

A estabilidade da produção de grãos e de seus componentes primários foi estimada a partir dos dados obtidos em onze ensaios de competição, com doze cultivares de feijão, em sete locais do Sul de Minas Gerais, durante os anos de 1974/75 a 1977/78. Para avaliar a estabilidade fenotípica das cultivares utilizou-se a metodologia proposta por EBERHART e RUSSELL (1966). A caracterização dos ambientes para o estudo da estabilidade fenotípica foi feita através da avaliação das interações cultivares x locais, cultivares x anos e cultivares x locais x anos. Também foram estimadas as correlações fenotípicas entre os parâmetros de estabilidade de todos os caracteres, bem como os coeficientes de repetibilidade da produção de grãos e de suas respostas linear e não linear às variações ambientais.

Com base na magnitude das interações, locais e anos agrícolas foram considerados como ambientes diferentes.

para o estudo da estabilidade fenotípica.

A produção de grãos e o peso médio de 100 sementes responderam às variações ambientais de forma predominantemente linear, enquanto os caracteres números médios de vagens por planta e sementes por vagem mostraram respostas lineares menos acentuadas.

Para os caracteres produção de grãos, número médio de vagens por planta e número médio de sementes por vagem, a maioria das cultivares apresentou respostas diretamente proporcionais às variações ambientais, pois os coeficientes de regressão não diferiram significativamente da unidade. Apesar da maioria dos coeficientes de regressão das cultivares terem sido semelhantes à unidade, os b da produção de grãos não se correlacionaram significativamente com os b dos componentes primários da produção.

As cultivares variaram quanto à estabilidade, avaliada pelos desvios da linearidade num gradiente ambiental, tanto para a produção de grãos, como para seus componentes primários. Os desvios da linearidade da produção de grãos foram positivamente correlacionados com os desvios do número médio de vagens por planta, podendo assim contribuir para seleção das cultivares com produções de grãos mais estáveis. Os desvios da regressão do número médio de sementes por vagem e peso médio de 100 sementes não se correlacionaram significativamente com os desvios da produção de grãos.

Nas condições ambientais deste trabalho, a cultivar "Costa Rica 1031" apresentou o maior potencial produtivo, desvios da regressão não significativos e coeficiente de regressão semelhante à unidade. Todavia, a coloração preta das sementes diminui o valor desta cultivar para o mercado regional. Considerando esses parâmetros de estabilidade, a cultivar "Vi. 1011" revelou-se a mais indicada para a região Sul de Minas Gerais, além de possuir sementes com coloração aceitável para o consumo. A cultivar "Pintado", apesar da capacidade de produção ter-se situado em torno da média, mostrou-se promissora somente para os ambientes mais pobres. As cultivares "Vi. 1010", "Jalo EEP558" e "Manteigão Fosco 11" exibiram pequeno potencial produtivo, apesar de terem mostrado comportamentos previsíveis. As cultivares "Carioca 1030", "Ricobaio 1014", "Rico 23", "Seleção Cuva 168N" e "Ricopardo 896" apresentaram elevados desvios da linearidade. Um desvio intermediário foi apresentado pela cultivar "ESAL 1".

A baixa determinação genética para as respostas linear e não linear da produção de grãos indicou que se devem esperar grandes dificuldades no melhoramento delas.

2. INTRODUÇÃO

O Brasil é, simultaneamente, o maior produtor e consumidor de feijão no mundo e o Estado de Minas Gerais o segundo maior produtor brasileiro, apresentando, no entanto, uma produção média de grãos em torno de 490 kg/ha (MOURA, 1978). Rendimentos superiores sê observam em outros Estados como Rio Grande do Sul, Santa Catarina e Paraná, bem como em outros países, como Estados Unidos, Japão, Turquia, Canadá e Chile (BRASIL-FIBGE, 1978; FAO, 1978).

O feijão é um dos produtos agrícolas da maior importância econômica e social e constitui um alimento básico do povo brasileiro. Apesar disso, o seu cultivo é principalmente de subsistência, praticado por pequenos agricultores que utilizam um grande número de cultivares, plantadas em cultivos puro e consorciado, de acordo com a preferência de cada um.

O baixo rendimento da cultura em Minas Gerais e na maioria das outras regiões produtoras brasileiras se deve

principalmente à grande sensibilidade do feijão às condições ambientais, especialmente à umidade, e também à utilização de cultivares de baixo potencial produtivo.

Diversos ensaios de competição de cultivares vêm sendo realizados com o objetivo de indicar as mais promissoras. Normalmente, porém, são recomendadas as cultivares de rendimentos médios superiores, obtidos em ensaios conduzidos em vários locais e anos, mesmo que num determinado ambiente tais cultivares não se comportem bem. Neste caso a recomendação torna-se ineficaz, pois representa a média de vários ambientes, mas não resolve o problema em situações particulares.

A contribuição ambiental presente na expressão fenotípica de um determinado caráter é um fator que deve ser considerado pelos melhoristas de plantas, principalmente quando essa contribuição representa uma proporção considerável do valor fenotípico. O conhecimento desta participação ambiental assume grande importância, pois a fidelidade das recomendações das cultivares diminui à medida que as expressões fenotípicas são muito inflacionadas pelos efeitos ambientais, isso porque muitas vezes uma cultivar que se mostra promissora em um determinado ambiente, torna-se indesejável em outro, quando as condições ambientais mudam.

Existem evidências de que as cultivares de feijão variam quanto à sensibilidade aos efeitos ambientais, existindo algumas mais adaptadas aos ambientes mais promissores e

outras aos menos promissores. Torna-se assim, necessário conhecer a adaptabilidade, bem como a estabilidade das cultivares, principalmente as mais utilizadas pelos agricultores, pelas boas qualidades culinárias e preferência do mercado.

É interessante esclarecer os significados dos termos "adaptabilidade" e "estabilidade". Segundo MARIOTTI *et alii* (1976), não é fácil concordar com as várias definições destes termos propostos por diversos autores, principalmente porque elas se referem a características diversas, estudadas em várias espécies. No entanto, para o caso de produção agrícola, os autores sugerem que "adaptabilidade" se refere à capacidade de os genótipos aproveitarem vantajosamente o estímulo ambiental, enquanto "estabilidade" deve ser entendida como a capacidade dos genótipos de mostrar um comportamento altamente previsível, em função do estímulo ambiental. Estes conceitos são importantes para o melhorista de plantas, principalmente porque, quando se melhora uma determinada cultivar, provavelmente ela será utilizada em várias condições ambientais.

Experimentos de competição envolvendo cultivares locais e introduzidas, vêm sendo conduzidos por longo período em várias localidades do Sul de Minas, mas ainda não se determinou a presença ou ausência de interação das cultivares com os ambientes. Em vista disso, torna-se imprescindível um estudo mais detalhado da existência, da magnitude e do tipo de interação das diversas cultivares com os ambientes, bem como o conhecimento da adaptação e da estabilidade de cada uma, a fim

de que se possa fazer indicações mais seguras dessas cultivares para a região.

O objetivo do presente trabalho foi avaliar a adaptação e a estabilidade das cultivares para a produção de grãos e seus componentes primários; verificar a existência de associações entre os parâmetros de estabilidade das características estudadas e, também, avaliar a magnitude das diversas interações geradas pelas cultivares, com o propósito de determinar o ambiente mais adequado para o estudo da estabilidade fenotípica.

3. REVISÃO DE LITERATURA

3.1. Interação de genótipos por ambientes

Quando se testa genótipos em vários locais e anos, normalmente os seus comportamentos não são constantes nos diferentes ambientes. Esta oscilação de comportamento gera uma interação de genótipos por ambientes que, quando significativa, é uma indicação de que podem existir genótipos particulares para determinados tipos de ambientes e, possivelmente, genótipos menos influenciáveis pelas variações ambientais.

Para conhecer melhor as interações de genótipos por ambientes, é preciso esclarecer o que se entende por variações ambientais. Estas foram divididas em duas categorias por ALLARD e BRADSHAW (1964): previsíveis e imprevisíveis. Variações previsíveis correspondem às características permanentes do ambiente, como as características gerais de clima e solo, bem como aquelas que flutuam de maneira sistemática, como com-

primento do dia. Também, estão incluídos os aspectos ambientais determinados pelo homem e que podem, portanto, ser mais ou menos fixados, tais como época de plantio, densidade de semeadura, métodos de colheita e outras práticas agronômicas. As variações imprevisíveis correspondem às flutuações no clima, como quantidade e distribuição de chuvas, temperatura, além de outros fatores.

Os melhoristas se empenham em conhecer o tipo de reação dos genótipos frente às variações ambientais, objetivando fazer previsões mais seguras de seus comportamentos. Em outras palavras, é interessante a indicação de genótipos que não interajam com os ambientes ou que mostrem uma baixa interação. TAI (1971) apresentou duas possibilidades para se conseguir tal objetivo. A primeira consiste na subdivisão de uma área heterogênea em sub-regiões, que apresentam as mais homogêneas condições. A segunda possibilidade se refere à utilização de genótipos que apresentem uma alta estabilidade fenotípica. Afirmou ainda que a primeira possibilidade deve ser pouco eficiente, uma vez que interações altamente significativas de genótipos por ambientes ainda aparecem nas sub-regiões, principalmente porque interação do tipo genótipos x anos não pode ser reduzida pela subdivisão da área.

O método mais antigo para se determinar a estabilidade fenotípica consiste numa análise de grupos de experimentos em que se testam genótipos em vários locais e anos. Dessa análise estudam-se as magnitudes das interações genótipos x

locais, genótipos x anos e genótipos x locais x anos. FINLAY e WILKINSON (1963) salientaram a falha da análise de grupos de experimentos para fornecer indicações adequadas das respostas dos genótipos, quando cultivados em diferentes ambientes. Afirmaram que as interações genótipos x locais e genótipos x anos são parâmetros úteis, mas de baixa precisão quando utilizados como medidores básicos da adaptabilidade e de difícil uso quando se avalia um grande número de genótipos.

Particularmente desinteressante para o melhorista é a presença da interação genótipos x locais x anos. Ela vem sendo verificada em várias culturas e, frequentemente, com maior magnitude que as interações genótipos x locais e genótipos x anos (MILLER *et alii*, 1959; RASMUSSEN e LAMBERT, 1961; ALLARD e BRADSHAW 1964; SAMUEL *et alii*, 1970; BONATO, 1978). Tal interação também só pode ser evitada usando-se genótipos mais estáveis.

3.2. Métodos para avaliar a estabilidade fenotípica

Existem vários métodos estatísticos e genético-estatísticos que permitem a caracterização de genótipos quanto à estabilidade fenotípica. Estes métodos fundamentam-se na interação genótipos x ambientes.

Uma das primeiras tentativas para avaliar o comportamento individual de genótipos, testados em várias condições ambientais, foi apresentada em 1938 por F. Yates e W.G.

Cochran (FREEMAN, 1973). Os autores sugeriram a decomposição da interação genótipos por ambiente e para cada genótipo determina-se a regressão linear de sua produção em relação a produção média de todos os genótipos. Isto foi proposto para medir o comportamento de genótipos individuais sob o efeito de diferentes ambientes. Esse procedimento tem servido de base para outros autores que desenvolveram métodos para a estimação de parâmetros que avaliam a estabilidade fenotípica de genótipos cultivados.

FINLAY e WILKINSON (1963) adaptaram a técnica anterior para avaliar a estabilidade da produção de cultivares de cevada em vários locais e anos. Consideraram cada local ou ano como um ambiente. O uso da produção média de todas as cultivares em cada ambiente, para a sua avaliação, permitiu uma graduação quantitativa deles. Desse modo, uma produção média baixa de todas as cultivares em um ensaio indica um ambiente de baixa capacidade de produção. Mas quando em um ensaio, a produção média de todas as cultivares for alta, isto indica que o ambiente tem alta capacidade de produção. Para o cálculo do coeficiente de regressão, consideraram em cada ambiente, a produção média de cada cultivar como variável dependente e a média de todas as cultivares como variável independente. A estabilidade para cada cultivar é determinada pelo seu coeficiente de regressão e sua produção média. Uma cultivar com um coeficiente de regressão próximo de 1,00 indica estabilidade média sob todos os ambientes. Quando a média de produção dessa cul-

tivar é alta, diz-se que ela tem capacidade geral de adaptação, quando, porém, a média de produção é baixa significa que é pobremente adaptada a todos os ambientes. Cultivares com coeficientes de regressão altos, superiores a 1,00, possuem uma baixa estabilidade e estão especificamente adaptadas a ambientes favoráveis. Por outro lado, coeficientes de regressão baixos, menores que 1,00, são característicos das cultivares com alta estabilidade, portanto bem adaptadas a ambientes desfavoráveis para a produção. Estas cultivares apresentam produções semelhantes para todos os tipos de ambientes. A estabilidade absoluta é definida por um coeficiente de regressão igual a zero. Para eles, uma cultivar ideal é aquela que apresenta uma alta produção média nos ambientes mais favoráveis e a máxima estabilidade fenotípica.

EBERHART e RUSSELL (1966) propuseram um método para a determinação da estabilidade fenotípica semelhante ao de FINLAY e WILKINSON (1963). Difere deste porque a estabilidade de cada cultivar para eles é determinada em função de produção média, coeficiente de regressão e desvio da regressão. A consideração de um genótipo estável foi também feita de uma maneira diferente, para atender às condições de produção quando se exigia uma cultivar com rendimento superior à média em todos os ambientes. Assim, uma cultivar ideal seria aquela que apresentasse alta produção média, coeficiente de regressão igual a 1,00 e o menor desvio da regressão possível.

Um método semelhante ao de EBERHART e RUSSELL

(1966) foi proposto por TAI (1971), com a finalidade de determinar as respostas linear e não linear de genótipos individuais aos efeitos ambientais. Este método se caracteriza por envolver uma extensão do modelo matemático convencional para a análise da variância e estima o potencial do genótipo para a estabilidade quando varia o ambiente. Considera os parâmetros linear (α_i) e não linear (λ_i), sendo α_i estimado pela covariância entre os efeitos de ambientes e os efeitos da interação genótipos x ambientes, dividida pela variância dos efeitos ambientais. O parâmetro λ_i é estimado pela razão entre a variância dos desvios da resposta linear e a variância do erro associada aos efeitos da interação genótipos x ambientes. Um genótipo perfeitamente estável é definido por $\alpha = -1,00$ e $\lambda = 1,00$; quando os valores de um genótipo forem $\alpha = 0$ e $\lambda = 1,00$, é caracterizado como de média estabilidade.

HANSON (1970) definiu estabilidade genotípica baseada num parâmetro estatístico que representa um espaço. A posição de um determinado genótipo nesse espaço define a sua estabilidade. Esse parâmetro é obtido pela combinação das informações da regressão e dos seus desvios.

BUCIO ALANIS (1966) propôs um método que permite estimar os efeitos genético, ambiental e a interação entre eles, usando-se um par de linhas puras. O autor menciona que essa técnica é de grande utilidade, pois permite estimar com mais segurança a herdabilidade e prever com mais precisão o ganho na seleção. A técnica foi adaptada também para estudar,

além das linhas puras, a geração F_1 por BUCIO ALANIS e HILL (1966), bem como para incluir no estudo a geração F_2 e os retrocruzamentos, por BUCIO ALANIS *et alii* (1969). Outro método que possibilita estimar os efeitos genético, ambiental e a interação entre eles foi proposto por PERKINS e JINKS (1968) e permite o estudo de várias linhas puras e seus cruzamentos.

Um método proposto por PLAISTED e PETERSON (1959) estima um parâmetro de estabilidade para cada genótipo, baseado em análises de grupos de experimentos. Os autores consideram os resultados de um ano, e o primeiro passo é a realização de uma análise de variância conjunta envolvendo todos os genótipos em todos os locais. Se a interação genótipos x locais for significativa, realizam-se análises de variância do conjunto de todos os locais para cada combinação de genótipos tomados dois a dois. Essas análises fornecem uma estimativa do componente de variância da interação genótipos x locais para cada par de genótipos. O genótipo que corresponde ao menor valor médio é o que contribui menos para a interação genótipos x locais, sendo considerado o mais estável.

PLAISTED (1960) sugeriu fazer análises de variância conjuntas, omitindo em cada uma, sucessivamente, um dos genótipos. Deste modo, em cada uma das análises conjuntas em que se omite um genótipo diferente, obtém-se a estimativa do componente da interação genótipos x ambientes para os genótipos restantes. A magnitude deste componente indica a estabilidade do genótipo omitido, sendo maior esta estabilidade quan

do o componente apresentar valor maior.

A desvantagem destas duas últimas técnicas é exigir um número muito grande de análises conjunta pois se tornam muito trabalhosas quando se avaliam um grande número de genótipos.

Um outro método denominado ecovalência foi definido em 1965 por G. Wricke (OLIVEIRA, 1976), para a avaliação da estabilidade de genótipos. Este método permite avaliar as oscilações de rendimentos em várias condições ambientais, para cada genótipo isolado, através de sua contribuição para a interação genótipos x ambientes.

FREEMAN (1973) apresentou um breve comentário sobre alguns métodos propostos para avaliar a estabilidade fenotípica.

3.3. Comparação de métodos que avaliam a estabilidade fenotípica

Realizaram-se vários trabalhos para comparar a eficiência dos diferentes métodos de determinação da estabilidade fenotípica.

KALTSIKES e LARTER (1970) testaram os métodos de FINLAY e WILKINSON (1963), EBERHART e RUSSELL (1966), BUCIO ALANIS (1966), BUCIO ALANIS e HILL (1966) e PERKINS e JINKS (1968), trabalhando com trigo, não restringindo o emprego de

qualquer deles na seleção para estabilidade.

JOWETT (1972), estimou parâmetros de estabilidade para produção de híbridos de sorgo, usando os métodos de FINLAY e WILKINSON (1963), WRICKE (1965) e EBERHART e RUSSELL (1966). Foi concluído que o método de WRICKE (1965) é o menos informativo, enquanto o de EBERHART e RUSSELL (1966) deve ser o preferido, por ser mais explícito. Porém, sugeriu que o método de FINLAY e WILKINSON (1963) deve ser usado, quando os genótipos apresentarem produções marcadamente diferentes, por se trabalhar com os dados na escala logarítmica.

Os métodos de PLAISTED e PETERSON (1959), WRICKE (1962), FINLAY e WILKINSON (1963), EBERHART e RUSSELL (1966), ST-PIERRE *et alii* (1967) e TAI (1971), foram comparados por EASTON e CLEMENTS (1973), na determinação da estabilidade da produção de grãos de trigo e dos seus componentes primários, quando varia um único fator ambiental (níveis de nitrogênio). Os métodos de PLAISTED e PETERSON (1959), WRICKE (1962) e EBERHART e RUSSELL (1966) foram considerados os mais eficazes, por detectarem a resposta linear dos genótipos e seus desvios.

LUTHRA e SINGH (1974), trabalhando também com trigo, avaliaram os métodos de WRICKE (1962), EBERHART e RUSSELL (1966), PERKINS e JINKS (1968) e FREEMAN e PERKINS (1971). Concluíram que os modelos testados, foram igualmente eficientes para determinarem os genótipos mais estáveis para a produção e seus componentes.

OLIVEIRA (1976), utilizando os dados de produção de milho, comparou os seguintes métodos de determinação da estabilidade: Método tradicional, PLAISTED e PETERSON (1959), FINLAY e WILKINSON (1963), WRICKE (1965), EBERHART e RUSSELL (1966) e TAI (1971) e observou que, de uma maneira geral, houve concordância entre os resultados obtidos com os diferentes métodos. O autor salientou que os procedimentos de FINLAY e WILKINSON (1963) e EBERHART e RUSSELL (1966) parecem fornecer maiores informações, pois, além de poderem estimar a estabilidade absoluta, avaliam também a estabilidade média, que é considerada sob uma forma dinâmica.

Essas técnicas vêm sendo muito empregadas na avaliação da estabilidade fenotípica em várias cultivares. Mas alguns dos estudos comparando a eficiência desses métodos concluíram que o procedimento de EBERHART e RUSSELL (1966) sobressai. De acordo com essas evidências, BREESE (1969), SAMUEL *et alii* (1970), PARODA e HAYES (1971), BILBRO e RAY (1976) e BONATO (1978) consideraram o desvio da regressão como o parâmetro mais importante para se avaliar a estabilidade, e o coeficiente de regressão um parâmetro mais indicador da adaptabilidade do genótipo, juntamente com sua produção média.

BAINS e GUPTA (1972) e FREY (1972) definiram como genótipo absolutamente estável aquele que apresenta um coeficiente de regressão linear e seu desvio iguais a zero. No entanto, os autores reconheceram que a agricultura de hoje requer genótipos com alta produção média e que respondam às me-

lhorias das condições ambientais. Então, sugeriram que ambos os conceitos de estabilidade de FINLAY e WILKINSON (1963) e de EBERHART e RUSSELL (1966) devem ser considerados.

3.4. Tipos de ambientes

É importante avaliar as magnitudes das interações genótipos x locais, genótipos x anos, e genótipos x locais x anos, para decidir se apenas locais, anos ou a combinação de locais e anos devem ser considerados, a fim de se determinar com melhor eficiência a estabilidade fenotípica das cultivares para uma determinada região.

Diversos trabalhos de pesquisa mostram que são considerados várias modalidades de ambientes, onde se testam genótipos para avaliar a sua estabilidade fenotípica. A utilização de apenas anos diferentes em um mesmo local foi feita por KARWASRA *et alii* (1975). Por outro lado, BHULLAR *et alii* (1977) consideraram somente locais diferentes. No entanto, o procedimento mais comum é a utilização de locais e anos como ambientes diferentes (FINLAY e WILKINSON, 1963; EBERHART e RUSSELL, 1966 e 1969; RASMUSSEN, 1968; FREY, 1972; BUSCH *et alii*, 1976; BONATO, 1978). Outros tipos de ambientes são também empregados, como várias épocas de cortes, locais e anos em forrageira, por BREESE (1969), várias épocas de semeadura, locais e anos por REICH e ATKINS (1970), várias épocas de semeadura e locais, em um único ano, por JOWETT (1972) e até mesmo

a variação de um único fator ambiental controlável pelo pesquisador, como o uso de diferentes níveis de nitrogênio, por EASTON e CLEMENTS (1973).

O uso de um único fator ambiental ou a avaliação do ambiente como um todo, envolvendo todos os fatores ambientais, foi comentado por KNIGHT (1970). Segundo FREEMAN e PERKINS (1971), não é provável que um único fator ambiental afete o crescimento relativo de diferentes genótipos, a menos que esse fator seja completamente controlado, o que é muito difícil. Afirmaram também que nos ensaios em que se utilizam ambientes controlados, os resultados obtidos são de interesse mais teórico do que prático.

Finalmente, LUTHRA e SINGH (1974) consideraram ambientes diferentes os fatores controláveis e os incontroláveis pelo homem, como doses de fertilizantes, espaçamento, épocas de semeadura e anos.

3.5. Problemas dos métodos baseados na regressão linear

Existem algumas dúvidas quanto à completa validade da regressão linear, como um procedimento para medir a estabilidade fenotípica.

A avaliação dos ambientes através de medidas dependentes, ou seja, o uso da média de todos os genótipos desenvolvidos num determinado local ou ano para quantificar os efeitos

ambientais, constitui uma prática muito comum. Este procedimento foi usado inicialmente em 1938 por F. Yates e W.G. Cochran (FREEMAN, 1973), e vem sendo empregado por vários pesquisadores como FINLAY e WILKINSON (1963) e EBERHART e RUSSELL (1966).

FREEMAN e PERKINS (1971) salientaram que os ambientes quantificados por medidas dependentes levam a regressões inválidas por não satisfazerem às suposições estatísticas fundamentais. Sugeriram, então, vários recursos biológicos para avaliarem os ambientes por meios independentes. Um dos mais simples seria o uso de um ou mais genótipos considerados como padrões para avaliar os ambientes, por exemplo, o uso dos parentais como padrões para qualquer geração derivada de seus cruzamentos. Quanto maior o número de genótipos padrões usados, melhor seria a avaliação dos ambientes. Afirmaram porém, que a solução mais correta consiste em dividir as repetições do experimento em dois grupos, cada grupo devendo conter, no mínimo, três repetições. Desse modo, um grupo é usado para estimar as interações e o outro, para medir os ambientes. Uma outra alternativa seria o uso de um material padrão bem relacionado com aquele em estudo.

FRIPP e CATEN (1971) evidenciaram em fungos que a avaliação biológica do ambiente por meios dependentes e independentes fornecem regressões cujos resultados diferem pouco. Semelhantes avaliações dos ambientes foram feitas por PERKINS e JINKS (1973), em fumo, sem notarem diferenças nos resultados das regressões. FRIPP (1972), trabalhando com fungos, concor-

do com esse resultado, quando fez medições ambientais utilizando-se de meios biológicos dependentes e independentes, bem como de meios físicos.

KNIGHT (1970) argumentou que a estabilidade de um genótipo determinada pela técnica da regressão é válida, quando o modelo de resposta deste genótipo às variações ambientais é semelhante à resposta média do grupo de genótipos com o qual ele está sendo comparado. Isso porque, quando se trabalha com um pequeno número de genótipos, aqueles que respondem de maneira semelhante às variações ambientais constituem os principais elementos para avaliação do ambiente e mostram, como consequência, um pequeno desvio da regressão. Por outro lado, os genótipos com um padrão de resposta diferente apresentam grandes desvios da regressão. EASTON e CLEMENTS (1973) concordaram com essas observações e salientaram que a recomendação de genótipos, estudados em situação semelhante a mencionada por KNIGHT (1970), deve ser feita com grande precaução para amplitudes de ambientes além das usadas no estudo.

SAMUEL *et alii* (1970) encontraram uma relação não linear para a produção da matéria seca, em condições extremas de ambiente, em genótipos de forrageiras. VERMA *et alii* (1972) também verificaram em soja a predominância da natureza não linear da interação dos genótipos por ambientes, para várias características, sugerindo que esses resultados significam uma limitada adaptação dessa cultura. A falta de linearidade foi também detectada para a produção de trigo e seus com-

ponentes, por EASTON e CLEMENTS (1973), que usaram como ambientes cinco níveis de nitrogênio.

Apesar dos problemas salientados, a relação linear dos genótipos com os ambientes vem sendo encontrada em várias culturas e diversas características da planta, sendo usadas linhas puras, vários tipos de híbridos e diversas gerações de cruzamentos (FINLAY e WILKINSON, 1963; ROWE e ANDREW, 1964; EBERHART e RUSSELL, 1966; PERKINS e JINKS, 1968 e 1971; BUCIO ALANIS *et alii*, 1969; BREESE, 1969; FRIPP e CATEN, 1971; PARODA *et alii*, 1973; GOODING *et alii*, 1975; SINGH *et alii*, 1975; BONATO, 1978).

Essas evidências parecem indicar que a falta de linearidade dos genótipos com os ambientes surge quando as condições ambientais são extremas. Como salientou KNIGHT (1970), em geral não ocorrem condições super-ótimas no campo, logo, a relação linear dos genótipos com os ambientes é frequentemente encontrada.

3.6. Aspectos genéticos da estabilidade fenotípica

Há longo tempo vêm sendo propostas diversas hipóteses com o objetivo de esclarecer os mecanismos genéticos responsáveis pela estabilidade de comportamento dos indivíduos frente às variações ambientais (MATHER, 1953; DOBZHANSKY e WALLACE, 1953; LERNER, 1954; LEWIS, 1954; THODAY, 1955). Estes autores relacionaram a condição heterozigótica dos genótipos

uma maior capacidade de tamponamento frente às variações ambientais, embora, segundo eles, esta condição não seja a única responsável por um comportamento mais estável.

Para ANDRUS (1963), as populações alógamas naturais bem tamponadas às variações ambientais devem possuir em heterozigose constante certos genes que afetam a adaptação. As populações autógammas naturais, por sua vez, mantêm-se resistentes às oscilações de ambientes, por meio de certos locos homozigóticos, através da ação combinada de suas ações e interações não alélicas.

ALLARD e BRADSHAW (1964) usaram o termo "bem tamponado" para um indivíduo ou população que tem a propriedade de ajustar seu estado genotípico ou fenotípico às variações ambientais, fornecendo retornos altos, estáveis e econômicos. Definiram dois tipos de tamponamento: "Tamponamento individual", que confere uma estabilidade para cada indivíduo a uma amplitude de ambientes diferentes, e "Tamponamento populacional", que corresponde a uma população composta por vários genótipos, cada qual adaptado a diferentes amplitudes de ambientes. Enfatizaram que as populações geneticamente homogêneas como linhas puras e híbridos simples dependem do tamponamento individual para apresentarem uma estabilidade de comportamento em condições variáveis, enquanto que as populações heterogêneas devem possuir ambos os tipos de tamponamento. Os conceitos propostos por estes autores equivalem aos conceitos de homeostase propostos por LERNER(1954), onde o "tamponamento individual"

equivale à "homeostase de desenvolvimento" e o "tamponamento populacional" equivale à "homeostase genética".

EBERHART e RUSSELL (1969), comparando a estabilidade de produção em híbridos simples e duplos de milho, verificaram que essa característica se encontra sob controle genético, ou que devem estar envolvidos todos os tipos de ação gênica.

Em vista do crescente uso das técnicas que se baseiam na regressão linear, para avaliar a estabilidade fenotípica, várias pesquisas foram desenvolvidas para elucidar o controle genético dos parâmetros da linearidade e não linearidade.

BUCIO ALANIS *et alii* (1969) sugeriram que a contribuição genotípica para o componente linear da interação genótipos por ambientes, em fumo, restringe-se aos efeitos gênicos aditivo e dominante. JOWETT (1972) evidenciou, em sorgo, que a resposta não linear da produção aos vários ambientes deve ser uma característica herdável. Um estudo mais detalhado sobre esse tema, realizado também em sorgo, foi feito por PATA NOTHAI e ATKINS (1974), mostrando para a produção de grãos, que a resposta linear pode ser perfeitamente explicada pela ação gênica aditiva, sendo o efeito de dominância considerado menos importante. Para os desvios da regressão, porém, a herança parece bastante complexa e não se explica pela ação gênica aditiva, mas em parte pelos efeitos de dominância. Por outro la-

do, resultados diferentes foram encontrados por BUSCH *et alii* (1976) ao avaliar a estabilidade da produção de grãos em trigo. Verificaram que o desvio da regressão deve ter uma herança simples, podendo ser mais facilmente prevista a partir dos pais, que os efeitos da linearidade.

3.7. Estabilidade fenotípica em plantas autógamas e na cultura do feijão

Em plantas autógamas, a estabilidade fenotípica vem sendo estudada mais em misturas e híbridos de genótipos do que em linhagens puras. Isto porque várias evidências têm mostrado que as populações híbridas e as constituídas por uma mistura de genótipos homocigóticos apresentam uma maior estabilidade de comportamento em várias condições ambientais, como mostraram JENSEN (1952) e (1965) em aveia, PROBST (1957) em soja, ALLARD (1961) em *Phaseolus lunatus*, SMITH *et alii* (1967) em soja, REICH e ATKINS (1970) e, PATANOTHAI e ATKINS (1974) em sorgo e BHULLAR *et alii* (1977) em trigo. No entanto, RASMUSSEN (1968), trabalhando com populações de cevada, concluiu que as variedades equivalem às misturas simples quanto à estabilidade de produção. BUSCH *et alii* (1976), comparando variedades de trigo com várias gerações de híbridos conduzidas em "bulk", verificaram que ambas se mostram igualmente estáveis para a produção de grãos. ALLARD e BRADSHAW (1964) relataram que nas espécies autógamas existem evidências de que a estabilidade fenotípica

típica pode ser uma propriedade de genótipos específicos e independentes da heterozigose, afirmam, porém, que de um modo geral, sob boas condições, os homozigotos diferem pouco em adaptação, mas, quando as condições se tornam desfavoráveis, as vantagens dos heterozigotos aumentam progressivamente.

Com a cultura do feijão, realizaram-se poucos trabalhos com a finalidade de determinar a estabilidade fenotípica da produção de grãos. CAMACHO (1968) fez essa determinação em dois grupos de linhas homozigóticas, em várias condições ambientais da Colômbia. TUPINAMBÁ (1976), avaliou o comportamento de cultivares para a produção de grãos, em nove municípios da Zona da Mata, no Estado de Minas Gerais e em duas épocas de plantio. Nos dois casos, foi verificada ampla variação na estabilidade fenotípica dos diferentes genótipos.

Em feijão, onde não se dispõe de um mecanismo de macho esterilidade e a realização de cruzamentos manuais é muito difícil para produzir grande quantidade de sementes, torna-se inviável a obtenção de híbridos para o uso em larga escala. A utilização de populações heterogêneas, formadas por vários genótipos homozigóticos, constitui prática usual. Tais populações correspondem, em menor escala, às cultivares mais antigas, provavelmente constituídas por um conjunto de linhas oriundas de misturas mecânicas de sementes e também de uma pequena taxa de cruzamentos naturais, além de mutações espontâneas. Em maior proporção, são utilizadas cultivares melhoradas normalmente formadas pela mistura das melhores progênes obtidas

em programas de seleção.

Nessas circunstâncias, a utilização dos vários métodos disponíveis para avaliar a estabilidade da produção de grãos e de seus componentes primários, deve-se constituir numa rotina para os melhoristas dessa cultura, a fim de serem feitas recomendações mais seguras. Tal procedimento é de grande importância para a pesquisa no país, onde o plantio do feijão se expande às vastas regiões, nas mais diversas condições ambientais.

4. MATERIAL E MÉTODOS

Este estudo foi realizado utilizando-se os dados dos ensaios de competição de cultivares de feijão, conduzidos pela Escola Superior de Agricultura de Lavras em colaboração com a Empresa de Pesquisa Agropecuária do Estado de Minas Gerais.

4.1. Cultivares e ambientes utilizados

Utilizaram-se doze cultivares de feijão, comuns a todos os ensaios. A relação destas cultivares com suas respectivas origens, procedências, portes da planta, cores do tegumento e ciclos da cultura, é fornecida na Tabela 1 (pág. 29).

Os ensaios foram conduzidos em sete localidades no Sul do Estado de Minas Gerais, durante os anos agrícolas de 1974/75, 1975/76, 1976/77 e 1977/78. Procedeu-se a distribuição dos ensaios de tal maneira que representassem as diferentes

Tabela 1. Cultivares de feijão com as respectivas obtenções, procedências, portes da planta, cores do tegumento e ciclos da cultura em dias.

Cultivares	Obtenção	Procedência ^{1/} Porte da planta ^{2/}	Cor do tegumento	Ciclo da Cultura ^{3/}
Rico 23	introdução	Costa Rica II	preta	85 - 95
C. Rica 1031	introdução	Costa Rica II	preta	82 - 98
S. Cuva 168N	introdução e seleção	IPEAS II	preta	85 - 95
Carioca 1030	seleção em cultivar local	IAC II	creme c/ listras marrons	85 - 95
ESAL 1	seleção em cultivar local	ESAL II	marron	88 - 96
Pintado	cultivar local	ESAL III	creme c/ listras vermelhas	80 - 90
Jalo EEP558	seleção em cultivar local	EEP IFI	amarela	80 - 90
V1. 1010	seleção dentro de (Rico 23 x M. Fosco II)	UFV II	creme	86 - 92
V1. 1011	seleção dentro de (Rico 23 x M. Fosco II)	UFV II	creme	90 - 94
M. Fosco 11	seleção em cultivar local	UFV I	creme	80 - 90
Ricobaio 1014	seleção dentro de (Rico 23 x M. Fosco II)	UFV II	creme	86 - 92
Ricopardo 896	introdução	Costa Rica III	marron escura	82 - 97

^{1/} : As siglas indicando as procedências significam: EEP: Estação Experimental de Patos, M.G.; ESAL: Escola Superior de Agricultura de Lavras, M.G.; IAC: Instituto Agrônomo de Campinas, S.P.; IPEAS: Instituto de Pesquisa Agropecuária do Sul, R.S.; UFV: Universidade Federal de Viçosa, M.G.

^{2/} : Os algarismos romanos identificam os portes das cultivares: I. hábito de crescimento determinado, sem ramificação; II. hábito de crescimento indeterminado, com pouca ramificação; III. hábito de crescimento indeterminado, com bastante ramificação e não trepador.

^{3/} : Número de dias da semeadura até o amadurecimento.

áreas de produção da região. Os locais com os respectivos anos agrícolas acham-se relacionados na Tabela 2.

Tabela 2. Locais e respectivos anos agrícolas em que foram conduzidos os ensaios.

Locais	Anos agrícolas
Perdões	1974/75, 1975/76 e 1977/78
Três Corações	1974/75 e 1975/76
Lavras	1975/76 e 1976/77
Caldas	1976/77 e 1977/78
Campos Gerais	1974/75
Piumhi	1975/76
Machado	1976/77

A instalação dos ensaios foi feita na época recomendada para a região, compreendendo a semeadura entre a segunda quinzena de outubro e primeira quinzena de dezembro.

4.2. Delineamento experimental e detalhes da parcela

O delineamento experimental usado em todos os ensaios, foi o de blocos casualizados, com três repetições dos doze tratamentos.

Cada cultivar foi semeada em parcelas de duas

linhas com 5,00 metros de comprimento cada. O espaçamento foi de 0,50 metros entre linhas e 0,20 metros entre covas dentro da linha. Nas laterais de cada ensaio foi colocada uma bordadura com duas linhas. Cada parcela ocupou área de 5,00 m². A área útil de cada ensaio foi de 180 m².

4.3. Práticas culturais e características avaliadas

Durante a sementeira fez-se uma adubação, comum a todos os ensaios, na proporção de 20 kg de N, 60 kg de P₂O₅ e 20 kg de K₂O por hectare, tendo-se como fontes sulfato de amônio, superfosfato simples e cloreto de potássio, respectivamente.

Realizou-se um desbaste em torno dos vinte cinco dias após a sementeira, deixando-se duas plantas por cova, perfazendo uma densidade de aproximadamente 200.000 plantas por hectare.

A eliminação das ervas daninhas foi feita na época do desbaste, em todos os ensaios.

Foram avaliadas as seguintes características, a partir de dez plantas tomadas ao acaso, em cada parcela: número médio de vagens por planta, número médio de sementes por vagem e peso médio de 100 sementes. Estas características foram consideradas por corresponderem aos componentes primários da produção, cuja avaliação não foi feita no ensaio de Caldas no ano agrícola 1977/78.

Utilizando-se da produção total de grãos da parcela, foi estimada a produção média de grãos em kg/ha. Esta não foi avaliada no ensaio de Piunhi, no ano agrícola 1975/76.

4.4. Procedimentos das análises estatísticas

Os procedimentos das análises estatísticas foram os mesmos para a produção de grãos e para os componentes primários da produção. Inicialmente foi feita uma análise de variância para cada ensaio. Em seguida, foram avaliadas as magnitudes das interações cultivares x locais, cultivares x anos, cultivares x locais x anos, com a finalidade de se verificar a magnitude da contribuição relativa de locais e anos para a interação com cultivares. Com base nisto, pode-se verificar se locais e anos devem ser considerados ambientes diferentes para a caracterização da estabilidade fenotípica.

Considerando o efeito de cultivares como fixo e os efeitos de locais, anos e repetições como aleatórios, tem-se, representado na Tabela 3 (pág. 33), o esquema geral para a análise de variância conjunta, ao nível das médias das cultivares em cada ensaio.

Como mostra a Tabela 2 (pág. 30), os ensaios não foram realizados em anos agrícolas coincidentes, para a maioria dos locais. Para contornar este problema, tornou-se necessário modificar o esquema geral (Tabela 3, pág. 33): a interação de cultivares por locais (C x L) foi estimada para ca

Tabela 3. Análise conjunta da variância considerando-se C cultivares, ensaiadas em R repetições, L locais e A Anos.

Fontes de Variação	GL	E (QM)	QM	f
Total	CLAR-1			
Cultivares	C-1	$1/R\sigma^2 + \sigma^2_{c1a} + L\sigma^2_{ca} + A\sigma^2_{cl} + LA V_c$	Q_1	$(Q_1+Q_9)/(Q_7+Q_8)$
Ambientes	M-1	$1/R\sigma^2 + C/R\sigma^2 + C\sigma^2_m$	Q_2	Q_2 / Q_{10}
Locais	L-1	$1/R\sigma^2 + C/R\sigma^2 + C\sigma^2_{r1a} + A\sigma^2_{cl}$	Q_3	Q_3 / Q_5
Anos	A-1	$1/R\sigma^2 + C/R\sigma^2 + C\sigma^2_{r1a} + LC\sigma^2_a$	Q_4	Q_4 / Q_5
Locais x Anos	(L-1)(A-1)	$1/R\sigma^2 + C/R\sigma^2 + C\sigma^2_{r1a}$	Q_5	Q_5 / Q_{10}
Cultivares x Ambientes	(C-1)(M-1)	$1/R\sigma^2 + \sigma^2_{cm}$	Q_6	Q_6 / Q_{11}
Cultivares x Locais	(C-1)(L-1)	$1/R\sigma^2 + \sigma^2_{cla} + A\sigma^2_{cl}$	Q_7	Q_7 / Q_9
Cultivares x Anos	(C-1)(A-1)	$1/R\sigma^2 + \sigma^2_{cla} + L\sigma^2_{ca}$	Q_8	Q_8 / Q_9
Cultivares x Locais x Anos	(C-1)(L-1)(A-1)	$1/R\sigma^2 + \sigma^2_{cla}$	Q_9	Q_9 / Q_{11}
Blocos/Locais/Anos	LA (R-1)	$1/R\sigma^2 + C/R\sigma^2_r$	Q_{10}	Q_{10} / Q_{11}
Resíduo médio	LA (R-1)(C-1)	$1/R\sigma^2$	Q_{11}	

onde: V_c = componente quadrático referente ao efeito de cultivares;

σ^2_{cl} = variância do efeito da interação cultivares x locais;

σ^2_{ca} = variância do efeito da interação cultivares x anos;

σ^2_{cla} = variância do efeito da interação cultivares x locais x anos;

σ^2 = variância residual média;

σ^2_m = variância do efeito de ambientes;

σ^2_r = variância do efeito de blocos (repetições);

σ^2_l = variância do efeito de locais;

σ^2_{la} = variância do efeito da interação locais x anos;

σ^2_a = variância do efeito de anos;

σ^2_{cm} = variância do efeito da interação cultivares x ambientes.

da ano; a interação de cultivares por anos (C x A) foi estimada para cada local; e a interação tripla (C x L x A) foi estimada com base nos dados de 1974/75 e 1975/76 obtidos em Perdões e Três Corações.

Na Tabela 4 estão indicados os locais onde foram conduzidos os ensaios dentro de cada ano agrícola e as somas de quadrados das interações cultivares x locais com os respectivos graus de liberdade.

Tabela 4. Locais de condução dos ensaios dentro de cada ano agrícola, somas de quadrados das interações cultivares (C) por locais (L) e respectivos graus de liberdade (GL).

Anos Agrícolas	Locais	SQ.CxL	GL
1974/75	Campos Gerais, Perdões e Três Corações	S ₁	G ₁
1975/76	Lavras, Perdões, Piunhi ^{a/} e T.Corações	S ₂	G ₂
1976/77	Caldas, Lavras e Machado	S ₃	G ₃
1977/78	Caldas ^{a/} e Perdões	S ₄	G ₄

^{a/} Piunhi não foi incluído nas análises da produção de grãos. Caldas (1977/78) não foi incluído nas análises dos componentes primários da produção.

O quadrado médio ponderado da interação cultivares x locais ($QM_{C \times L/A}$) foi obtido da seguinte maneira:

$$QM_{C \times L/A} = \frac{S_1 + S_2 + S_3 + S_4}{G_1 + G_2 + G_3 + G_4}$$

Em relação ao esquema geral (Tabela 3, pág. 33), o $QM_{C \times L/A}$ equivale a:

$$QM_{C \times L/A} = \frac{(C-1)(L-1)QM_{C \times L} + (C-1)(L-1)(A-1)QM_{C \times L \times A}}{(C-1)(L-1) + (C-1)(L-1)(A-1)}$$

$$QM_{C \times L/A} = \frac{(C-1)(L-1)[QM_{C \times L} + (A-1)QM_{C \times L \times A}]}{(C-1)(L-1)[1 + (A-1)]}$$

$$QM_{C \times L/A} = \frac{QM_{C \times L} + (A-1)QM_{C \times L \times A}}{A} \quad (\text{equação 1})$$

Substituindo na equação (1) as esperanças matemáticas da Tabela 3 (pág. 33), obtem-se:

$$E(QM_{C \times L/A}) = \frac{1/R \sigma^2 + \sigma^2_{cla} + A \sigma^2_{cl} + (A-1)(1/R \sigma^2 + \sigma^2_{cla})}{A}$$

$$E(QM_{C \times L/A}) = 1/R \sigma^2 + \sigma^2_{cla} + \sigma^2_{cl} \quad (\text{equação 2})$$

Por analogia com o exposto para o $QM_C \times L/A$,
pode-se considerar:

$$QM_C \times A/L = \frac{QM_C \times A + (L-1)QM_C \times L \times A}{L} \quad (\text{equação 3})$$

e

$$E(QM_C \times A/L) = 1/R \sigma^2 + \sigma^2_{cla} + \sigma^2_{ca} \quad (\text{equação 4})$$

De acordo com os componentes de variância das equações (2) e (4), o quadrado médio da interação tripla $(QM_C \times L \times A)$ é o denominador apropriado do teste F para se testar as significâncias das variâncias das interações de cultivares por locais (σ^2_{cl}) e de cultivares por anos (σ^2_{ca}).

A estimação da estabilidade fenotípica foi feita seguindo-se a metodologia proposta por EBERHART e RUSSELL (1966). Considerou-se cada local e ano como um ambiente diferente, perfazendo-se um total de onze ambientes, tanto para a produção de grãos como para os componentes primários da produção.

As análises foram feitas a partir das médias das cultivares em cada ambiente. Em consequência, os quadrados médios de blocos e do resíduo de cada ensaio foram divididos pelo número de repetições, antes de serem ponderados e incluídos na análise de estabilidade.

Os parâmetros considerados para avaliação da es

tabilidade fenotípica de cada cultivar foram o coeficiente de regressão linear e seu respectivo desvio. Levou-se em conta, também para a sua avaliação, o comportamento fenotípico médio de cada cultivar.

O modelo de regressão adotado foi:

$$Y_{ij} = \mu_i + \beta_i I_j + \delta_{ij} + \bar{\varepsilon}_{ij}$$

onde:

Y_{ij} = média observada da cultivar i no ambiente j ;

μ_i = média da cultivar i em todos os ambientes;

β_i = coeficiente de regressão que mede a resposta da cultivar i quando variam os ambientes;

δ_{ij} = desvio da regressão da cultivar i no ambiente j ;

I_j = índice ambiental obtido pela diferença entre a média de todas as cultivares no ambiente j e a média geral de todas as cultivares em todos os ambientes;

$\bar{\varepsilon}_{ij}$ = erro residual associado à média.

Os coeficientes de regressão linear para C cultivares em M ambientes foram obtidos por:

$$b_i = \frac{\sum_{j=1}^M Y_{ij} \left(\frac{1}{C} Y_{.j} - \frac{1}{CM} Y_{..} \right)}{\sum_{j=1}^M \left(\frac{1}{C} Y_{.j} - \frac{1}{CM} Y_{..} \right)^2}$$

A análise de variância foi desenvolvida a partir do modelo proposto por EBERHART e RUSSELL (1966) e da maneira apresentada por BONATO (1978). Ela permite decompor a soma de quadrados de ambientes dentro de cultivares [ambientes + (ambientes x cultivares)], nos efeitos lineares e desvios da linearidade. Esses efeitos foram novamente decompostos para cada cultivar, permitindo um estudo detalhado das mesmas.

O modelo de análise da estabilidade é fornecido na Tabela 5 (pág.39). Segundo a presente metodologia, a significância das diferenças entre os coeficientes de regressão é determinada pelo teste do quadrado médio de ambientes(linear)x cultivares. Os testes dos quadrados médios $Q'_1, Q'_2 \dots Q'_C$, fornecem uma resposta das cultivares 1,2... C respectivamente, quanto aos seus comportamentos lineares frente aos ambientes. Os testes dos quadrados médios $Q''_1, Q''_2 \dots Q''_C$, dão uma resposta das mesmas cultivares, quanto aos seus comportamentos não lineares.

As características que apresentaram heterogeneidade das variâncias dos resíduos, nas análises individuais, tiveram os graus de liberdade ajustados para o resíduo médio e para a interação cultivares x ambientes, nas análises conjuntas, de conformidade com PIMENTEL GOMES (1976). Para as análises de estabilidade procedeu-se ajustamento semelhante para os graus de liberdade dos desvios da regressão reunidos, quando as variâncias dos desvios das cultivares foram heterogêneas. Ajustaram-se também os graus de liberdade do efeito de ambien-

Tabela 5. Análise da variância fornecendo as respostas linear e não linear de cada uma das C cultivares, estudadas em R repetições e M ambientes (Modelo adaptado de EBERHART e RUSSELL, 1966).

Fontes de Variação	GL	SQ	QM	F
Cultivares	C-1	$\frac{1}{M} \left(\sum_{i=1}^C Y_i^2 \right) - \frac{1}{CM} Y^2$	Q_1	Q_1/Q_5
Ambientes dentro de cultivares	C(M-1)	$\sum_{i=1}^C \left[\left(\sum_{j=1}^M Y_{ij}^2 \right) - \frac{1}{M} (Y_i \cdot)^2 \right]$	Q_2	Q_2/Q_6
Ambientes (linear)	1	$\frac{1}{C} \left[\sum_{j=1}^M Y_{.j} \left(\frac{1}{C} Y_{.j} - \frac{1}{CM} Y \cdot \cdot \right) \right]^2 / \sum_{j=1}^M \left(\frac{1}{C} Y_{.j} - \frac{1}{CM} Y \cdot \cdot \right)^2$	Q_3	Q_3/Q_5
Ambientes (linear) x Cultivares	C-1	$\sum_{i=1}^C \left[\sum_{j=1}^M Y_{ij} \left(\frac{1}{C} Y_{.j} - \frac{1}{CM} Y \cdot \cdot \right) \right]^2 / \sum_{j=1}^M \left(\frac{1}{C} Y_{.j} - \frac{1}{CM} Y \cdot \cdot \right)^2 - SQ \text{ Amb. (lin.)}$	Q_4	Q_4/Q_5
Desvios da regressão	C(M-2)	$\sum_{i=1}^C \left(\sum_{j=1}^M \delta_{ij}^2 \right)$	Q_5	Q_5/Q_6
<hr/>				
Ambientes dentro de cultivares	C(M-1)	Q_2		
Efeito linear:				
Cultivar 1	1	$\left[\sum_{j=1}^M Y_{ij} \left(\frac{1}{C} Y_{.j} - \frac{1}{CM} Y \cdot \cdot \right) \right]^2 / \sum_{j=1}^M \left(\frac{1}{C} Y_{.j} - \frac{1}{CM} Y \cdot \cdot \right)^2$	Q_1	Q_1/Q_5
Cultivar 2	.	.	Q_2	Q_2/Q_5
.
.
Cultivar C	1	.	Q_C	Q_C/Q_5
Desvios da regressão:				
Cultivar 1	M-2	$\left[\sum_{j=1}^M Y_{ij}^2 - \frac{1}{M} (Y_i \cdot)^2 \right] - \left[\sum_{j=1}^M Y_{ij} \left(\frac{1}{C} Y_{.j} - \frac{1}{CM} Y \cdot \cdot \right) \right]^2 / \sum_{j=1}^M \left(\frac{1}{C} Y_{.j} - \frac{1}{CM} Y \cdot \cdot \right)^2$	Q_1'	Q_1'/Q_6
Cultivar 2	M-2	.	Q_2'	Q_2'/Q_6
.
.
Cultivar C	M-2	.	Q_C'	Q_C'/Q_6
Resíduo médio	M(C-1) (R-1)	Q_6		

tes dentro de cultivares, quando as variâncias das cultivares foram heterogêneas para este efeito. A heterogeneidade das variâncias foi determinada pelo teste de homogeneidade de variâncias de Bartlett (STEEL e TORRIE, 1960). Com os números de graus de liberdade ajustados, foram julgadas as significâncias dos valores de F calculados.]

A comparação das médias das cultivares para a produção de grãos e seus componentes primários foi feita através do teste de Duncan ao nível de 5% de probabilidade.

A hipótese de que os coeficientes da regressão linear estimados não diferem da unidade, foi testada pelo teste t.

Para avaliar quanto da variação total de cada cultivar se deveu aos efeitos lineares calculou-se o coeficiente de determinação, R^2 , segundo STEEL e TORRIE (1960). Os R^2 foram testados pelo teste t.

Para verificar a existência de associações entre a produção de grãos, os componentes primários da produção e seus respectivos coeficientes de regressão, determinação e desvios da linearidade, foi calculado o coeficiente de correlação de Spearman (r_s), segundo STEEL e TORRIE (1960). Esses coeficientes foram também testados pelo teste t.

Foi determinada a repetibilidade da produção de grãos, de seus coeficientes de regressão e das variâncias dos desvios da regressão. Para este estudo, a primeira, segunda e

terceira repetições de cada ensaio foram consideradas como três grupos de observações em cada ambiente. Realizou-se uma análise de estabilidade para cada grupo de observações, envolvendo os onze ambientes. De cada grupo de observações, obteve-se também a produção média de grãos para cada cultivar nos onze ambientes. Esse procedimento permitiu obter, para cada cultivar, três estimativas para a produção média de grãos, coeficiente de regressão e variância dos desvios da regressão. usadas para estimar a variância genética para esses três parâmetros, através de uma análise de variância em blocos casualizados em que as estimativas de cada grupo, nos onze ambientes, caracterizavam uma repetição. A variância dos desvios da regressão foi transformada para a escala logarítmica, para se fazer a análise de variância (STEEL e TORRIE, 1960). As esperanças matemáticas dos quadrados médios para essa análise encontram-se na Tabela 6. (pág. 42).

Tabela 6. Análise de variância em blocos casualizados, com as esperanças dos quadrados médios que permitem estimar a variância genética ($\hat{\sigma}_g^2$) e variância ambiental ($\hat{\sigma}^2$) para a produção média de grãos, coeficiente de regressão e variância dos desvios da regressão.

Fontes de Variação	GL	QM	E(QM)
Total	CR - 1		
Blocos	R - 1	Q_1	- - -
Cultivares	C - 1	Q_2	$\sigma^2 + R\sigma_g^2$
Resíduo	(C-1)(R-1)	Q_3	σ^2

onde:

$$\hat{\sigma}^2 = Q_3$$

$$\hat{\sigma}_g^2 = \frac{Q_2 - Q_3}{R}$$

A repetibilidade da produção média de grãos, do coeficiente da regressão e da variância dos desvios da regressão foi estimada por:

$$r_I = \frac{\hat{\sigma}_g^2}{\hat{\sigma}_g^2 + \hat{\sigma}^2}$$

5. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os valores médios de cada ensaio para a produção de grãos (\bar{W}_j) e seus componentes primários, número de vagens por planta (\bar{X}_j), número de sementes por vagem (\bar{Y}_j) e peso de 100 sementes (\bar{Z}_j) estão apresentados nas Tabelas A.1 (pág.107), A.2 (pág.108), A.3 (pág.109) e A.4 (pág.110), respectivamente. As tabelas mostram também os coeficientes de variação (CV) e as variâncias residuais ao nível de médias (s^2/R).

O ensaio de Campos Gerais, em 1974/75, apresentou a menor produção média (340,78 kg/ha) e o de Lavras, em 1975/76, a maior produção média (1.871,83 kg/ha). Esses limites revelam que os ambientes apresentam-se em uma ampla faixa de variação, o que deve ser importante pelo fornecimento de condições variáveis para o teste dos genótipos.

Os ensaios que apresentaram menores valores médios, para os componentes primários da produção, foram os de

Três Corações, em 1975/76, com 3,36 vagens por planta; Campos Gerais, em 1974/75, com 3,44 sementes por vagem e Machado, em 1976/77, com 19,19 g para o peso de 100 sementes. Os maiores valores médios para esses componentes ocorreram nos ensaios de Lavras, em 1975/76, com 9,47 vagens por planta; Perdões, em 1974/75, com 5,32 sementes por vagem e novamente em Lavras, no ano de 1975/76, com 28,39 g por 100 sementes. Esses limites indicam também uma certa amplitude de variação dos ambientes, mas em menor escala em relação à produção de grãos.

Os menores valores médios para todas as características estudadas não ocorreram em um único ensaio. O mesmo fato se observou quanto aos maiores valores. No entanto, consultando as Tabelas A.1 (pág.107), A.2 (pág.108), A.3 (pág. 109) e A.4 (pág.110), nota-se que o ensaio de Campos Gerais, em 1974/75, caracterizou o pior ambiente e o de Lavras, em 1975/76, o melhor. Uma análise das características em todos os ambientes mostra comportamentos ~~aproximadamente~~ semelhantes, de acordo com as potencialidades dos ambientes. Pode ser notado, também, que as faixas de variações das médias ambientais para a produção de grãos e número de vagens por planta são maiores, o que parece relacioná-las com o caráter mais quantitativo dessas características, em relação ao número de sementes por vagem e peso de 100 sementes, que são de natureza mais qualitativa.

Por ser o feijão uma cultura bastante sensível a diversas doenças, na maioria dos ensaios registrou-se uma pe

quena incidência delas, os danos causados, porém, foram insignificantes. Como todos os tratos culturais necessários foram usados nos ensaios, a diferença principal entre as médias ambientais se deveram às diferenças climáticas, ecológicas e edáficas que ocorrem entre os ambientes.

5.1. Interação das cultivares com locais e anos

Os resultados da análise conjunta para a produção de grãos referente aos quatro ensaios conduzidos em Perdões e Três Corações em 1974/75 e 1975/76 encontram-se na Tabela 7 (pág.46).

Além da diferença significativa entre as cultivares, o efeito de ambientes mostrou-se altamente significativo, indicando haver diferenças marcantes entre eles. A decomposição do efeito de ambientes nos efeitos de locais, anos e interação locais x anos no entanto, não se mostraram significativos. Isso se deve, provavelmente, à disponibilidade de apenas um grau de liberdade para se testar aquelas fontes de variação. A interação cultivares x ambientes altamente significativa, indicou a existência de diferenças genéticas entre as doze cultivares quanto à resposta das mesmas às variações ambientais.

Para verificar se as cultivares interagiram mais com locais, anos ou mostraram reações específicas a certas condições dessas fontes ambientais, fez-se a decomposição da inte

Tabela 7. Análise conjunta da variância para a produção média de grãos de doze cultivares de Feijão ensaiadas em dois locais no Sul de Minas Gerais, em 1974/75 e 1975/76.

Fontes de Variação	GL	QM
Total	143	
Cultivares	11	151.746,2*
Ambientes	3	3.597.974,6**
Locais	1	7.848.519,6
Anos	1	2.852.902,1
Locais x Anos	1	92.502,6
Cultivares x Ambientes	33(25) ^{a/}	38.077,5**
Cultivares x Locais	11	46.126,6
Cultivares x Anos	11	34.763,0
Cultivares x Locais x Anos	11	33.343,1
Efeito médio de blocos	8	21.609,8
Resíduo médio	88(59) ^{a/}	17.313,9
C.V. %		12,34

* e **: significativos aos níveis de 5% e 1% de probabilidade, respectivamente.

^{a/} : graus de liberdade estimados para serem usados no teste F.

ração cultivares x ambientes, nas interações cultivares x locais, cultivares x anos e cultivares x locais x anos. Novamente, não se detectaram diferenças significativas entre as contribuições das cultivares para os diferentes tipos de interações. Também este resultado pode ter ocorrido em consequência do pequeno número de ensaios. Pode-se notar porém, que a interação cultivares x locais x anos esteve bem próxima ao nível de significância a 5% de probabilidade. Provavelmente, esta possível significância não foi detectada devido ao menor número de graus de liberdade estimado para o resíduo médio, para compensar a heterogeneidade entre os resíduos das análises de variância individuais.

Na Tabela 8 (pág.48) encontram-se os resultados da análise conjunta para a produção de grãos nos onze ambientes, bem como as interações cultivares x locais, cultivares x anos e cultivares x locais x anos, que estimam a decomposição da interação cultivares x ambientes.

Existem diferenças altamente significativas entre as cultivares. Os efeitos de ambientes e da interação cultivares x ambientes revelaram-se também altamente significativos, à semelhança dos resultados obtidos quando usados apenas quatro ambientes (Tabela 7, pág. 46). Todas as interações que estimam a decomposição da interação cultivares x ambientes não foram significativas. A utilização de um maior número de ensaios para estimar as interações cultivares x locais e cultivares x anos, embora não permitindo que se detectasse a signifi-

Tabela 8. Análise conjunta da variância para a produção média de grãos de doze cultivares de feijão, ensaiadas em onze ambientes no Sul de Minas Gerais, incluindo as estimativas das interações cultivares por locais, cultivares por anos e cultivares por locais por anos.

Fontes de Variação	GL	QM
Total	395	
Cultivares	11	170.831,9**
Ambientes	10	3.360.702,3**
Cultivares x Ambientes	110(49) ^{a/}	55.159,0**
Cultivares x Locais/Anos	77	51.151,5
Cultivares x Anos/Locais	55	57.940,5
Cultivares x Locais x Anos	11	33.343,1
Efeito médio de blocos	22	30.050,0
Resíduo médio	242(101) ^{a/}	19.619,8
C.V. %		15,66

** : significativo ao nível de 1% de probabilidade.

^{a/} : graus de liberdade estimados para serem usados no teste F e Duncan.

cância delas, parece ter incrementado seus efeitos, quando comparados aos resultados da Tabela 7 (pág. 46). A interação cultivares x locais x anos, emprestada da Tabela 7 (pág. 46), continuou não significativa. Contudo, a tendência para a significância de tal interação ainda permaneceu. De fato, na Tabela 8 (pág. 48), os valores dos quadrados médios indicam que as magnitudes das interações C x L/A e C x A/L assemelham entre si, ambas, porém, são numericamente superiores à interação tripla C x L x A. Tal fato já era de se esperar, com base nas esperanças matemáticas dos quadrados médios.

As análises conjuntas para os componentes primários da produção são apresentadas na Tabela 9 (pág. 50) para os ensaios conduzidos em Perdões e Três Corações em 1974/75 e 1975/76, e na Tabela 10 (pág. 51), para os ensaios conduzidos nos onze ambientes. Estas análises são semelhantes às que foram feitas para a produção de grãos.

Os resultados das análises conjuntas, tanto para quatro como para onze ambientes, foram semelhantes para o número de sementes por vagem e peso de 100 sementes. Deve-se ressaltar para estas duas características que a interação cultivares x locais x anos foi significativa a 5% e 1% de probabilidade, respectivamente, parecendo a principal responsável pela significância da interação cultivares x ambientes. Para o número de vagens por planta, a interação cultivares x ambientes não se revelou significativa, quando considerados os ensaios de Perdões e Três Corações nos anos agrícolas de 1974/75 e

Tabela 9. Análise conjunta da variância do número médio de vagens por planta, número médio de sementes por vagem e peso médio de 100 sementes de doze cultivares de feijão ensaiadas em dois locais no Sul de Minas Gerais, em 1974/75 e 1975/76.

Fontes de Variação	GL	QUADRADOS			MÉDIOS
		Nº vagem/planta	Nº sem./vagem	Peso 100 sementes	
Total	143				
Cultivares	11	4,269**	2,6469**	194,022**	
Ambientes	3	45,652**	2,5608**	215,918**	
Locais	1	102,970	1,5576	463,163	
Anos	1	25,003	5,8102	32,520	
Locais x Anos	1	8,982**	0,3147*	152,071**	
Cultivares x Ambientes	33	0,918	0,1841*	8,078**	
Cultivares x Locais	11	0,808	0,0968	4,987	
Cultivares x Anos	11	0,928	0,2380	4,939	
Cultivares x Locais x Anos	11	1,019	0,2174*	14,308**	
Efeito médio de blocos	8	0,462	0,0325	1,767	
Resíduo médio	88	0,702	0,1043	1,533	
C.V. %		13,99	6,85	5,22	

* ** : significativos aos níveis de 5% e 1% de probabilidade, respectivamente.

Tabela 10. Análise conjunta da variância do número médio de vagens por planta, número médio de sementes por vagem e peso médio de 100 sementes de doze cultivares de feijão, ensaiadas em onze ambientes no Sul de Minas Gerais, incluindo as estimativas das interações cultivares por locais, cultivares por anos e cultivares por locais por anos.

Fontes de Variação	Nº vagens/planta		Nº sementes/vagem		Peso de 100 sementes	
	GL	QM	GL	QM	GL	QM
Total	395		395		395	
Cultivares	11	10,337**	11	5,5938**	11	561,465**
Ambientes	10	38,915**	10	3,1586**	10	165,883**
Cultivares x Ambientes	110(83) ^{a/}	1,936**	110(110) ^{a/}	0,2207**	110(86) ^{a/}	6,345**
Cultivares x Locais	77	1,907	77	0,2131	77	5,668
Cultivares x Anos	44	1,782	44	0,1906	44	7,640
Cultivares x Locais x Anos	11	1,019	11	0,2174*	11	14,308**
Efeito médio de blocos	22	1,803**	22	0,0906	22	4,116*
Resíduo médio	242(171) ^{a/}	0,851	242(181) ^{a/}	0,1036	242(184) ^{a/}	1,921
C.V. %		15,36		7,32		5,87

* e ** : significativos aos níveis de 5% e 1% de probabilidade, respectivamente.

^{a/} : graus de liberdade estimados para serem usados no teste F e Duncan.

1975/76; mostrou-se, porém, altamente significativa quando considerados os onze ambientes, significando que, principalmente para esse caráter, os quatro ambientes não foram representativos dos onze utilizados. Pode-se notar, especialmente para esse componente da produção, nas Tabelas 9 (pág.50) e 10 (pág. 51), que o aumento do número de ambientes para estimar as interações cultivares x locais e cultivares x anos, pareceu incrementar seus efeitos, que tenderam à significância.

Para a produção de grãos e número de vagens por planta, a variância da interação cultivares x locais x anos, embora não significativa, pareceu a componente mais importante da interação cultivares x ambientes. Esse fato foi bastante evidente para o número de sementes por vagem e peso de 100 sementes. A tendência para o maior valor dessa interação em relação às variâncias das interações cultivares x locais e cultivares x anos foi salientada por MOLL e STUBER (1974). O presente resultado também está de acordo com o encontrado em diversas culturas por vários pesquisadores (MILLER *et alii*, 1959; RASMUSSEN e LAMBERT, 1961; ALLARD e BRADSHAW, 1964; SAMUEL *et alii* 1970; BONATO, 1978).

O artifício usado neste trabalho para se estimar as interações cultivares x locais, cultivares x anos e cultivares x locais x anos, para contornar a não disponibilidade de ensaios repetidos em todos os locais durante os anos em estudo, parece uma técnica válida. As respostas das interações

estimadas aproximaram-se dos resultados de várias pesquisas, porém, estimativas mais representativas poderão ser obtidas utilizando-se de ensaios repetidos em um maior número de locais e anos.

Como o estudo preliminar das interações, neste trabalho, teve a finalidade de caracterizar o tipo de ambiente que deve ser considerado, para se fazer a determinação da estabilidade fenotípica das cultivares de feijão, pode-se considerar satisfatórios os resultados. Em consequência da interação cultivares x ambientes, para todas as características, ter-se mostrado altamente significativa e considerando a tendência geral da interação cultivares x locais x anos como sua principal componente, pode-se inferir que o uso de locais e anos como ambientes diferentes deve representar melhor a diversidade de fatores ambientais onde se testaram as cultivares.

5.2. Avaliação da estabilidade fenotípica

Considerando que as cultivares reagem diferentemente frente às variações ambientais, como mostram as Tabelas 8 (pág. 48) e 10 (pág. 51), o estudo da estabilidade fenotípica deve permitir predizer com mais detalhes o comportamento de cada uma.

5.2.1. Produção de grãos em kg/ha

A análise da estabilidade para a produção de grãos, apresentada na Tabela 11 (pág. 55), através da decomposição da variância de ambientes dentro das cultivares, nos efeitos lineares e não lineares, mostrou que a maior parte se explica pela regressão linear. A variância dos efeitos lineares foi 722,4 vezes maior que a dos desvios da regressão reunidos. Esta grande parte de variação explicada pela regressão linear, correspondeu a um coeficiente de determinação, R^2 , de 87,30% da variação total de ambientes dentro das cultivares, em termos de soma de quadrados. Este resultado concorda com as observações feitas para a cultura do feijão por CAMACHO (1968) e TUPINAMBÁ (1976) e também com os de várias outras culturas (BUCIO ALANIS, 1966; BREESE, 1969; PERKINS e JINKS, 1971; KARWASRA *et alii*, 1975; BILBRO e RAY, 1976; BONATO, 1978).

A interação cultivares x ambientes (linear) revelou a existência de diferenças genéticas entre as doze cultivares estudadas, para seus comportamentos lineares frente às variações ambientais. Assim, os coeficientes de regressão linear constituem-se em úteis indicadores da adaptação dessas cultivares em um determinado ambiente, além de permitirem prever suas respostas aos diversos estímulos de um gradiente ambiental.

As cultivares estudadas também apresentaram diferenças genéticas altamente significativas para suas respos -

Tabela 11. Análise da variância da produção média de grãos em kg/ha de doze cultivares de feijão, ensaiadas em onze ambientes no Sul de Minas Gerais, (Adaptação do modelo de EBERHART e RUSSELL, 1966).

Fontes de Variação	G.L.	Q.M.
Cultivares	11	170.831,9**
Ambientes dentro de cultivares	120	330.621,0**
Ambientes (linear)	1	33.606.151,2**
Ambientes (linear) x Cultivares	11	93.622,9*
Desvio da regressão reunidos	108(79) ^{a/}	46.652,9**
Resíduo médio	242(101) ^{a/}	19.619,8
Ambientes dentro de cultivares	120	330.621,0**
Efeito linear das cultivares:		
Rico 23	1	3.549.638,2**
Costa Rica 1031	1	4.380.457,4**
Seleção Cuva 168N	1	2.158.169,4**
Carioca 1030	1	5.121.234,0**
ESAL 1	1	3.736.031,1**
Pintado	1	2.177.698,0**
Jalo EEP558	1	1.888.349,5**
Vi. 1010	1	2.150.172,6**
Vi. 1011	1	2.998.997,8**
Manteigão Fosco 11	1	1.802.641,7**
Ricobaio 1014	1	2.665.637,6**
Ricopardo 896	1	2.006.973,3**
Desvios da regressão das cultivares :		
Rico 23	9	63.701,2**
Costa Rica 1031	9	36.728,5
Seleção Cuva 168N	9	102.490,5**
Carioca 1030	9	87.402,2**
ESAL 1	9	45.480,8*
Pintado	9	13.802,3
Jalo EEP558	9	14.220,8
Vi. 1010	9	25.996,0
Vi. 1011	9	21.542,2
Manteigão Fosco 11	9	22.032,4
Ricobaio 1014	9	60.523,0**
Ricopardo 896	9	65.914,9**
Resíduo médio	242(101) ^{a/}	19.619,8
C.V. %		15,66

* e ** : significativos aos níveis de 5% e 1% de probabilidade, respectivamente.

^{a/} : graus de liberdade estimados para serem usados no Teste F e Duncan.

tas não lineares, frente às variações ambientais. Desse modo, existem diferenças entre as cultivares quanto à predição de seus comportamentos nos ambientes particulares.

Pelo fato de as cultivares diferirem quanto aos comportamentos linear e não linear, os efeitos devidos ao ambiente (linear), interação cultivares x ambientes (linear) e também devidos à variância dos desvios da regressão foram decompostos nos efeitos linear e não linear, para cada cultivar (segunda parte da Tabela 11, pág. 55). Essa decomposição permitiu caracterizar cada cultivar quanto à sua resposta ao ambiente, em termos de regressão linear e seus desvios.

Pode-se observar que todas as cultivares apresentaram respostas altamente significativas para o efeito linear. Essas respostas foram avaliadas, usando-se o quociente (teste F) entre as variâncias dos efeitos linear e não linear, de cada cultivar. O menor quociente, 21,06, foi apresentado pela cultivar "Seleção Cuva 168N" e o maior, 157,78, pela cultivar "Pintado". Estes resultados concordaram com o coeficiente de determinação obtido para cada cultivar, onde a resposta linear variou de 70,06% a 94,60% da variação total (Tabela 12, pág. 57). É interessante notar que esses limites correspondem, respectivamente, às mesmas cultivares mencionadas anteriormente para a resposta ao efeito linear.

Na Tabela 12 (pág. 57), pode-se perceber que as cultivares "Rico 23", "Seleção Cuva 168N", "Carioca 1030",

Tabela 12. Produções médias de grãos, coeficientes de regressão (b), variâncias dos desvios da regressão (s^2d) e coeficientes de determinação (R^2) de doze cultivares de feijão ensaiadas em onze ambientes no Sul de Minas Gerais.

Cultivares	Produção média de grãos		b	s^2d	$R^2(\%)$
	kg/ha	t			
Rico 23	918,3ab ^{1/5}	102,7	1,13 ⁺ 0,15*	63.701,2**	86,09**
Costa Rica 1031	1.103,6a	123,4	1,25 ⁺ 0,11	36.728,5	92,98**
Seleção Uva 168N	866,7bc	96,9	0,88 ⁺ 0,19	102.490,5**	70,06**
Carioca 1030	981,5ab	109,7	1,35 ⁺ 0,18	87.402,2**	86,68**
ESAL 1	955,4ab	106,8	1,16 ⁺ 0,13	45.480,8*	90,12**
Pintado	917,9ab	102,6	0,88 ⁺ 0,07	13.802,3	94,60**
Jalo EEP558	826,9bc	92,4	0,82 ⁺ 0,07	14.220,8	93,65**
Vi. 1010	841,3bc	94,1	0,88 ⁺ 0,10	25.996,0	90,19**
Vi. 1011	1.021,7ab ⁽²⁾	114,2	1,04 ⁺ 0,09	21.542,2	93,93**
Manteigão Fosco 11	665,9c	74,4	0,80 ⁺ 0,09	22.032,4	90,09**
Ricobaio 1014	930,5ab	104,0	0,98 ⁺ 0,15	60.523,0**	83,03**
Ricopardo 896	702,6c	78,6	0,85 ⁺ 0,15	65.914,9**	77,18**
Média	894,4	100,0	1,00	46.652,9	87,30

^{1/} : valores seguidos da mesma letra não diferem significativamente segundo o teste de Duncan a 5% de probabilidade.

* e ** : significativos aos níveis de 5% e 1% de probabilidade, respectivamente.

"Ricobaio 1014" e "Ricopardo 896" apresentaram variâncias dos desvios da regressão altamente significativas, enquanto a cultivar "ESAL 1" revelou um desvio da linearidade significativo ao nível de 5% de probabilidade. As demais não mostraram significância para os seus efeitos não lineares. As cultivares com os maiores desvios da linearidade, como era de esperar, apresentaram os menores coeficientes de determinação. Esta observação ainda mostrou que, apesar de grande parte das suas variações serem explicadas pela regressão linear, surgem comportamentos imprevisíveis nos ambientes particulares.

Os coeficientes de regressão variaram de 0,80 na cultivar "Manteigão Fosco 11" até 1,35, na cultivar "Carioca 1030" (Tabela 12, pág. 57). Apenas a cultivar " Jalo EEP558" com $b=0,82$ revelou-se significativamente diferente de 1,00 segundo o teste de t a 5%. Os valores extremos de b não diferiram da unidade, graças a um grande desvio do coeficiente de regressão.

Os coeficientes de regressão da Tabela 12 (pág. 57) não concordam com os valores obtidos para algumas das cultivares também estudadas por TUPINAMBÁ (1976). Entre elas, a cultivar "Manteigão Fosco 11" foi classificada pelo pesquisador como adaptada aos melhores ambientes, por seus maiores valores para b e produção de grãos. Este resultado discorda totalmente do encontrado no presente trabalho, pois tal cultivar apresentou a menor produção de grãos e um $b=0,80$, que apesar de não diferir de 1,00, esteve muito próximo ao limite de significância. No entanto, deve-se ressaltar que, no trabalho mencionado anteriormente, foram utilizados ambientes diferentes, onde a cultivar "Manteigão Fosco 11", ensaiada juntamente com outras cultivares incomuns às do presente estudo, mostrou um comportamento diferente. Esse fato segundo KNIGHT (1970) pode acontecer. Além disso, TUPINAMBÁ (1976) usou dados transformados para a escala logarítmica, os quais diminuem a relação entre a produção de grãos e o coeficiente de regressão, quando comparado aos dados naturais (KNIGHT, 1970). Assim, a comparação desses resultados não é muito válida.

Observa-se que apenas uma cultivar mostrou o coeficiente de regressão significativamente diferente de 1,00; as demais apresentaram respostas lineares semelhantes à unidade. Como a maioria das cultivares utilizadas foram materiais melhorados na região em estudo e em várias localidades de onde foram introduzidas (Tabela 1, pág. 29), pode-se afirmar que os diversos trabalhos de pesquisa que produziram tais cultivares foram eficientes na escolha daquelas que respondem bem às condições ambientais.

Para o comportamento das cultivares, quanto à resposta não linear, não se verificou a semelhança notada para o coeficiente de regressão, pois metade delas apresentou uma resposta não linear significativa. Isso indica não terem sido eficientes as diversas pesquisas para a seleção das cultivares com os menores desvios da linearidade.

Uma cultivar estável é definida por EBERHART e RUSSELL (1966), como sendo aquela que possui um $b=1,00$ e $s^2d=0$. A estabilidade fenotípica, nesses termos, significa que uma cultivar estável apresenta respostas crescentes à melhoria das condições ambientais, mas com um comportamento previsível. É bom salientar que esse conceito foi proposto para as condições de cultivo em que se emprega uma moderna tecnologia de produção, com o objetivo de as cultivares selecionadas apresentarem uma produção de grãos acima da média em todos os ambientes. Isso só se consegue quando o coeficiente de regressão é semelhante a 1,00 e a variância dos desvios da regressão, a menor pos-

sível.

Quando o coeficiente de regressão é superior a 1,00, isto significa resposta altamente positiva de uma cultivar com a melhoria das condições ambientais; mas seu comportamento pode-se tornar bastante prejudicado nos ambientes desfavoráveis. A cultivar com um b menor que 1,00, por outro lado, é pouco sensível à melhoria dos ambientes e não apresenta prejuízos sérios em condições desfavoráveis. Assim, ela oferece menor perigo ao ser usada nas regiões onde a tecnologia de produção é baixa. Desse modo, o coeficiente de regressão é útil para se indicar a que tipos de ambientes se adapta melhor uma determinada cultivar.

Os elevados desvios da linearidade revelam que o comportamento de uma cultivar sofre grandes oscilações em torno da resposta esperada nos diversos ambientes. Para o agricultor, o ideal seria um comportamento previsível, fornecido por uma pequena variância dos desvios, ou seja, uma cultivar capaz de repetir praticamente a mesma produção, quando cultivada em ambientes semelhantes. Assim, o desvio da regressão constitui-se num parâmetro de grande importância para avaliação da estabilidade fenotípica das cultivares.

Apesar de ser a variância dos desvios da reta de regressão o parâmetro que avalia a estabilidade de resposta às várias condições ambientais, uma cultivar é bem caracterizada quando se considera não somente o seu desvio da linearidade, mas também seu coeficiente de regressão, associados a uma alta

produção média. BONATO (1978) faz um comentário detalhado desses parâmetros e da importância de cada um.

Adotado este critério para avaliar os resultados da Tabela 12 (pág. 57), observa-se que a cultivar "Costa Rica 1031", apresentou o maior potencial produtivo, 23,4% mais que a média geral, variância dos desvios da regressão não significativos e coeficiente de regressão não diferindo de 1,00 pelo teste t. Isto indica sua boa adaptação a todos os ambientes. Com o $b = 1,25$, porém, há uma acentuada tendência à melhor adaptação aos ambientes mais favoráveis, como ilustram as Figuras 1 e 2 (pág. 62 e 63).

Apesar da "Costa Rica 1031" ter sido a melhor cultivar, segundo o procedimento adotado para a avaliação da estabilidade fenotípica, devem ser levantados os seguintes problemas: em primeiro lugar, a cultura do feijão no Sul de Minas vem sendo feita de várias maneiras, entre elas, cultivo puro e cultivo consorciado com outras culturas, e em ambos os casos, normalmente, em duas épocas, no período das "águas" e no das "secas". As técnicas de cultivo, nessa variedade de condições, nem sempre são as melhores. Assim, não é prudente a recomendação de cultivares com valores de b maiores que 1,00, ou mesmo no caso da cultivar "Costa Rica 1031", pois seu coeficiente de regressão apresenta uma acentuada tendência para diferir de 1,00, valor calculado de $t = 2,18$. O segundo problema que dificulta a eleição da referida cultivar, se deve ao tegumento de coloração preta, fato que restringe sua aceitação pa-

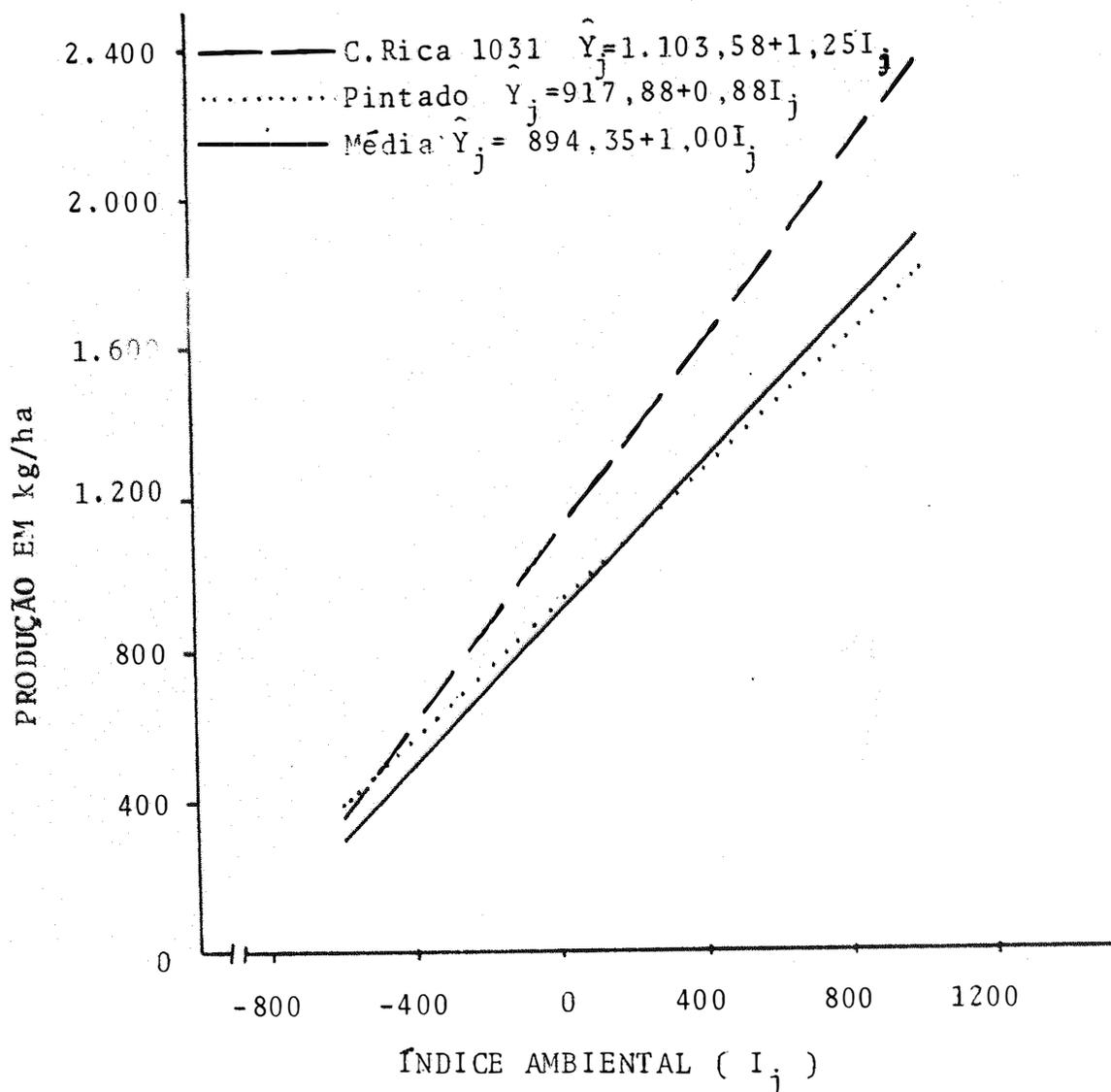
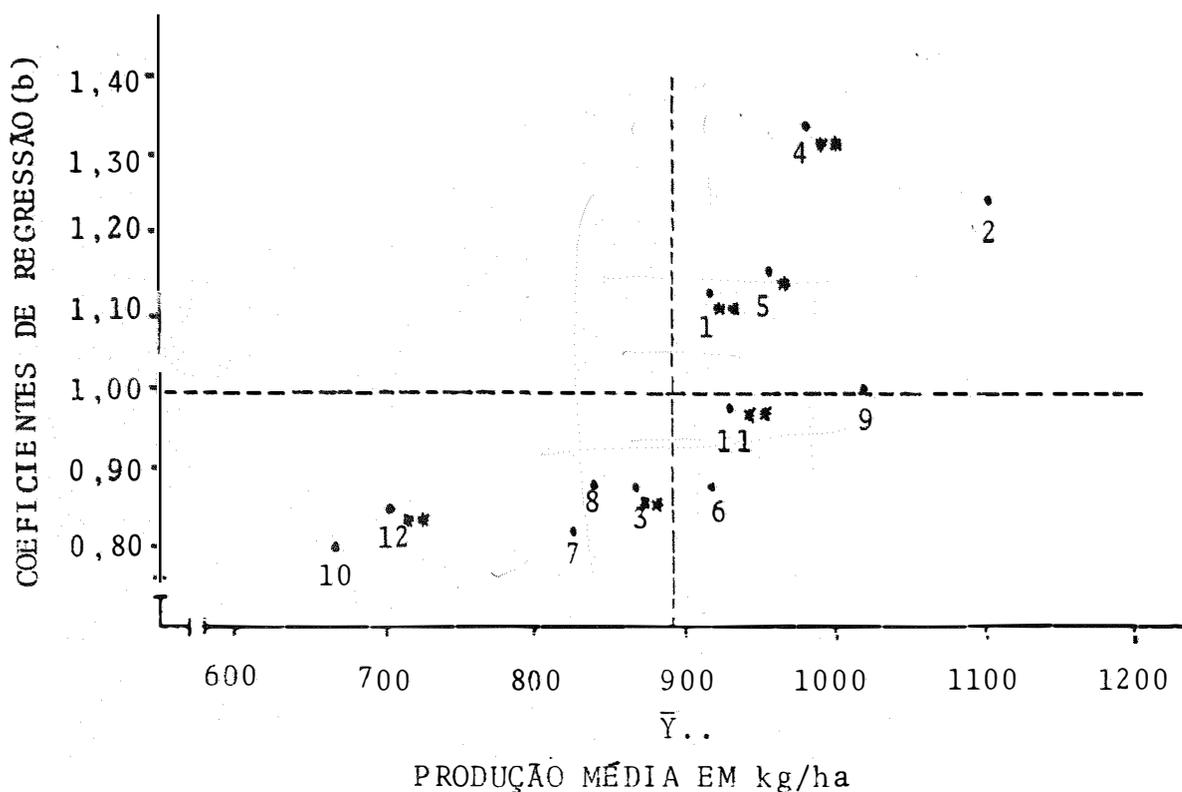


Figura 1. Regressão linear da produção de grãos das cultivares "Costa Rica 1031" e "Pintado", em onze ambientes no Sul de Minas Gerais.

ra o consumo na região. Assim, o agricultor interessado em utilizar a cultivar "Costa Rica 1031", deve estar ciente das características de consumo do produto e também empregar uma moderna tecnologia de produção, aumentando, desse modo, as chan-



* e ** : indicam a significância dos desvios da regressão linear a 5% e 1% de probabilidade, respectivamente. Os numeros identificam as cultivares: 1=Rico 23; 2=Costa Rica 1031; 3=Seleção Cuva 168N; 4=Carioca 1030; 5=ESAL 1; 6=Pintado; 7=Jalo EEP558; 8=Vi. 1010; 9= Vi. 1011; 10=Manteigão Fosco 11; 11=Ricobaio 1014; 12=Ricopardo 896.

Figura 2. Relação entre produções médias de grãos e coeficientes de regressão linear das doze cultivares de feijão ensaiadas em onze ambientes no Sul de Minas Gerais.

ces de obter resultados compensadores.

A cultivar "Vi. 1011" também apresentou um potencial produtivo bastante elevado, com um rendimento de 14,2% maior que a média geral. Seu tegumento é de coloração creme, bem aceita para o consumo. O $b = 1,04$ e a não significância da variância dos desvios da regressão, colocam essa cultivar entre as mais indicadas, pois pode ser considerada bem adaptada a todos os ambientes e responder progressivamente ao emprego de alta tecnologia de produção (Figura 3, pág. 66).

A cultivar "Pintado" acusou um rendimento de apenas 2,6% maior que a média geral, e a sua superioridade ocorreu, principalmente, nos ambientes mais pobres. Esse comportamento foi devido a um $b = 0,88$ que, apesar de não diferir de 1,00 pelo teste t, indica tendência para a cultivar responder de maneira menos acentuada ao uso de técnicas modernas de produção. Essas características, aliadas a desvios da linearidade não significativos, proporcionam à cultivar qualidades que lhe permitem indicação para as condições menos favoráveis (Figuras 1 e 2, pág. 62 e 63).

Desvios da linearidade não significativos foram também revelados pelas cultivares "Vi. 1010" com $b = 0,88$, "Jalo EEP558" com $b = 0,82$ e "Manteigão Fosco 11" com $b = 0,80$, que mostraram baixa capacidade de produção, inferior à média geral, em 5,9%, 7,6% e 25,6% respectivamente (Figuras 2 e 3, pág. 63 e 66).

As cultivares "Carioca 1030", "Ricobaio 1014" e "Rico 23", tenderam a exibir produções de grãos superiores à média geral, enquanto a "Seleção Cuva 168N" mostrou tendência à produção inferior. A produção de grãos da cultivar "Ricopardo 896", no entanto, foi acentuadamente menor que a média geral. Os desvios de linearidade foram altamente significativos para todas as cinco cultivares (Figuras 2 e 4, pág. 63 e 67).

A Figura 5 (pág.68) mostra uma comparação entre as cultivares "Jalo BEP558" e "Seleção Cuva 168N" exibindo a menor e maior variância dos desvios, respectivamente.

Deve-se salientar que as cultivares "Rico 23", e especialmente a cultivar "Carioca 1030", gozam excelente popularidade entre os agricultores. Esta última desfruta de uma alta aceitação comercial na região, o que a torna a preferida para o cultivo. O potencial de produção elevado da cultivar "Carioca 1030", que supera a média geral em 9,7% e seu coeficiente de regressão que indica adaptação a todos os ambientes, é confirmado por TUPINAMBÁ (1976). A sua recomendação, no entanto, não pode garantir um comportamento previsível, em vista do desvio da linearidade altamente significativo. Devem ser concentrados esforços visando diminuir esse desvio, pois existem evidências de que essa característica é herdável.

Finalmente, a cultivar "ESAL 1" apresentou uma produção de grãos 6,8% maior que a média geral, $b = 1,16$ e variância dos desvios da regressão significativa a 5% de probabi

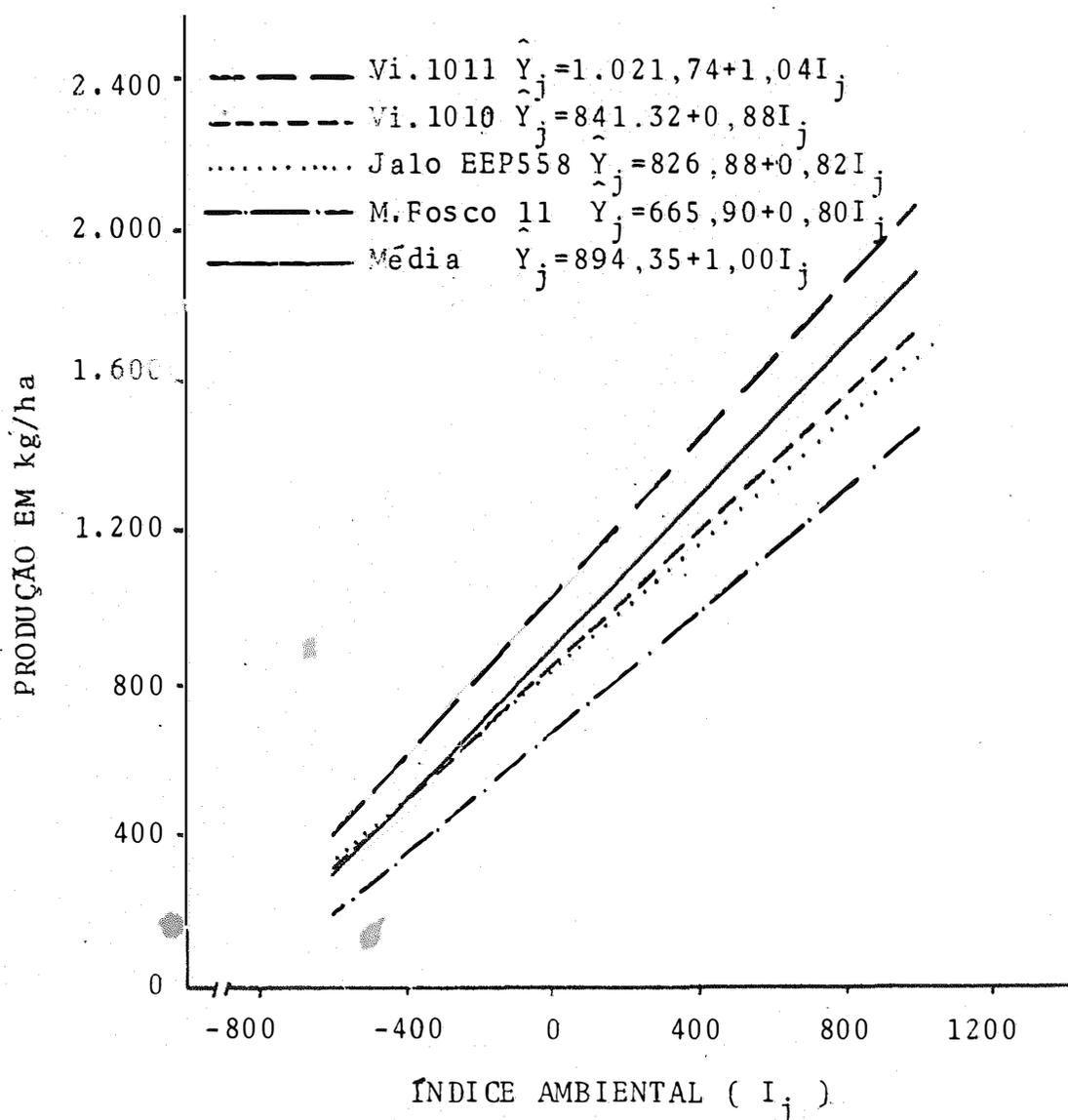


Figura 3. Regressão linear da produção de grãos das cultivares "Vi. 1011", "Vi. 1010", "Jalo EEP558" e "Manteição Fosco 11", em onze ambientes no Sul de Minas Gerais.

lidade. O coeficiente de regressão não diferiu de 1,00 pelo teste t. A cultivar pode ser considerada como adaptada a todos os ambientes, apesar do desvio da linearidade não estar em

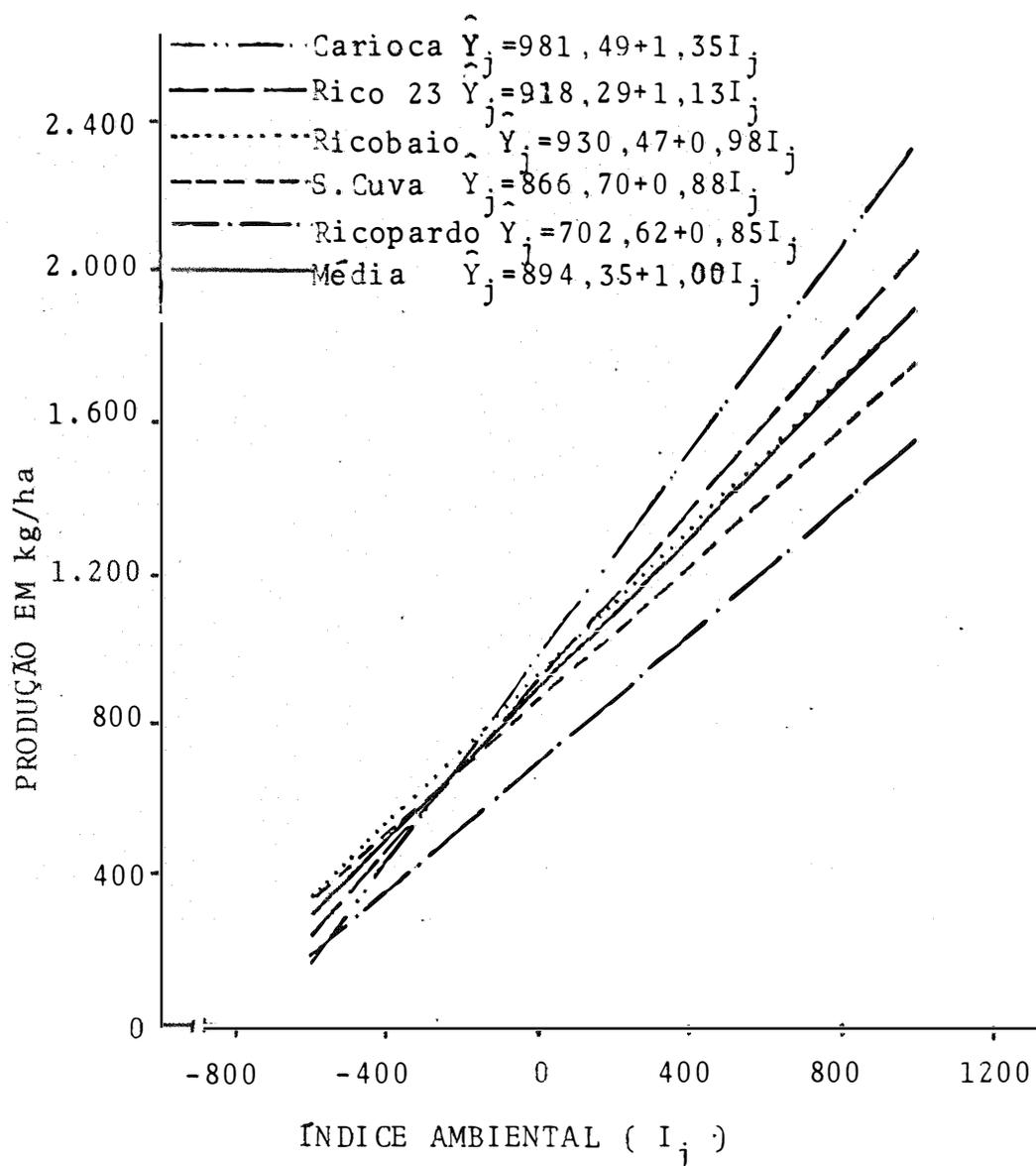


Figura 4. Regressão linear da produção de grãos das cultivares "Carioca 1030", "Rico 23", "Ricobaio 1014", "Seleção Cuva 168N" e "Ricopardo 896", em onze ambientes no Sul de Minas Gerais.

um nível muito aceitável (Figura 2, pág. 63). Uma comparação mostrando o seu desempenho em relação à média geral e a culti-

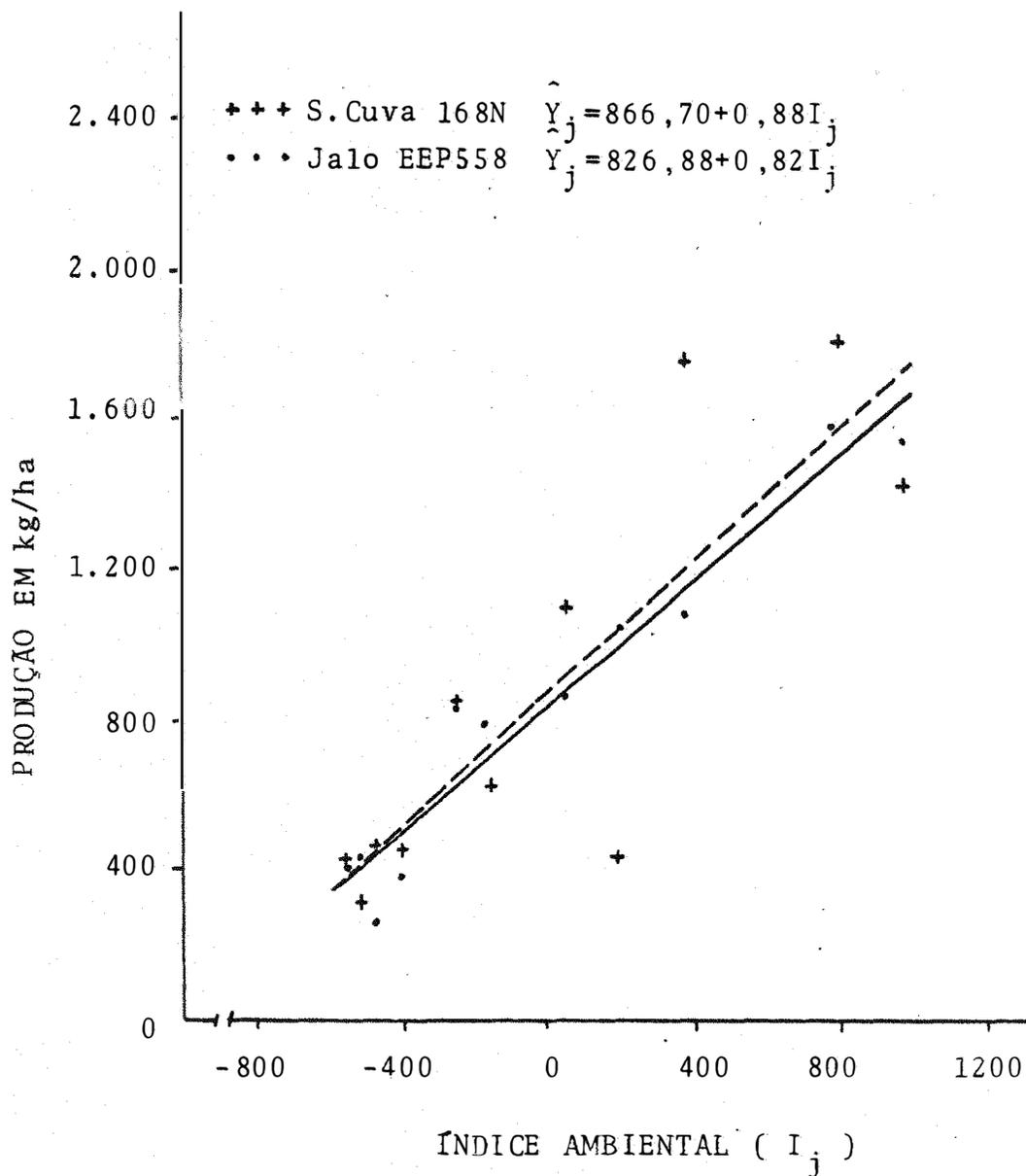


Figura 5. Regressão linear e respectivos desvios das cultivares "Seleção Cuva 168N" e "Jalo EEP558", para a produção de grãos, em onze ambientes no Sul de Minas Gerais.

var "Costa Rica 1031" é apresentada na Figura 6, pág. 69). A cultivar "ESAL 1" também possui ótima aceitação comercial na

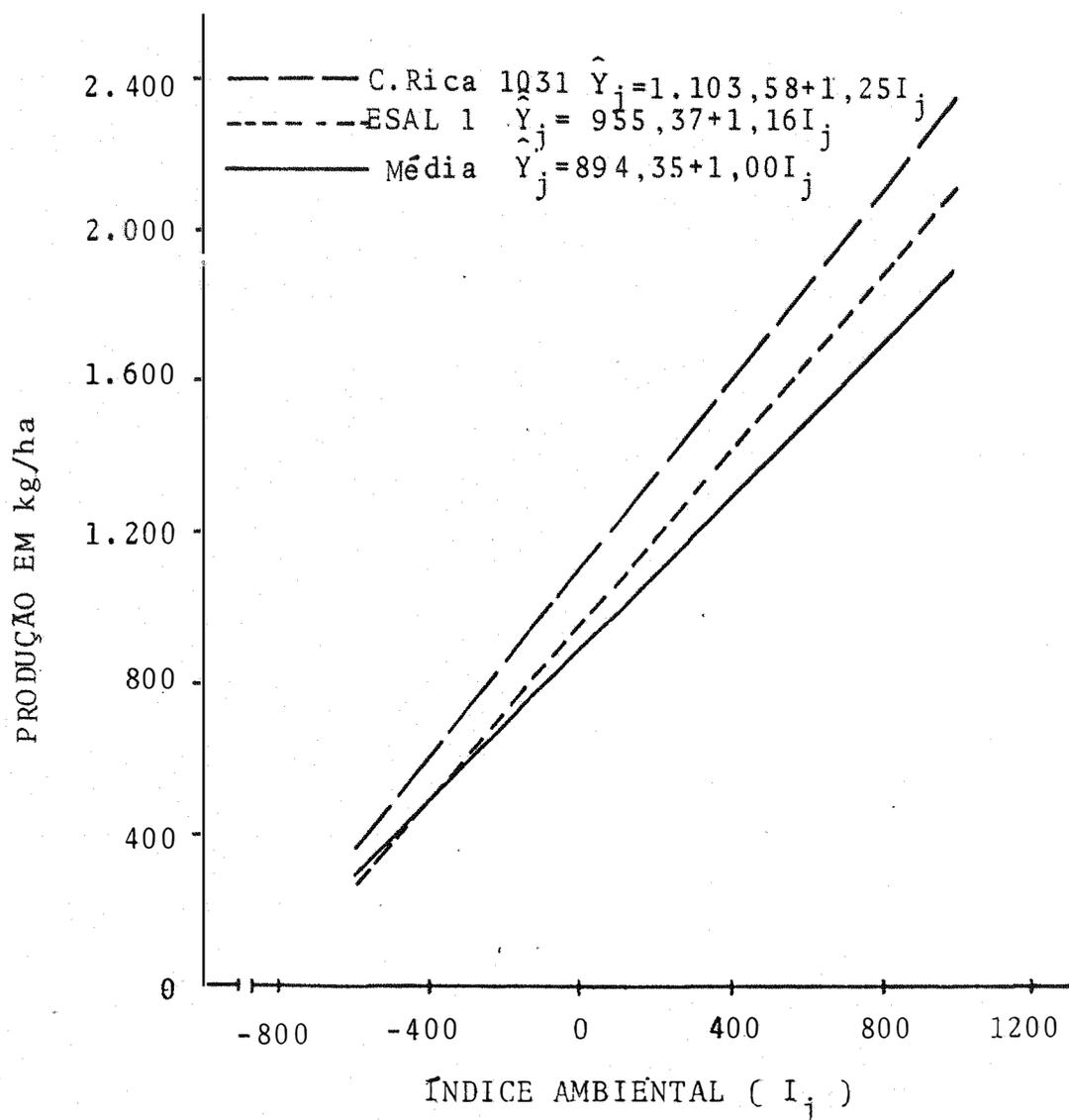


Figura 6. Regressão linear da produção de grãos das cultivares "Costa Rica 1031" e "ESAL 1", em onze ambientes no Sul de Minas Gerais.

região e preferência dos agricultores. A sua recomendação, no entanto, deve sempre ser feita com precaução, porque a previsão de seu comportamento não pode ser feita com muita segurança.

5.2.2. Avaliação da repetibilidade dos parâmetros da estabilidade da produção de grãos

As produções de grãos, os coeficientes de regressão linear e as variâncias dos desvios da regressão para os grupos I, II e III correspondentes à primeira, segunda e terceira repetições de cada ensaio, respectivamente, conduzidos em onze ambientes do Sul de Minas Gerais, estão na Tabela 13 (pág. 71).

As análises de variância da produção de grãos, coeficiente de regressão e variância dos desvios da regressão, com os valores da variância genética, variância experimental e repetibilidade, são apresentadas na Tabela 14 (pág. 72). A repetibilidade para a produção de grãos, baseada no comportamento das cultivares nas três repetições, foi de 0,7777 e indica a existência de grande contribuição genética para o potencial produtivo. Este resultado concorda com o obtido por BONATO (1978), em soja, não confirmando, porém, o seu resultado para o coeficiente de regressão. O valor da repetibilidade para o efeito linear e não linear foi de 0,3033 e 0,2084, respectivamente, mostrando que a contribuição dos genes para a expressão desses caracteres é semelhante e bastante baixa.

A herança do coeficiente de regressão, segundo alguns pesquisadores, se deve, principalmente, aos efeitos gênicos aditivos (BUCIO ALANIS *et alii*, 1969; PATANOTHAI e

Tabela 13. Produções médias de grãos, coeficientes de regressão e variâncias dos desvios da regressão das *dove* cultivares de feijão, obtidos a partir dos grupos de observações I, II e III, em onze ambientes no Sul de Minas Gerais.

Cultivares	Produção média de grãos (kg/ha)			Coeficiente de regressão linear (b)			Variância dos desvios da regressão (s ² d)		
	I	II	III	I	II	III	I	II	III
Rico 23	902,6	879,8	972,4	1,19 ⁺ 0,14	0,94 ⁺ 0,16	1,26 ⁺ 0,30	47.259,1	82.197,9	231.272,1
Costa Rica 1031	940,7	1.113,1	1.256,8	1,18 ⁺ 0,20	1,21 ⁺ 0,14	1,37 ⁺ 0,22	103.163,8	63.127,3	124.792,4
Seleção Cuva 168N	817,4	901,9	880,8	1,00 ⁺ 0,18	0,98 ⁺ 0,21	0,65 ⁺ 0,21	83.422,6	146.861,1	117.654,4
Carioca 1030	962,5	1.078,6	903,3	1,34 ⁺ 0,23	1,45 ⁺ 0,13	1,21 ⁺ 0,25	129.320,5	57.075,7	159.353,5
ESAL 1	898,5	1.014,5	953,2	1,50 ⁺ 0,18	1,40 ⁺ 0,19	0,78 ⁺ 0,17	78.463,4	117.672,9	76.476,3
Pintado	834,4	945,1	974,1	0,94 ⁺ 0,15	0,79 ⁺ 0,14	0,90 ⁺ 0,15	53.703,6	67.603,6	60.883,1
Jalo EEP558	807,6	840,8	832,2	0,97 ⁺ 0,13	0,69 ⁺ 0,14	0,82 ⁺ 0,12	41.168,0	65.316,3	38.337,6
Vi. 1010	774,4	839,1	910,4	0,90 ⁺ 0,14	0,92 ⁺ 0,08	0,82 ⁺ 0,21	47.193,9	19.900,3	118.635,4
Vi. 1011	930,9	1.135,7	998,6	1,09 ⁺ 0,14	1,02 ⁺ 0,09	0,96 ⁺ 0,12	51.131,6	29.641,3	38.167,1
Manteigão Fosco 11	592,2	741,9	663,7	0,55 ⁺ 0,10	1,02 ⁺ 0,14	0,82 ⁺ 0,14	25.853,4	68.801,6	52.661,6
Ricobão 1014	824,4	923,4	1.043,6	0,69 ⁺ 0,21	0,80 ⁺ 0,15	1,45 ⁺ 0,13	108.278,6	81.324,1	42.222,7
Ricopardo 896	695,1	725,8	686,9	0,83 ⁺ 0,14	0,76 ⁺ 0,15	0,94 ⁺ 0,20	50.620,0	77.687,6	105.959,8
Média	831,7	928,3	923,0	1,00	1,00	1,00	68.298,2	73.100,8	97.199,7

Tabela 14. Análise da variância das produções médias de grãos, coeficientes de regressão e variância dos desvios da regressão, obtidos a partir dos grupos de observações I, II e III em onze ambientes no Sul de Minas Gerais, para doze cultivares de feijão, apresentando para cada parâmetro de estabilidade as estimativas da variância genética (σ^2_g), variância ambiental (σ^2_a) e coeficiente de repetibilidade (r_I).

Fontes de Variação	Produção média de grãos			Coeficiente de regressão linear			Log s ² desvios da regressão linear		
	GL	QM	Componentes	GL	QM	Componentes	GL	QM	Componentes
Total	35		35	35		35	35		
Blocos	2	35.374,2815	2	2	-	2	0,0537		
Cultivares	11	46.587,5536	$\sigma^2_g = 14.178,1461$	11	0,0980	$\sigma^2_g = 0,0185$	11	0,0774	$\sigma^2_g = 0,0114$
Resíduo	22	4.053,1154	$\sigma^2_a = 4.053,1154$	22	0,0425	$\sigma^2_a = 0,0425$	22	0,0433	$\sigma^2_a = 0,0433$
r_I			0,7777			0,3033			0,2084
C.V. †		7,1			20,6			4,3	

ATKINS, 1974), e a participação do componente genético na expressão desse efeito linear é bastante pronunciado (PERKINS e JINKS, 1968; BONATO, 1978). A baixa determinação genética na expressão desse caráter, encontrada no presente estudo, pode ser devida aos elevados desvios dos coeficientes de regressão (Tabela 13, pág. 71), inflacionados pelos efeitos ambientais (Tabela 14, pág. 72).

A pequena participação da herança na expressão do efeito não linear foi confirmada por vários autores (PATA-NOTHAÍ e ATKINS, 1974; BONATO, 1978) e implica a dificuldade que essa característica oferece para ser selecionada.

5.2.3. Componentes primários da produção

As análises da estabilidade para os componentes primários da produção, número de vagens por planta, número de sementes por vagem e peso de 100 sementes são apresentados, respectivamente, nas Tabelas 15 (pág. 74), 16 (pág. 75) e 17 (pág. 76).

As decomposições das variâncias de ambientes dentro das cultivares, nos efeitos lineares e não lineares, para as três características, mostraram que o maior valor dessas variâncias são explicadas pela regressão linear. As variâncias dos efeitos lineares são maiores que os desvios da linearidade reunidos em 412,5 vezes para o peso de 100 sementes, 238,6 vezes para o número de vagens por planta e 154,1 vezes

Tabela 15. Análise da variância do número médio de vagens por planta de doze cultivares de feijão, ensaiadas em onze ambientes no Sul de Minas Gerais, (Adaptação do modelo de EBERHART e RUSSELL, 1966).

Fontes de Variação	G.L.	Q.M.
Cultivares	11	10,327**
Ambientes dentro de cultivares	120(95) ^{a/}	5,018**
Ambientes (linear)	1	388,333**
Ambientes (linear) x Cultivares	11	3,318*
Desvios da regressão reunidos	108(81) ^{a/}	1,641**
Resíduo médio	242(177) ^{a/}	0,851
Ambientes dentro de cultivares	120(95) ^{a/}	5,018**
Efeito linear das cultivares:		
Rico 23	1	53,753**
Costa Rica 1031	1	74,471**
Seleção Cuva 168N	1	7,313*
Carioca 1030	1	35,519**
ESAL 1	1	46,858**
Pintado	1	27,444**
Jalo EEP558	1	6,648**
Vi. 1010	1	42,341**
Vi. 1011	1	26,467**
Manteigão Fosco 11	1	26,325**
Ricobaio 1014	1	25,231*
Ricopardo 896	1	52,462**
Desvios da regressão das cultivares :		
Rico 23	9	1,691*
Costa Rica 1031	9	1,868*
Seleção Cuva 168N	9	1,384
Carioca 1030	9	3,082**
ESAL 1	9	1,298
Pintado	9	0,404
Jalo EEP558	9	0,332
Vi.1010	9	1,088
Vi. 1011	9	1,247
Manteigão Fosco 11	9	1,069
Ricobaio 1014	9	3,319**
Ricopardo 896	9	2,914**
Resíduo médio	242(177) ^{a/}	0,851
C.V. †		15,36

* e ** : significativos aos níveis de 5% e 1% de probabilidade, respectivamente.

^{a/} : graus de liberdade estimados para serem usados no teste F e Duncan.

Tabela 16. Análise da variância do número médio de sementes por vagem de doze cultivares de feijão, ensaiadas em onze ambientes no Sul de Minas Gerais, (Adaptação do modelo de EBERHART e RUSSELL, 1966).

Fontes de Variação	G.L.	Q.M.
Cultivares	11	5,5890**
Ambientes dentro de cultivares	120	0,4657**
Ambientes(linear)	1	31,3209**
Ambientes(linear) x Cultivares	11	0,2234
Desvios da regressão reunidos	108(70) ^{a/}	0,2047**
Resíduo médio	242(181) ^{a/}	0,1036
Ambientes dentro de cultivares	120	0,4657**
Efeito linear das cultivares :		
Rico 23	1	4,6870**
Costa Rica 1031	1	3,5231**
Seleção Cuva 168N	1	1,9190
Carioca 1030	1	1,4757
ESAL 1	1	2,6862**
Pintado	1	0,3668
Jalo EEP558	1	2,2897**
Vi. 1010	1	4,3413**
Vi. 1011	1	2,9488*
Manteigão Fosco 11	1	1,9758**
Ricobaio 1014	1	4,6776*
Riopardo 896	1	2,8870**
Desvios da regressão das cultivares :		
Rico 23	9	0,1322
Costa Rica 1031	9	0,1611
Seleção Cuva 168N	9	0,4759**
Carioca 1030	9	0,3239**
ESAL 1	9	0,0544
Pintado	9	0,1029
Jalo EEP558	9	0,1785
Vi. 1010	9	0,0830
Vi. 1011	9	0,3585**
Manteigão Fosco 11	9	0,0531
Ricobaio 1014	9	0,4561**
Riopardo 896	9	0,0768
Resíduo médio	242(181) ^{a/}	0,1036
C.V. %		7,32

* e ** : significativos aos níveis de 5% e 1% de probabilidade, respectivamente.

^{a/} : graus de liberdade estimados para serem usados no teste F e Duncan.

Tabela 17. Análise da variância do peso médio de 100 sementes de doze cultivares de feijão, ensaiadas em onze ambientes no Sul de Minas Gerais, (Adaptação do modelo de EBERHART e RUSSELL, 1966).

Fontes de Variação	G.L.	Q.M.
Cultivares	11	561,457**
Ambientes dentro de cultivares	120(67) ^{a/}	19,638**
Ambientes (linear)	1	1.658,406**
Ambientes (linear) x Cultivares	11	23,444**
Desvios da regressão reunidos	108(68) ^{a/}	4,077**
Resíduo médio	242(184) ^{a/}	1,921
Ambientes dentro de cultivares	120(67) ^{a/}	19,638**
Efeito linear das cultivares :		
Rico 23	1	87,297**
Costa Rica 1031	1	118,225**
Seleção Cuva 168N	1	91,853**
Carioca 1030	1	78,276**
ESAL 1	1	62,809**
Pintado	1	295,342**
Jalo EEP558	1	223,702**
Vi. 1010	1	76,987**
Vi. 1011	1	110,837**
Manteigão Fosco 11	1	579,248**
Ricobaio 1014	1	50,982**
Ricopardo 896	1	140,728**
Desvios da regressão das cultivares :		
Rico 23	9	1,371
Costa Rica 1031	9	3,350
Seleção Cuva 168N	9	3,228
Carioca 1030	9	4,890**
ESAL 1	9	1,811
Pintado	9	3,972*
Jalo EEP558	9	8,015**
Vi. 1010	9	3,123
Vi. 1011	9	2,900
Manteigão Fosco 11	9	12,758**
Ricobaio 1014	9	0,939
Ricopardo 896	9	2,566
Resíduo médio	242(184) ^{a/}	1,921
C.V. %		5,87

* e **: significativos aos níveis de 5% e 1% de probabilidade, respectivamente.

^{a/} : graus de liberdade estimados para serem usados no teste F e Duncan.

para o número de sementes por vagem. Confirmando esses resultados, os coeficientes de determinação, R^2 , expressaram, respectivamente, as respostas lineares de 81,32%, 70,56% e 60,44% da variação total de ambientes dentro das cultivares, em termos de soma de quadrados (Tabela 18, pág. 81). As magnitudes das respostas lineares dessas características às variações ambientais, não foram semelhantes e as três foram sensivelmente inferiores à produção de grãos, quando se comparam às das Tabelas 11 (pág. 55) e 12 (pág. 57).

O comportamento das cultivares, quanto à resposta linear aos vários ambientes, é expresso pela variância da interação cultivares x ambientes (linear). Os componentes primários da produção não mostraram resultados semelhantes para esse comportamento. Tomando o peso de 100 sementes, as cultivares exibiram profundas diferenças genéticas quanto à resposta linear frente às oscilações ambientais. As diferenças genéticas entre as cultivares não se mostraram tão acentuadas, quando se considera o número de vagens por planta, para se avaliar a resposta linear. Utilizando-se apenas o número de sementes por vagem, tais diferenças não existiram entre as cultivares. Isso sugere que as variações ambientais afetaram o comportamento linear dessas características de maneira diferente. Essa observação concorda com PERKINS e JINKS (1971), que verificaram em *Nicotiana rustica* que caracteres diferentes apresentam reações independentes aos ambientes.

As variâncias dos desvios da regressão reunidos

mostraram-se altamente significativas para as três características que constituem os componentes primários da produção, indicando que as cultivares diferiram entre si quanto à resposta não linear.

Para caracterizar melhor as cultivares, através desses componentes primários da produção, as variâncias de ambientes dentro das cultivares foram decompostas nos seus efeitos lineares e não lineares para cada uma (segunda parte das Tabelas 15, pág. 74 ; 16, pág. 75 e 17, pág. 76). Esta decomposição permitiu um estudo detalhado de cada cultivar, mostrando as influências das variações ambientais sobre cada caráter, expressas em termos de efeitos lineares e seus desvios.

A comparação do efeito linear de cada cultivar com seu respectivo desvio, foi feita dividindo-se a variância do efeito linear pela variância do efeito não linear. Os quocientes (valores de F) obtidos para as doze cultivares estudadas foram altamente significativos para o peso de 100 sementes e variou de 16,07 para a cultivar "Carioca 1030" até 74,39 para a cultivar "Pintado". Concordando com esses resultados, a resposta linear de cada cultivar revelada pelo coeficiente de determinação variou de 64,01% até 89,20% da variação total, respectivamente para as mesmas cultivares mencionadas para a resposta linear (Tabela 18, pág. 81).

Os quocientes entre as variâncias dos efeitos lineares e seus respectivos desvios, para o número de vagens por planta, foram também significativos para as doze cultiva-

res e variaram de 5,30 a 68,6. A "Seleção Cuva 168N" e a "Ricobaio 1014", porém, apresentaram respostas lineares significativas apenas ao nível de 5% de probabilidade. As demais responderam aos efeitos ambientais de modo altamente linear. Idênticos resultados para a resposta linear foram confirmados pelo coeficiente de determinação, em que as cultivares mencionadas tiveram, respectivamente, apenas 36,99% e 45,79% da variação total, explicadas pela regressão linear. A cultivar "Pintado" apresentou a maior parcela da variação total, explicada por 88,29% de efeitos lineares (Tabela 18, pág. 81).

Para o número de sementes por vagem as respostas lineares das cultivares diferiram bastante com a variação das condições ambientais. Os quocientes entre as variâncias dos efeitos lineares e seus respectivos desvios variaram de 3,70 para a cultivar "Pintado" a 54,25 para a "Vi. 1010". Os valores extremos das respostas lineares, exibidos pelos coeficientes de determinação, foram também apresentados pelas mesmas cultivares, correspondendo respectivamente a 28,36% e 85,32% da variação total das mesmas (Tabela 18, pág. 81). As cultivares "Pintado", "Seleção Cuva 168N" e "Carioca 1030", não mostraram respostas lineares significativas às variações ambientais. Significância de 5% de probabilidade apresentaram as cultivares "Vi. 1010" e "Ricobaio 1014". As demais exibiram um comportamento, altamente significativo, explicado pela regressão linear.

Analisando as respostas não lineares das culti-

vares relatadas na Tabela 18 (pág. 81), pode-se notar que os componentes primários da produção mostraram resultados diferentes. Para o número de vagens por planta, as cultivares "Carioca 1030", "Ricobaio 1014" e "Ricopardo 896", apresentaram variâncias dos desvios altamente significativas, enquanto que para as cultivares "Rico 23" e "Costa Rica 1031", a significância ocorreu ao nível de 5% de probabilidade. As demais cultivares não mostraram respostas significativas para as variâncias dos desvios.

Considerando o número de sementes por vagem, as cultivares "Seleção Cuva 168N", "Carioca 1030", "Vi. 1011" e "Ricobaio 1014", apresentaram desvios da linearidade altamente significativos. As demais cultivares não mostraram reações às variações ambientais explicadas pelas variâncias dos desvios.

Para o peso de 100 sementes, as cultivares "Carioca 1030", "Jalo EEP558" e "Manteigão Fosco 11" revelaram uma alta significância para os desvios da linearidade. Significância ao nível de 5% de probabilidade revelou a cultivar "Pintado". Para as demais cultivares, as variâncias dos desvios não foram significativas. É interessante notar que as cultivares "Manteigão Fosco 11", "Jalo EEP558" e "Pintado", que possuem os maiores tamanhos das sementes, mostraram desvios da linearidade significativos para esse caráter.

Os coeficientes de regressão estão também apresentados na Tabela 18, (pág. 81), para os três componentes pri

Tabela 18. Números médios de vagens por planta (\bar{X}), números médios de sementes por vagem (\bar{Y}) e pesos médios de 100 sementes (\bar{Z}) com os respectivos coeficientes de regressão (b), variâncias dos desvios da regressão (s^2d) e coeficientes de determinação (R^2) de doze cultivares de feijão, ensaiadas em onze ambientes no Sul de Minas Gerais.

Cultivares	Número médio de vagens/planta					Número médio de sementes/vagem					Peso médio de 100 sementes				
	\bar{X}	s	b	s^2d	R^2 (%)	\bar{Y}	s	b	s^2d	R^2 (%)	\bar{Z}	s	b	s^2d	R^2 (%)
Rico 23	6,60ab ^{1/}	110,0	1,30 ⁺ 0,23	1,691*	77,94**	5,20a ^{1/}	120,4	1,34 ⁺ 0,22	0,1322	79,75**	17,35f ^{1/}	73,5	0,80 ⁺ 0,10	1,371	87,62**
Costa Rica 1031	7,07A	117,8	1,52 ⁺ 0,24	1,868*	81,58**	5,16a	119,4	1,16 ⁺ 0,25	0,1611	70,85**	19,94bcd	84,4	0,92 ⁺ 0,16	3,350	79,68**
Seleção Cuva 168N	5,79bc	96,5	0,48 ⁺ 0,21	1,384	36,99*	4,74bc	109,7	0,86 ⁺ 0,43	0,4759**	30,94	18,85def	79,8	0,82 ⁺ 0,15	3,228	75,97**
Carinca 1050	6,12abc	102,0	1,05 ⁺ 0,31	3,082**	56,15**	4,84ab	112,0	0,75 ⁺ 0,35	0,3239**	53,61	21,03bc	89,1	0,75 ⁺ 0,19	4,890**	64,01**
ESAL 1	7,28a	121,3	1,20 ⁺ 0,20	1,298	80,05**	4,42bc	102,3	1,01 ⁺ 0,14	0,0544	84,57**	17,83ef	75,5	0,67 ⁺ 0,11	1,811	79,49**
Piratado	5,27cd	87,8	0,92 ⁺ 0,11	0,404	88,29**	3,18d	73,6	0,38 ⁺ 0,20	0,1059	28,36	34,89a	147,8	1,46 ⁺ 0,17	3,972*	89,20**
Jato EEP558	4,41d	73,5	0,45 ⁺ 0,10	0,332	68,98**	3,39d	78,5	0,94 ⁺ 0,26	0,1785	58,76**	35,25a	149,3	1,27 ⁺ 0,24	8,015**	75,62**
Vi. 1010	6,42abc	107,0	1,14 ⁺ 0,18	1,088	81,22**	4,32c	100,0	1,29 ⁺ 0,18	0,0830	85,32**	21,65b	91,7	0,75 ⁺ 0,15	3,123	73,26**
Vi. 1011	6,61ab	110,2	0,90 ⁺ 0,20	1,247	70,23**	4,43bc	102,5	1,06 ⁺ 0,37	0,3585**	47,75*	21,17bc	89,7	0,90 ⁺ 0,14	2,900	80,94**
Mantegão Fosco II	4,33d	72,2	0,90 ⁺ 0,18	1,069	73,24**	3,14d	72,7	0,87 ⁺ 0,14	0,0531	80,53**	35,65a	151,0	2,05 ⁺ 0,30	12,758**	83,46**
Picobão 1014	6,62ab	110,3	0,88 ⁺ 0,32	3,319**	45,79*	4,64bc	107,4	1,34 ⁺ 0,42	0,4561**	53,26*	20,20bcd	85,6	0,61 ⁺ 0,08	0,939	85,78**
Picopardo 896	5,42bcd	90,3	1,27 ⁺ 0,30	2,914**	66,67**	4,38c	101,4	1,05 ⁺ 0,17	0,0768	80,69**	19,58cde	82,9	1,01 ⁺ 0,14	2,566	85,90**
Média	6,00	100,0	1,00	1,661	70,56	4,32	100,0	1,00	0,2047	60,44	23,61	100,0	1,00	4,077	81,32

^{1/} : em cada coluna, valores seguidos da mesma letra não diferem significativamente segundo o teste de Duncan a 5% de probabilidade.

* ** : significativos aos níveis de 5% e 1% de probabilidade, respectivamente.

mários da produção. Para o número de sementes por vagem, os valores de b para as doze cultivares estudadas variaram de 0,38 na cultivar "Pintado", até 1,34 nas cultivares "Rico 23" e "Ricobaio 1014". Apenas o coeficiente de regressão da cultivar "Pintado" foi significativamente diferente de 1,00 pelo teste t . A não significância da interação cultivares x ambientes (linear), na análise da estabilidade da Tabela 16 (pág.75), não previa a ocorrência desse valor de b diferente de 1,00. No entanto, em virtude do alto desvio do coeficiente de regressão da cultivar "Pintado", a diferença de 1,00 mostrou-se significativa ao nível de 5% de probabilidade. Assim, os valores de b para as cultivares, segundo o teste t , são bem homogêneos e semelhantes à unidade. Apenas a cultivar "Pintado" acusou um pequeno desvio de 1,00.

Considerando o número de vagens por planta, os coeficientes de regressão variaram de 0,45 na cultivar "Jalo EEP558", até 1,52 na "Costa Rica 1031". O b da cultivar "Jalo EEP558" foi diferente de 1,00 (1% de probabilidade) e a cultivar "Seleção Cuva 168N", com $b = 0,48$, apresentou-se diferente da unidade ao nível de 5% de probabilidade. As demais cultivares não revelaram diferenças em relação a 1,00, para seus coeficientes de regressão.

O peso de 100 sementes foi o caráter onde um maior número de cultivares exibiram valores de b diferentes de 1,00. Eles variaram de 0,61 na cultivar "Ricobaio 1014" até 2,05 na "Manteigão Fosco 11". As diferenças destes valores ex

tremos em relação a unidade, foram altamente significativas. Além dessas cultivares, a "ESAL 1" com $b = 0,67$ e "Pintado" com $b = 1,46$, foram também significativamente diferentes de 1,00, ao nível de 5% de probabilidade. Os coeficientes de regressão das cultivares restantes não diferiram da unidade.

De uma maneira geral, pode-se observar para todos os componentes primários da produção na Tabela 18 (pág. 81) que a significância da variância dos desvios da regressão, para uma determinada cultivar, indica a redução de sua resposta linear às variações ambientais. Alguns resultados fugiram à essa observação, como o comportamento da cultivar "Pintado" para o número de sementes por vagem, não tendo mostrado respostas significativas para os efeitos lineares e desvios da linearidade. Também, pode ser notado para o número de vagens por planta que a "Seleção Cuva 168N" apresentou significância ao nível de 5% de probabilidade, apenas para a resposta linear. Estes resultados, no entanto, podem ser compreendidos, pois os coeficientes de regressão dessas cultivares foram muito baixos e as respostas lineares à melhoria ambiental tão pequenas, que não chegaram a ser detectadas. Por outro lado, o elevado desvio da linearidade apresentado pela cultivar "Manteigão Fosco 11", para o peso de 100 sementes, parece não ter interferido na sua elevada resposta linear. Esse fato deve ter ocorrido porque um $b = 2,05$ torna a cultivar extremamente sensível às oscilações ambientais.

Os coeficientes de regressão e as variâncias dos

desvios das doze cultivares estudadas, exibidos pela produção de grãos e pelos componentes primários da produção, número de vagens por planta, número de sementes por vagem e peso de 100 sementes podem ser comparados confrontando-se as Tabelas 12 (pág. 57) e 18 (pág. 81). Desta comparação pode-se admitir, de um modo geral, que as variações ambientais afetaram de maneira diferente as expressões das quatro características. Em outras palavras, significa que a caracterização de uma cultivar baseada apenas em um caráter, não se confirmou pelos demais caracteres.

Várias evidências existem, indicando que a estabilidade da produção e de seus componentes primários nem sempre se relacionam. GRAFIUS (1956), trabalhando com aveia, verificou que os componentes da produção apresentam uma oscilação de comportamento frente às variações ambientais, enquanto a produção de grãos permanece relativamente estável. BRADSHAW (1965) argumentou que as plantas cultivadas enfrentam as grandes mudanças de ambientes mantendo-se estáveis para a produção, graças, principalmente, à plasticidade fenotípica dos componentes da produção. Uma falta de harmonia entre os parâmetros de estabilidade para a produção de grãos e seus componentes primários foi também observada em sorgo por REICH e ATKINS (1970). Conclusões semelhantes obtiveram BAINS e CUPTA (1972), que verificaram, em trigo, que os componentes primários da produção apresentam um baixo tamponamento sob as influências de ambientes diferentes, enquanto a produção final é muito bem tam

ponada. Os autores argumentaram que, nos genótipos estáveis de trigo, os componentes da produção podem sofrer mudanças com as variações ambientais, a fim de assegurarem um comportamento consistente da produção final. Mas se os componentes da produção não se ajustarem frente às variações ambientais, os genótipos serão instáveis para a produção.

5.3. Correlação entre os parâmetros de estabilidade da produção e de seus componentes primários

Os coeficientes de correlação de Spearman (r_s) entre as dezesseis variáveis: produção de grãos (W), número de vagens por planta (X), número de sementes por vagem (Y) e peso de 100 sementes (Z), e, para cada característica, os parâmetros, coeficientes de regressão (b), variância dos desvios da regressão (s^2d) e coeficiente de determinação (R^2) são apresentadas na Tabela 19 (pág. 86).

É especialmente interessante para o melhorista conhecer as associações entre os parâmetros da estabilidade da produção de grãos e os dos componentes primários da produção. Considerando essas associações, observa-se que o b da produção de grãos correlacionou-se positivamente apenas com o número de vagens por planta e com o número de sementes por vagem. Resultados mais interessantes podem ser notados para o s^2d da produção de grãos, pois as cultivares com menores valores para esse parâmetro, além de terem mostrado vagens com poucas sementes

Tabela 19. Coeficientes de correlação de Spearman (r_s) entre os parâmetros de estabilidade da produção de grãos (W), número médio de vagens por planta (X), número médio de sementes por vagem (Y) e peso médio de 100 sementes (Z).

Parâmetros	b_w	$s^2 d_w$	R^2_w	X	b_x	$s^2 d_x$	R^2_x	Y	b_y	$s^2 d_y$	R^2_y	Z	b_z	$s^2 d_z$	R^2_z
W	0,92**	0,10	0,25	0,78**	0,34	0,43	0,15	0,68*	0,20	0,43	-0,30	-0,36	-0,45	-0,29	-0,12
b_w		0,32	0,06	0,76**	0,51	0,54	0,14	0,76**	0,15	0,29	-0,21	-0,53	-0,53	-0,31	-0,12
$s^2 d_w$			-0,90**	0,26	0,22	0,79**	-0,61*	0,66*	0,10	0,27	0,01	-0,73**	-0,50	-0,38	-0,17
R^2_w				-0,04	-0,01	-0,66*	0,69*	-0,39	-0,15	-0,15	-0,12	0,57	0,36	0,38	-0,02
X					0,50	0,52	0,16	0,65*	0,60*	0,18	0,21	-0,64*	-0,75**	-0,70*	-0,06
b_x						0,36	0,54	0,41	0,40	-0,45	0,48	-0,52	-0,15	-0,34	0,22
$s^2 d_x$							-0,46	0,73**	0,35	0,34	-0,03	-0,62*	-0,56	-0,53	0,04
R^2_x								-0,23	0,10	-0,59*	0,30	0,16	0,23	0,11	0,24
Y									0,41	0,53	-0,17	-0,74**	-0,52	-0,45	-0,09
b_y										0,03	0,52	-0,38	-0,48	-0,71**	0,19
$s^2 d_y$											-0,71**	-0,13	-0,29	-0,12	-0,23
R^2_y												-0,15	-0,19	-0,27	-0,08
Z													0,54	0,72**	-0,14
b_z														0,68*	0,32
$s^2 d_z$															-0,36

* e ** : significativos aos níveis de 5% e 1% de probabilidade, respectivamente.

1/ : os parâmetros b , $s^2 d$ e R^2 , acompanhados dos índices w , x , y e z , indicam que são relativos à produção média de grãos, número médio de vagens por planta, número médio de sementes por vagem e peso médio de 100 sementes, respectivamente.

grandes e mais pesadas, devem apresentar também s^2d baixos para o número de vagens por planta e, conseqüentemente, R^2 altos para este mesmo caráter. Em acordo com esses resultados, o R^2 da produção de grãos mostrou associações negativa com o s^2d e positiva com o R^2 do número de vagens por planta. As maiores produções de grãos relacionaram aos maiores números de vagens por planta e sementes por vagem, concordando com RAMALHO *et alii* (1979). Discorda, no entanto, quanto à associação entre a produção de grãos e o peso de 100 sementes, pois aqueles pesquisadores encontraram correlações fenotípica e genotípica positivas e elevadas, quando considerada a cultivar com sementes grandes; a cultivar com sementes pequenas, porém, não mostrou correlação genética para as características em questão. Como no presente trabalho apenas três cultivares possuem sementes grandes, o resultado torna-se compreensível.

Pode-se notar que os efeitos lineares e não lineares da produção de grãos, correlacionaram-se apenas com os mesmos efeitos do número de vagens por planta, o que indica que os parâmetros da estabilidade desse componente da produção podem auxiliar na seleção de cultivares com produções de grãos mais estáveis.

Analisando as associações entre os parâmetros de estabilidade de cada caráter, observa-se que a produção de grãos mostrou correlação positiva apenas com o coeficiente de regressão. Resultados semelhantes foram encontrados por vários pesquisadores com FINLAY e WILKINSON (1963) em cevada,

EBERHART e RUSSELL (1966) em milho, BREESE (1969) em forrageira e BILBRO e RAY (1976) em algodão. Ainda para a produção de grãos, o s^2d foi inversamente correlacionado com o R^2 . Esse resultado concorda com o de LANGER *et alii* (1979) em trigo, discorda, no entanto, de PERKINS e JINKS (1968b) que, trabalhando com fumo, verificaram ser os efeitos linear e não linear independentes e governados por diferentes sistemas gênicos. A falta de relação entre o efeito linear e seus desvios foi também detectada por PARODA e HAYES (1971) em cevada e por FRIPP e CATEN (1973) em fungos. Ausências de associações entre a produção e os efeitos linear e não linear foram verificadas por KARWASRA *et alii* (1975) em trevo. BAINS (1976) e BHULLAR *et alii* (1977) chegaram à semelhante conclusão em trigo, sugerindo que os esforços dos melhoristas devem ser dirigidos para combinar, numa cultivar, alta produção com alta estabilidade, por esta ser uma característica herdável.

Considerando as associações entre os parâmetros de estabilidade dentro de cada componente da produção, nota-se que, para o número de sementes por vagem, apenas o desvio da linearidade mostrou correlação inversa com o coeficiente de determinação. Quanto ao peso de 100 sementes, as cultivares com sementes pesadas devem apresentar maiores valores de s^2d . O coeficiente de regressão, por sua vez, revelou correlação positiva com o desvio da linearidade. Para o número médio de vagens por planta nenhuma associação foi detectada entre os parâmetros de estabilidade, fato indicador de que as expressões fe

notípicas que geraram esses parâmetros devem ser independentes.

Para as relações entre parâmetros de estabilidade entre os componentes da produção, verifica-se que o número de vagens por planta correlacionou-se positivamente com o número de sementes por vagem e seu coeficiente de regressão, e negativamente com o peso de 100 sementes e seus coeficiente e desvio da regressão. O s^2d do número de vagens por planta, também acusou relação positiva com o número de sementes por vagem, e negativa com o peso de 100 sementes. As cultivares com maiores números de sementes por vagem devem possuir sementes mais leves, enquanto maiores valores de b para o número de sementes por vagem se devem relacionar aos valores menores dos efeitos não lineares do peso de 100 sementes. As demais variáveis não mostraram relações significativas.

O estudo das relações entre essas variáveis, ajuda a entender quais delas respondem em conjunto às associações ambientais. Os resultados apresentados corroboram a sugestão de que as reações das características estudadas, frente às variações ambientais, foram independentes. Esta independência, no entanto, não ocorreu completamente, pois as associações significativas entre as variáveis de uma mesma característica, e as associações entre variáveis obtidas de caracteres diferentes sugerem que as expressões fenotípicas, em parte, foram respostas conjuntas às oscilações de ambientes. As respostas conjuntas podem ser no mesmo sentido ou em direções diferentes.

É bom lembrar que as correlações observadas entre as variáveis, no presente estudo, foram apenas fenotípicas, podendo assim estar inflacionadas pelos efeitos ambientais. Além disso, as correlações entre variáveis dependentes, como as geradas com o uso dos índices ambientais, podem estar superestimadas. É possível tal ocorrência porque os ambientes foram avaliados a partir do comportamento médio das cultivares (VENCOVSKY, informação pessoal).

6. CONCLUSÕES

Os resultados do presente trabalho permitem concluir:

- a. Os resultados dos ensaios conduzidos em diversos locais e anos devem ser utilizados para caracterizar ambientes diferentes a fim de se avaliar a estabilidade fenotípica de cultivares de feijão, no Sul de Minas Gerais.
- b. A produção de grãos e o peso médio de 100 sementes relacionaram-se de forma predominantemente linear frente às variações ambientais. Os caracteres números médios de vagens por planta e sementes por vagem mostraram menor grau de resposta linear.
- c. Com base nos coeficientes de regressão, a maioria das variedades responderam de maneira diretamente proporcional às variações ambientais. As cultivares com coeficientes (b) diferentes da unidade mostraram adaptação superior, principalmente nos ambientes mais pobres. Os coeficientes (b) da

produção de grãos não se correlacionaram com os coeficientes dos componentes primários da produção. Maior variação no tipo de resposta linear ocorreu para o peso médio de 100 sementes.

- d. As cultivares diferiram na resposta não linear às variações ambientais, tanto para a produção de grãos como para os seus componentes primários. Os desvios da linearidade do número médio de vagens por planta poderão auxiliar a seleção das cultivares com produção de grãos mais previsíveis. Os desvios da linearidade para o número médio de sementes por vagem e peso médio de 100 sementes, não mostraram correlações significativas com os efeitos não lineares da produção de grãos.
- e. Para as condições consideradas, a cultivar "Costa Rica 1031" apresentou o maior potencial produtivo, desvio da linearidade não significativo e adaptação a todos os ambientes, com tendência para sobressair-se nos ambientes mais ricos. A cultivar "Vi. 1011" parece a mais indicada para a região Sul de Minas Gerais, pois, além de ter exibido um elevado potencial produtivo e apresentar sementes cremes, mostrou adaptação a todos os ambientes e pequeno desvio da linearidade. A cultivar "Pintado", apesar do potencial produtivo não muito elevado, mostra-se promissora principalmente para os ambientes mais pobres, devendo proporcionar rendimentos previsíveis. As cultivares "Vi. 1010", "Jalo EEP558" e "Mantegão Fosco 11", apesar de terem apresentado pequenos desvios

da linearidade, exibiram um pequeno potencial produtivo. As cultivares "Carioca 1030", "Ricobaio 1014", "Rico 23", "Seleção Cuva 168N" e "Ricopardo 896", mostraram elevados desvios da linearidade, devendo ser instáveis para a produção de grãos. A cultivar "ESAL 1" exibiu um desvio da linearidade intermediário.

- f. As respostas linear e não linear da produção de grãos parecem muito pouco influenciadas por fatores genéticos no feijão, indicando maiores dificuldades para melhorá-las, em relação ao melhoramento do próprio rendimento de grãos.
- g. De um modo geral, o comportamento das cultivares baseado em um componente primário da produção, não correspondeu aos comportamentos das mesmas cultivares, quando se consideraram outros componentes primários da produção.
- h. O estudo das associações entre os parâmetros da estabilidade da produção de grãos e de seus componentes primários indicou que as expressões fenotípicas desses caracteres foram, em parte, influenciadas, independentemente, pelas oscilações ambientais.

7. SUMMARY

The yield stability and the yield components stability were estimated from data obtained from 11 experiments, with 12 common bean cultivars, in seven locations of South of Minas Gerais State, during 1974/75 to 1977/78 growing seasons. In order to evaluate the phenotypic stability of the cultivars it was used EBERHART'S and RUSSELL'S (1966) methodology. The characterization of the environments to study the phenotypic stability, was made through evaluation of cultivars x locations, cultivars x years and cultivars x locations x years interactions. It was also estimated the phenotypic correlations among the stability parameters of all characters, as well as the coefficients of repetibility for yield and their linear and non linear responses to environmental variations.

Based on the magnitude of the interactions, were considered locations and seasons as different environments, to study phenotypic stability.

It was determined responses predominantly linear to environment variations for yield and weight of 100 seeds. This kind of response was showed also for number of pods per plant and number of seeds per pod, but in minor degree.

Most of the cultivars showed linear regression coefficients similar to 1.00, mainly for yield, numbers of pods per plant and seeds per pod. Despite this fact, the b's for yield and components of yield were not correlated.

The cultivars differed with regard do deviation of linear regression for all characters. The linear regression deviations showed positive correlation between yield and number of pods per plant. This fact suggests that cultivars with stable number of pods per plant must have stable yield. These positive correlations are useful for selection procedures.

In the environment conditions of this research, the cultivar "Costa Rica 1031" showed the greatest potential for yield, non significant deviations for linear regression and b similar to 1.00. However, the black color of its seeds decrease the value of this cultivar for market conditions in South of Minas Gerais State.

The cultivar "Vi. 1011" showed parameters of stability similar to "Costa Rica 1031" besides of the advantage in having color seeds acceptable in that region. Considering these facts, the cultivar "Vi. 1011" was considered the most desirable.

The cultivar "Pintado" was only considered promiss

ing to poor environments.

The others cultivars were not considered promising because they showed one or more parameters of stability undesirable.

The repetibility study indicated that selection for linear responses ($b = 1.00$) and low deviations from regression are more difficult than selection for high yield, because those parameters are more influenced by environment.

8. LITERATURA CITADA

- ALLARD, R.W., 1961. Relationship between genetic diversity and consistency of performance in different environments. Crop Sci. Madison, 1:127-133.
- ALLARD, R.W. e A.D. BRADSHAW, 1964. Implications of genotype-environmental interactions in applied plant breeding. Crop Sci. Madison, 4:503-508.
- ANDRUS, C.F., 1963. Plant breeding systems. Euphytica. Wageningen, 12:205-228.
- BAINS, K.S., 1976. Parent dependent genotype x environment interaction in crosses of spring wheat. Heredity. Edinburgh, 36:163-171.
- BAINS, K.S. e V.P. GUPTA, 1972. Stability of yield and yield components in bread wheat. Indian J. Genet. and Plant Breeding. New Delhi, 32:306-312.
- BHULLAR, G.S., K.S. GILL e A.S. KHEHRA, 1977. Stability analysis over various filial generations in bread wheat. Theor. Appl. Genet. Berlin, 51:41-44.

- BILBRO, J.D. e L.L. RAY, 1976. Environmental stability and adaptation of several cotton cultivars. Crop Sci. Madison, 16:821-824.
- BONATO, E.R., 1978. Estabilidade fenotípica da produção de grãos de dez cultivares de soja (*Glycine max*(L.) Merrill) nas condições do Rio Grande do Sul. Piracicaba, ESALQ/USP, 75 p. (Dissertação de Mestrado).
- BRADSHAW, A.D., 1965. Evolutionary significance of phenotypic plasticity in plants. Adv. Genetics. New York, 13:115-155.
- BRASIL. Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 1978. Anuário Estatístico do Brasil. Rio de Janeiro, IBGE, 38. 848p.
- BREESE, E.L., 1969. The measurement and significance of genotype-environment interactions in grasses. Heredity. Edinburgh, 24:27-44.
- BUCIO ALANIS, L., 1966. Environmental and genotype-environmental components of variability. I. Inbred lines. Heredity. Edinburgh, 21:387-397.
- BUCIO ALANIS, L. e J. HILL, 1966. Environmental and genotype-environmental components of variability. II. Heterozygotes. Heredity. Edinburgh, 21:399-405.
- BUCIO ALANIS, L., J.M. PERKINS e J.L. JINKS, 1969. Environmental and genotype-environmental components of variability. V. Segregating generations. Heredity. Edinburgh, 24:115-127.

- BUSCH, R.H., J. HAMMOND e R.C. FROHBERG, 1976. Stability and performance of Hard red spring wheat bulks for grain yield. Crop. Sci. Madison, 16:256-259.
- CAMACHO, L.H., 1968. Estabilidad y adaptabilidad de lineas homocigotas de frijol *Phaseolus vulgaris* L. y su implicacion en la seleccion por rendimiento. Agronomia Tropical. Bogotá, 18:211-225.
- DOBZHANSKY, TH. e B. WALLACE, 1953. The genetics of homeostasis in drosophila. Proc. Natl. Acad. Sci. 39:162-171.
- EASTON, H.S. e R.J. CLEMENTS, 1973. The interaction of wheat genotypes with a specific factor of the environment. J. Agric. Sci. London, 80:43-52.
- EBERHART, S.A. e W.A. RUSSELL, 1966. Stability parameters for comparing varieties. Crop. Sci. Madison, 6:36-40.
- EBERHART, S.A. e W.A. RUSSELL, 1969. Yield and stability for a 10-line diallel of single-cross and double-cross Maize hybrids. Crop Sci. Madison, 9:357-361.
- FINLAY, K.W. e G.N. WILKINSON, 1963. The analysis of adaptation in a plant-breeding programme. Aust. J. Agric. Res. Victoria, 14:742-754.
- FOOD AND AGRICULTURAL ORGANIZATION, Roma, 1978. Anuário Fao de Produccion. Roma, FAO, 31. 291 p.
- FREEMAN, G.H., 1973. Statistical methods for the analysis of genotype-environment interactions. Heredity. Edinburgh, 31:339-354.

- FREEMAN, G.H. e J.M. PERKINS, 1971. Environmental and genotype-environmental components of variability. VIII. Relations between genotypes grown in different environments and measures of these environments. Heredity. Edinburgh, 27: 15-23.
- FREY, K.J., 1972. Stability indexes for isolines of oats (*Avena sativa* L.). Crop Sci. Madison, 12:809-812.
- FRIPP, Y.J., 1972. Genotype-environmental interactions in *Schizophyllum commune*. II. Assessing the environment. Heredity. Edinburgh, 28:223-238.
- FRIPP, Y.J. e C.E. CATEN, 1971. Genotype-environmental interactions in *Schizophyllum commune*. I. Analysis and character. Heredity. Edinburgh, 27:393-407.
- FRIPP, Y.J. e C.E. CATEN, 1973. Genotype-environmental interactions in *Schizophyllum commune*. III. The relationship between mean expression and sensitivity to change in environment. Heredity. Edinburgh, 30:341-349.
- GOODING, H.J., D.L. JENNINGS e P.B. TOPHAM, 1975. A genotype-environment experiment on strawberries in Scotland. Heredity. Edinburgh, 34:105-115.
- GRAFIUS, J.E., 1956. Components of yield in oats: A geometrical interpretation. Agron. J. Madison, 48:419-423.
- HANSON, W.D., 1970. Genotypic stability. Theor. Appl. Genetics. Berlin, 40:226-231.
- JENSEN, N.F., 1952. Intra-varietal diversification in oat breeding. Agron. J. Madison, 44:30-34.

- JENSEN, N.F., 1965. Multiline superiority in cereals. Crop. Sci. Madison, 5:566-568.
- JOWETT, D., 1972. Yield stability parameters for sorghum in East Africa. Crop. Sci. Madison, 12:314-317.
- KALTSIKES, P.J. e E.N. LARTER, 1970. The interaction of genotype and environment in durum wheat. Euphytica. Wageningen, 19:236-242.
- KARWASRA, R.R., H.R. YADAV e R.S. PARODA, 1975. Prediction of phenotypic performance through genotype-environment interaction studies in yellow sweet clover (*Melilotus parviflora* Desf.). Euphytica. Wageningen, 24:261-267.
- KNIGHT, R., 1970. The measurement and interpretation of genotype-environment interactions. Euphytica. Wageningen, 19:225-235.
- LANGER, I., K.J. FREY e T. BAILEY, 1979. Associations among productivity, production response, and stability indexes in oat varieties. Euphytica. Wageningen, 28:17-24.
- LERNER, I.M., 1954. Genetic Homeostasis. London, Oliver and Boyd. 134 p.
- LEWIS, D., 1954. Gene-environment interaction: A relationship between dominance, heterosis, phenotypic stability and variability. Heredity. Edinburgh, 8:333-356.
- LUTHRA, O.P. e R.K. SINGH, 1974. A comparison of different stability models in wheat. Theor. Appl. Genetics. Berlin, 45:143-149.

- MARIOTTI, J.A., E.S. OYARZABAL, J.M. OSA, A.N.R. BULACIO e G. H. ALMADA, 1976. Analisis de estabilidad y adaptabilidad de genotipos de caña de azucar. I. Interacciones dentro de una localidad experimental. Rev. Agron. N. O. Argent. XIII(1-4):105-127.
- MATHER, K., 1953. Genetical control of stability in development. Heredity. Edinburgh, 7:297-336.
- MILLER, P.A., J.C. WILLIAMS e H.F. ROBINSON, 1959. Variety x environment interactions in cotton variety tests and their implications on testing methods.. Agron. J. Madison, 51:132-134.
- MOLL, R.H. e C.W. STUBER, 1974. Quantitative genetics - Empirical results relevant to plant breeding. Advan. Agron. New York, 26:277-313.
- MOURA, P.A.M., 1978. Importância econômica da cultura do feijão em Minas Gerais. Informe Agropecuário. Belo Horizonte, 4(46):3-6.
- OLIVEIRA, A.C., 1976. Comparação de alguns métodos de determinação da estabilidade em plantas cultivadas. Brasília, Un. B., 64 p. (Dissertação de Mestrado).
- PARODA, R.S. e J.D. HAYES, 1971. An investigation of genotype-environment interactions for rate of ear emergence in spring barley. Heredity. Edinburgh, 26:157-175.
- PARODA, R.S., K.R. SOLANKI e B.S. CHAUDHARY, 1973. Phenotypic stability in oats. Indian J. Genet. and Plant Breeding. New Delhi, 33:92-95.

- PATANOTHAI, A. e R.E. ATKINS, 1974. Genetic effects for mean yield and for yield responses to environments in three-way and single-cross hybrids of grain sorghum. Crop Sci. Madison, 14:485-488.
- PERKINS, J.M. e J.L. JINKS, 1968. Environmental an genotype - environmental components of variability. III. Multiple lines and crosses. Heredity. Edinburgh, 23:339-356.
- PERKINS, J.M. e J.L. JINKS, 1968b. Environmental and genotype -environmental components of variability. IV. Non-linear interactions for multiple inbred lines. Heredity. Edin - burgh, 23:525-535.
- PERKINS, J.M. e J.L. JINKS, 1971. Specificity of the inter- action of genotypes with contrasting environments. Here - dity. Edinburgh, 26:463-474.
- PERKINS, J.M. e J.L. JINKS, 1973. The assessment and specifi- city of environmental and genotype-environmental components of variability. Heredity. Edinburgh, 30:111-126.
- PIMENTEL GOMES, F., 1976. Curso de Estatística Experimental. 6a. ed. Piracicaba, Livraria Nobel S.A. 430 p.
- PLAISTED, R.L., 1960. A shorter method for evaluating the ability of selections to yield consistently over locations. Amer. Potato J. Maine, 37:166-172.
- PLAISTED, R.L. e L.C. PETERSON, 1959. A technique for avalu- ating the ability of selections to yield consistently in different locations or seasons. Amer. Potato J. Maine, 36:381-385.

- PROBST, A.H., 1957. Performance of variety blends in soybeans. Agron. J. Madison, 49:148-150.
- RAMALHO, M.A.P., L.A.B. ANDRADE e N.C.S. TEIXEIRA, 1979. Correlações genéticas e fenotípicas entre caracteres do feijão (*Phaseolus vulgaris* L.). Ciência e Prática. Lavras, 3(1): 63-70.
- RASMUSSEN, D.C., 1968. Yield and stability of yield of barley populations. Crop Sci. Madison, 8:600-602.
- RASMUSSEN, D.C. e J.W. LAMBERT, 1961. Variety x environment interactions in barley variety tests. Crop Sci. Madison, 1:261-262.
- REICH, V.H. e R.E. ATKINS, 1970. Yield stability of four population types of grain sorghum, *Sorghum bicolor* (L.) Moench, in different environments. Crop Sci. Madison, 10:511-517.
- ROWE, P.R. e R.H. ANDREW, 1964. Phenotypic stability for a systematic series of corn genotypes. Crop Sci. Madison, 4:563-567.
- SAMUEL, C.J.A., J. HILL, E.L. BREESE e A. DAVIES, 1970. Assessing and predicting environmental response in *Lolium perenne*. J. Agric. Sci. London, 75:1-9.
- SINGH, M., S.S. BADWAL e S.V. JASWAL, 1975. Stability of pod yield in groundnut. Indian J. Genet. and Plant Breeding. New Delhi, 35:26-28.
- SMITH, R.R., D.E. BYTH, B.E. CALDWELL e C.R. WEBER, 1967. Phenotype stability in soybean populations. Crop Sci. Madison, 7:590-592.

- STEEL, R.G.D. e J.H. TORRIE, 1960. Principles and Procedures of Statistics. New York, Mc Graw Hill Book Company, INC. 481 p.
- TAI, G.C.C., 1971. Genotypic stability analysis and its application to potato regional trials. Crop Sci. Madison, 11: 184-190.
- THODAY, J.M., 1955. Balance, heterozygosity and developmental stability. Cold Spring Harbor Symp. Quant. Biol. New York, 20:318-326.
- TUPINAMBÁ, E.A., 1976. Análise da adaptação de doze cultivares de feijão (*Phaseolus vulgaris* L.) a nove municípios da Zona da Mata, Minas Gerais. Viçosa, UFV, 34 p. (Dissertação de Mestrado).
- VERMA, M.M., B.R. MURTY e H. SINGH, 1972. Adaptation and genetic diversity in soybean. Indian J. Genet. and Plant Breeding. New Delhi, 32:266-275.

9. APÉNDICE

TABALA A.1. Produções médias de grãos de doze cultivares de feijão, incluindo os valores residuais ao nível de médias (s^2/R), médias ambientais (\bar{W}_j) e coeficientes de variação (C.V.) dos ensaios conduzidos em onze ambientes no Sul de Minas Gerais.

Cultivares	A m b i e n t e s																				
	C. Gerais		T. Corações		Perdões		Lavras		T. Corações		Lavras		Caldas		Machado		Caldas		Perdões		
	74/75	74/75	74/75	74/75	74/75	74/75	75/76	75/76	75/76	75/76	75/76	76/77	76/77	76/77	76/77	76/77	76/77	77/78	77/78	77/78	
Rico 23	495,7	873,5	1.779,2	1.190,2	2.391,6	566,5	866,0	612,5	404,3	296,5	625,2										
C. Rica 1031	352,9	1.178,8	1.720,5	1.695,6	2.416,3	496,6	748,9	1.728,0	499,3	530,7	771,8										
S. Cuva 168N	419,9	1.085,0	1.794,7	1.741,5	1.404,7	306,3	618,9	423,0	454,5	449,3	835,9										
Carioca 1030	469,7	846,6	2.049,6	1.692,3	2.575,4	400,4	618,1	652,5	809,9	260,5	421,3										
ESAL 1	335,7	1.186,2	2.114,9	1.259,9	2.101,1	312,2	688,9	739,4	723,5	537,3	509,9										
Pintado	398,0	1.019,9	1.732,9	1.128,6	1.631,5	454,1	719,4	1.268,1	429,8	496,0	818,3										
Jalo EEP558	408,8	861,2	1.565,4	1.063,3	1.528,7	432,6	768,8	1.031,0	369,3	246,7	820,0										
Vi. 1010	225,1	1.222,6	1.505,4	1.296,3	1.471,0	231,3	705,8	1.096,6	530,3	420,0	550,3										
Vi. 1011	372,6	1.190,8	1.836,2	1.170,9	2.001,8	422,4	963,1	1.471,1	533,7	640,7	635,8										
M. Fosco 11	200,6	403,5	1.283,6	966,1	1.479,1	182,0	444,8	973,9	292,1	412,0	687,1										
Ricobaio 1014	162,4	990,2	1.644,7	1.294,6	1.598,5	276,9	899,5	1.719,5	466,8	465,0	717,2										
Ricopardo 896	248,0	541,5	1.024,1	754,5	1.862,6	414,0	576,9	1.322,0	391,7	236,7	356,9										
s^2/R	3.857,7	7.103,0	22.923,3	34.467,0	85.229,8	4.762,2	8.390,1	28.875,8	10.647,5	2.161,7	7.399,1										
\bar{W}_j	533,5 340,8	55,7 950,0	1.766 1.670,9	3.768 1.271,1	9.775 1.871,8	519,7 374,6	1.160 718,3	1.922,2 1.086,5	902,2 492,1	984 415,9	2.975 645,8										
C.V. %	31,56	15,36	15,69	25,29	27,01	31,90	22,08	27,08	36,11	19,36	23,07										

$\sum I_j = 0,5 = 0$
= 894,3

Tabela A.2. Números médios de vagens por planta de doze cultivares de feijão, incluindo os valores residuais ao nível de médias (s^2/R), médias ambientais (\bar{X}_j) e coeficientes de variação (C.V.) dos ensaios conduzidos em onze ambientes no Sul de Minas Gerais.

Cultivares	A m b i e n t e s																			
	C.Gerais		T.Corações		Perdões		Lavras		T.Corações		Piumhi		Caldas		Machado		Lavras		Perdões	
	74/75	74/75	74/75	74/75	74/75	74/75	75/76	75/76	75/76	75/76	75/76	75/76	76/77	76/77	76/77	76/77	76/77	77/78	77/78	
Rico 23	5,00	5,64	8,86	7,93	13,33	4,70	4,30	6,40	5,07	6,20	4,30	6,40	5,07	6,20	4,30	6,40	5,07	6,20	4,30	5,23
C. Rica 1031	3,80	5,95	9,80	7,33	11,33	3,50	4,40	12,30	6,20	8,20	4,40	12,30	6,20	8,20	4,40	12,30	6,20	8,20	4,40	4,97
S. Cuva 168 N	5,00	5,24	7,35	8,03	6,63	2,90	6,80	5,10	5,73	4,90	6,80	5,10	5,73	4,90	6,80	5,10	5,73	4,90	6,80	6,00
Carioca 1030	5,90	5,18	7,59	8,23	11,70	3,16	6,53	4,60	7,03	4,23	6,53	4,60	7,03	4,23	6,53	4,60	7,03	4,23	6,53	3,13
ESAL I	5,80	7,00	9,56	8,33	13,07	4,20	6,27	6,93	7,73	5,43	6,27	6,93	7,73	5,43	6,27	6,93	7,73	5,43	6,27	5,80
Pintado	3,50	4,33	5,96	6,30	9,20	3,13	3,97	6,97	4,63	4,57	3,97	6,97	4,63	4,57	3,97	6,97	4,63	4,57	3,97	5,43
Jalo BPP558	3,50	3,48	5,36	5,86	5,40	2,70	3,87	5,10	4,00	4,53	3,87	5,10	4,00	4,53	3,87	5,10	4,00	4,53	3,87	4,70
Vi. 1010	3,50	6,97	8,54	8,63	8,53	3,00	4,37	9,90	5,70	5,80	4,37	9,90	5,70	5,80	4,37	9,90	5,70	5,80	4,37	5,67
Vi. 1011	6,10	6,91	8,07	6,13	9,07	4,06	4,90	10,57	6,40	5,57	4,90	10,57	6,40	5,57	4,90	10,57	6,40	5,57	4,90	4,97
M. Foscc II	3,30	4,99	7,44	4,26	7,67	1,70	4,03	4,90	2,00	3,57	4,03	4,90	2,00	3,57	4,03	4,90	2,00	3,57	4,03	3,80
Ricobaio 1014	3,30	7,79	8,29	9,80	6,43	2,90	4,80	9,57	7,00	7,83	4,80	9,57	7,00	7,83	4,80	9,57	7,00	7,83	4,80	5,10
Ricopardo 896	3,70	4,55	5,99	5,00	11,23	4,20	5,10	10,27	2,73	4,00	5,10	10,27	2,73	4,00	5,10	10,27	2,73	4,00	5,10	2,90
s^2/R	0,620	0,386	0,382	1,701	1,693	0,370	0,577	0,775	1,561	0,874	0,577	0,775	1,561	0,874	0,577	0,775	1,561	0,874	0,577	0,454
\bar{X}_j	4,37	5,67	7,73	7,16	9,47	3,36	4,94	7,71	5,35	5,40	4,94	7,71	5,35	5,40	4,94	7,71	5,35	5,40	4,94	4,81
C.V. %	51,20	18,97	13,84	51,56	23,80	30,04	26,61	19,76	40,42	29,97	26,61	19,76	40,42	29,97	26,61	19,76	40,42	29,97	26,61	24,27

Tabela A.3. Números médios de sementes por vagem de doze cultivares de feijão, incluindo os valores residuais ao nível de médias (s^2/R), médias ambientais (\bar{Y}_j) e coeficientes de variação (C.V.) dos ensaios conduzidos em onze ambientes no Sul de Minas Gerais.

Cultivares	A m b i e n t e s											
	C. Gerais			T. Corações			Piunhi			Caldas Machado		Perdões
	74/75	74/75	74/75	75/76	75/76	75/76	75/76	75/76	76/77	76/77	76/77	77/78
Rico 23	4,35	5,89	6,69	5,52	5,30	5,34	4,42	4,00	4,94	5,07	5,64	
C. Rica 1031	3,76	5,61	5,73	5,52	5,65	5,11	4,45	4,79	5,17	4,67	6,27	
S. Cuva 168N	4,08	5,37	5,69	5,21	3,70	5,66	4,62	3,65	4,60	4,02	5,50	
Carloca 1030	3,62	4,66	5,85	5,17	4,59	5,95	4,60	4,86	4,55	5,05	4,33	
ESAL 1	3,32	5,14	5,33	4,45	4,74	4,00	4,14	4,08	4,58	4,19	4,68	
Pintado	3,24	3,49	3,55	3,15	2,96	3,05	2,39	3,29	3,63	2,84	3,37	
Jaio HEP558	3,23	3,99	4,87	2,89	3,33	3,47	2,44	3,35	3,49	3,07	3,18	
Vi. 1010	3,13	4,73	5,49	4,36	5,36	4,08	3,54	4,09	4,13	3,92	4,69	
Vi. 1011	4,07	5,17	5,49	4,84	5,22	2,98	3,26	4,20	4,43	4,67	4,42	
M. Fosco 11	2,46	3,63	4,10	3,17	3,47	3,15	2,62	2,83	3,51	2,72	2,94	
Ricobaio 1014	2,83	5,10	5,59	4,90	5,36	3,90	3,78	5,73	3,72	4,89	5,29	
Ricopardo 896	3,16	4,84	5,51	4,39	4,71	4,48	3,85	4,66	4,16	4,34	4,11	
s^2/R	0,0942	0,0684	0,0581	0,0387	0,1111	0,2518	0,0760	0,1817	0,0974	0,0479	0,1139	
\bar{Y}_j	3,44	4,80	5,32	4,47	4,53	4,27	3,68	4,13	4,24	4,12	4,53	
C.V. %	15,44	9,43	7,84	7,62	12,73	20,36	12,99	17,88	12,73	9,20	12,90	

Tabela A.4. Pesos médios de 100 sementes de doze cultivares de feijão, incluindo os valores residuais ao nível de médias (s^2/R), médias ambientais (\bar{Z}_j) e coeficientes de variação (C.V.) dos ensaios conduzidos em onze ambientes no Sul de Minas Gerais.

Cultivares	A m b i e n t e s																				
	C. Gerais		T. Corações		Perdões		Lavras		T. Corações		Piumhi		Caldas		Machado		Lavras		Perdões		
	74/75	74/75	74/75	74/75	74/75	75/76	75/76	75/76	75/76	75/76	75/76	75/76	76/77	76/77	76/77	76/77	76/77	76/77	77/78	77/78	
Rico 23	15,03	13,32	19,42	19,33	20,66	15,00	21,33	15,37	12,96	17,27	21,13	15,37	12,96	17,27	21,13	15,37	12,96	17,27	21,13	15,37	12,96
C. Rica 1031	16,53	15,73	24,22	21,00	27,66	19,33	23,33	17,83	15,18	19,42	19,08	17,83	15,18	19,42	19,08	17,83	15,18	19,42	19,08	17,83	15,18
S. Cuva 168 N	15,70	15,68	21,15	24,00	23,66	17,33	22,00	14,32	15,28	18,57	19,49	14,32	15,28	18,57	19,49	14,32	15,28	18,57	19,49	14,32	15,28
Carioca 1030	17,24	19,86	23,90	23,66	24,00	19,66	24,33	15,15	19,10	18,44	26,01	15,15	19,10	18,44	26,01	15,15	19,10	18,44	26,01	15,15	19,10
ESAL 1	13,94	14,83	21,37	20,66	21,33	16,50	20,67	14,55	16,67	17,48	18,18	14,55	16,67	17,48	18,18	14,55	16,67	17,48	18,18	14,55	16,67
Pintado	24,64	27,86	41,48	35,66	42,00	35,66	38,67	34,51	28,73	34,31	40,25	34,51	28,73	34,31	40,25	34,51	28,73	34,31	40,25	34,51	28,73
Jalo EEP558	29,01	25,51	37,07	37,33	38,33	36,00	38,67	33,77	29,21	38,48	44,39	33,77	29,21	38,48	44,39	33,77	29,21	38,48	44,39	33,77	29,21
Vi. 1010	19,77	18,30	28,23	23,66	24,66	21,33	24,33	18,63	18,57	18,82	21,85	18,63	18,57	18,82	21,85	18,63	18,57	18,82	21,85	18,63	18,57
Vi. 1011	15,53	17,55	25,46	23,00	28,33	20,00	23,00	18,49	18,54	21,54	21,40	18,49	18,54	21,54	21,40	18,49	18,54	21,54	21,40	18,49	18,54
M. Fosco 11	28,38	19,40	45,49	38,33	43,66	39,33	36,00	36,01	25,41	34,97	45,13	36,01	25,41	34,97	45,13	36,01	25,41	34,97	45,13	36,01	25,41
Ricobaio 1014	19,85	15,96	22,77	21,66	23,33	20,33	22,00	19,18	16,13	19,55	21,43	19,18	16,13	19,55	21,43	19,18	16,13	19,55	21,43	19,18	16,13
Ricopardo 896	17,63	12,03	22,75	22,00	23,00	18,00	22,67	18,86	14,45	17,76	25,35	18,86	14,45	17,76	25,35	18,86	14,45	17,76	25,35	18,86	14,45
s^2/R	4,090	2,234	1,990	0,926	3,368	0,982	3,002	0,982	0,909	1,058	1,589	0,982	0,909	1,058	1,589	0,982	0,909	1,058	1,589	0,982	0,909
\bar{Z}_j	19,44	18,00	27,77	25,86	28,39	23,21	26,42	21,39	19,19	23,05	26,97	21,39	19,19	23,05	26,97	21,39	19,19	23,05	26,97	21,39	19,19
C.V. %	18,01	14,37	8,79	6,44	11,19	7,39	11,36	8,02	8,60	7,72	8,10	8,02	8,60	7,72	8,10	8,02	8,60	7,72	8,10	8,02	8,60