

SEÇÃO: AGRONOMIA

ANÁLISE DA INTERAÇÃO GENÓTIPO X AMBIENTE PARA O RENDIMENTO DE GRÃOS EM FEIJÃO¹

CARMEN ILSE PINHEIRO JOBIM², SERGIO LUIZ WESTPHALEN³, LUIZ CARLOS FEDERIZZI⁴

RESUMO - A análise da interação genótipo x ambiente foi realizada para o rendimento de grãos em 22 genótipos de feijão (*Phaseolus vulgaris* L.), testados em cinco locais diferentes do Rio Grande do Sul, em dois anos. Parâmetros de estabilidade foram estimados pelo modelo de regressão linear de EBERHART e RUSSEL (1966), pela ecovalência de WRICKE (1962) e pela variância da estabilidade de SHUKLA (1972). Os modelos utilizados foram eficientes na estimação da estabilidade, sendo o modelo de EBERHART e RUSSEL (1966) o mais eficiente, por informar o tipo de adaptação e discriminar mais os genótipos, facilitando a seleção. Por este método, foram classificados dois genótipos como superiores. Dos genótipos testados, quatro foram instáveis. Entre os estáveis, nove apresentaram adaptação geral, quatro, adaptação específica a bons ambientes e cinco, adaptação a ambientes ruins.

Palavras-chave: *Phaseolus vulgaris* L.

GENOTYPE X ENVIRONMENT INTERACTION ANALYSIS FOR GRAIN YIELD IN COMMON BEAN

ABSTRACT - Genotype x environment interaction analysis was performed on grain yield of twenty-two common bean (*Phaseolus vulgaris* L.) genotypes grown at five different locations in Rio Grande do Sul, during two growing

INTRODUÇÃO

A classificação relativa de genótipos de feijão em relação ao rendimento, geralmente, altera-se de um ambiente para outro. Este efeito diferencial que o ambiente exerce sobre os genótipos resulta numa interação, que pode ser medida estatisticamente. Quando positiva, esta interação deve ser considerada nos programas de melhoramento, porque seus efeitos reduzem a correlação entre os valores fenotípicos e genotípicos, restringindo o progresso de seleção (COMSTOCK e MOLL, 1963). Vários modelos têm sido propostos para a análise da interação genótipo x ambiente, sendo os mais usados e de maior eficiência os calculados através da regressão linear e pela partição do

Quadrado Médio da análise da variância (KALTSIKES e LARTER, 1970; EASTON e CLEMENTS, 1973; CARVALHO et al., 1983; KANG et al. 1987; PHAM e KANG, 1988).

O procedimento da regressão linear foi proposto, inicialmente, por FINLAY e WILKINSON (1963), baseados no princípio (YATES e COCHRAN, 1938) de que o desdobramento da interação genótipo x ambiente em regressão do rendimento do genótipo, nos diferentes ambientes, sobre a média dos genótipos testados, avalia o comportamento individual. O modelo de EBERHART e RUSSEL (1966) ampliou o conceito inicial, propondo a determinação da estabilidade de um conjunto de genótipos através do rendimento médio (\bar{Y}_j), coeficiente de regressão

1. Parte da tese de Mestrado do primeiro autor, apresentada à Faculdade de Agronomia, UFRGS (agosto de 1990).

2. Eng. Agr., M.Sc. - Equipe de Fitotecnia, FEPAGRO, Rua Gonçalves Dias 570, 90130-060 Porto Alegre, RS. Bolsista da CAPES.

3. Eng. Agr., M.Sc. - Falecido em março de 1990.

4. Eng. Agr., Ph.D. - Faculdade de Agronomia, UFRGS. Av. Bento Gonçalves 7712, 90001-970 Porto Alegre, RS. Bolsista do CNPq. Recebido para publicação em 06/01/1997.

(b.) e variância dos desvios da regressão (S^2d_i). Pelo modelo, a variável independente da regressão é obtida pela diferença entre a média dos genótipos em cada ambiente e a média geral. Segundo os autores, genótipo ideal é aquele com rendimento médio alto, coeficiente de regressão linear igual à unidade e desvios da regressão não significativos. No modelo, o coeficiente de regressão estima a adaptabilidade do genótipo, ou sua resposta à melhoria do ambiente e os desvios da regressão medem a sua estabilidade, ou seja resposta às flutuações ambientais (BONATO, 1978). Assim, genótipos com coeficientes de regressão próximos à unidade possuem estabilidade média; se associados a altos rendimentos, são de adaptabilidade geral; senão, são pobremente adaptados a todos os ambientes. Coeficientes de regressão acima da unidade indicam estabilidade abaixo da média e adaptabilidade específica aos bons ambientes. Coeficientes de regressão abaixo da unidade caracterizam genótipos de estabilidade acima da média e de adaptação específica a ambientes pobres. Coeficientes de regressão iguais ou próximos de zero definem a estabilidade absoluta.

Este grupo de definições enquadra-se na classificação proposta em BECKER e LEON (1988) para dois conceitos de estabilidade: o conceito estático de estabilidade, onde a resposta às variações ambientais é nula e igual para qualquer genótipo estável ($b_i=0$; $S_i=0$) e o conceito dinâmico de estabilidade, em que os desvios da resposta prevista são nulos, podendo, no entanto, a resposta diferir de um genótipo estável para outro ($b_i=1$; $S^2d_i=0$). Numerosas publicações são encontradas em que o modelo é usado, demonstrando a sua ampla aceitação entre os melhoristas. BREESE (1969) defende seu uso, por permitir a subdivisão da variabilidade de um genótipo em relação ao ambiente entre a parte previsível, correspondente à regressão, e à parte não previsível, correspondente aos desvios da regressão, características do modelo proveitosas como medidas da estabilidade. De acordo com EASTON e CLEMENTS (1973), os parâmetros deste modelo detectam comportamentos atípicos, porém recomendam cautela na definição de instabilidade frente a valores altos dos desvios da regressão. Os resultados obtidos com genótipos de feijão por DUARTE (1988) demonstram a possibilidade vantajosa da interpretação biológica do modelo.

Por outro lado LIN et al. (1986), analisando as estruturas básicas do modelo, consideram a estimação da estabilidade pela variância dos desvios da regressão puramente empírica. Consideram, ainda, que o estimador da estabilidade é inadequado, na medida em que a variável independente (índice ambiental), pressuposta no modelo, não pode ser obtida antes da execução do experimento. Logo, a pressuposição do modelo não é atendida, o que leva a invalidá-lo como estimador de estabilidade. No entanto, BECKER e LEON (1988) consideram a técnica da regressão linear como possuidora do mérito da simplicidade e relevância biológica, tendo-se mostrado, por isso, o método de maior preferência.

Segundo GORMAN et al. (1989), dois modelos semelhantes, que decompõem o quadrado médio da interação genótipo x ambiente entre os vários componentes determinados pelos genótipos individualmente, foram propostos por WRICKE (1962) e SHUKLA (1972). A ecovalência (W_i), proposta por WRICKE (1962), mede a contribuição de cada genótipo para a soma dos quadrados da interação total dos genótipos com ambientes e é a medida da estabilidade deste genótipo. KANG e MILLER (1984) propuseram uma maneira de testar a significância estatística de W_i . Da mesma forma, SHUKLA (1972) decompôs a soma dos quadrados da interação genótipo x ambiente entre os componentes de cada genótipo isoladamente. Considerou a variância da estabilidade (T_i^2) um estimador não viciado, propondo um critério aproximado para testar a significância das magnitudes de T_i^2 . O autor complementou o modelo recomendando a remoção da heterogeneidade da interação genótipo x ambiente através da covariância. Deste modo, a variância da estabilidade residual pode ser determinada para cada genótipo (S_i^2) e testada sua significância como em T_i^2 . Usando o modelo, GORMAN et al. (1989) consideram um genótipo bem adaptado aquele com baixa variância da estabilidade (preferentemente não significativo) e alto rendimento médio.

Os resultados obtidos por CARVALHO (1983), similares aos de JOWETT (1972), apontam o modelo de WRICKE (1962) produzindo resultados similares ao modelo de EBERHART e RUSSEL (1966), porém concluíram ser menos informativo, por utilizar apenas um parâmetro como estimador da estabilidade. Da mesma forma, DUARTE (1988) considerou os métodos baseados em um só

parâmetro, pouco informativos, oferecendo menor segurança à recomendação de genótipos.

Por outro lado, KANG e MILLER (1984) consideram os métodos que determinam o componente da estabilidade de cada genótipo mais proveitosos, na análise da estabilidade, que os métodos por regressão. PHAM e KANG (1988) demonstraram que a estatística de SHUKLA (1972), (S_i^2), é equivalente ao S^2d_i , de EBERHART e RUSSEL (1966). Neste caso, segundo os autores, o ajustamento da covariância da interação genótipo x ambiente proporciona uma proveitosa informação adicional sobre a heterogeneidade dos genótipos.

O objetivo deste estudo foi classificar, quanto à estabilidade e à adaptabilidade, genótipos promissores de feijão testados pela pesquisa do Rio Grande do Sul, bem como comparar diferentes modelos de medida da estabilidade.

MATERIAL E MÉTODOS

Os dados utilizados neste estudo foram obtidos no Ensaio Estadual conduzido sob a coordenação da Comissão Estadual da Pesquisa de Feijão (CEPEF), nas safras de 1987/88 e 1988/89. Os experimentos foram executados em blocos completos casualizados, com quatro repetições e área útil de 3 m², de acordo com as recomendações técnicas (INSTITUTO, 1986). Foram avaliados 22 genótipos (Tabela 1), incluídos nos dois anos avaliados, em cinco locais representativos das principais zonas produtoras de feijão do estado do Rio Grande do Sul. As datas de semeadura, os tipos de solo e as características geográficas dos locais estão descritos na Tabela 2. Os experimentos de Erechim, Osório e Sobradinho foram conduzidos pela FEPAGRO (Secretaria de Ciência e Tecnologia); os experimentos de Iraí e Pelotas, pelo CPACT/ EMBRAPA.

TABELA 1 - Parentais dos genótipos de feijão (*Phaseolus vulgaris* L.) testados em 10 ambientes, em 1987/88 e 1988/89, no Rio Grande do Sul

GENÓTIPOS	CRUZAMENTO
A 236	[IPA 7419 x G4000]
BAT 429	[22G4 x PI310797] x [Turrialba x Cornell 49-242]
CAPIXABA PRECOCE*	[Porrillo Sintético x Compuesto Negro Chimaltenango-2]
CARIOCA*	Desconhecido
CNF 3975	[ICA PIJAO x Puebla 152]
CNF 5483	A358 x [A176 x (G4326 x XAN40)]
CNF 5493**	G 3627 x EMP84
CNF 5494**	A358 x [A176 x (G4326 x XAN40)]
EMPASC 201*	[ICA TUI x S219 N-1]
FT 83-120 **	[NEP2 x ICA PIJAO] x Puebla 173
FT 84-86	[Rio Tibagi x Puebla 173] x MD450
FT 84-158	[Rio Tibagi x Puebla 173] x Sel. P511A
FT 84-398	[Rio Tibagi x Puebla 173] x H876
FT TARUMÃ	[NEP2 x ICA PIJAO] x F4[Rio Negro x Cornell 49- 242]
GUATEIAN 6662*	Desconhecido
IRAÍ*	Desconhecido
LM30063	[Jamapa X Roxão]
LM30074	[Jamapa x Canário 101]
MAQUINÉ*	Desconhecido
RIO NEGRO	[Turrialba 4 x Cornell 49 - 242] x [Rio Tibagi x Cornell 49 - 242]
RIO TIBAGI*	Desconhecido
TURRIALBA 4*	Desconhecido

* Indica cultivar já recomendado por ocasião da realização dos experimentos

** Indica as cultivares posteriormente recomendados para o RS, respectivamente: BR-IPAGRO 2 - PAMPA, BR-IPAGRO 1 - MACANUDO, FT - 120.

TABELA 2 - Localização, data de semeadura e caracterização edáfica e geográfica, dos cinco experimentos

Locais	Data de Semeadura		Unidade de Mapeamento de Solo	Latitude	Longitude	Altitude
	1987/88	1988/89				
Erexim	21/10	21/10	Erexim	27°37'46"	52°16'33"	760 m
Iraí	18-19/09	22/09	Ciriaco-Charrua	27°11'45"	53°14'01"	222 m
Osório	25/09	19/09	Vila	29°40'49"	50°13'56"	32 m
Pelotas	22/10	12/10	Camaquã (Ca ₂)	31°45'00"	52°21'00"	13 m
Sobradinho	06/10	09/10	Ciriaco	29°26'00"	52°59'00"	460 m

A análise da variância dos rendimentos, dentro de genótipos, locais e anos e suas interações, considerando os efeitos aleatórios, foi realizada segundo o modelo de LYMAN (1977) (Tabela 3). Caracterizando ambiente como cada local e ano avaliado, segundo o mesmo autor, a análise da variância dos rendimentos foi recalculada, agora para genótipos e ambientes e sua interação, considerando, também, os efeitos aleatórios, segundo está exposto na Tabela 4.

As diferenças entre as médias dos genótipos foram testadas pelo teste "t"-DMS a 5% (STEEL e TORRIE, 1980).

TABELA 3- Distribuição dos graus de liberdade, quadrado médio e quadrado médio esperado, e F-teste estimado para a análise da variância conjunta, considerando os efeitos de genótipos, anos e locais como aleatórios

Fonte de Variação	GL ¹	QM	QM Esperados ²	F-teste
Repetições	(r-1)			
Genótipos	(g-1)	QM1	$\sigma^2e + r\sigma^2ga + ra\sigma^2gl + rl\sigma^2ga + rla\sigma^2g$	QM1/QM6
Locais	(l-1)	QM2	$\sigma^2e + r\sigma^2ga + ra\sigma^2gl + rg\sigma^2al + rga\sigma^2l$	QM2/QM6
Anos	(a-1)	QM3	$\sigma^2e + r\sigma^2ga + rg\sigma^2al + rl\sigma^2ga + rgl\sigma^2a$	QM3/QM6
Locais x Anos	(l-1)(a-1)			
Genótipos x Locais	(g-1)(l-1)	QM4	$\sigma^2e + r\sigma^2ga + ra\sigma^2gl$	QM4/QM6
Genótipos x Anos	(g-1)(a-1)	QM5	$\sigma^2e + r\sigma^2ga + rl\sigma^2ga$	QM5/QM6
Genótipos x Locais x Anos	(g-1)(a-1)(l-1)	QM6	$\sigma^2e + r\sigma^2ga$	QM6/QME
Erro	(r-1)(gal-1)	QME		
Total	(rgal-1)			

¹ g, a, l, r representam, respectivamente, número de genótipos, número de anos, número de locais e número de repetições testadas.

² σ^2e = variância do erro
 σ^2g = variância dos genótipos
 σ^2l = variância dos locais
 σ^2a = variância dos anos
 σ^2ga = variância da interação genótipo x ano
 σ^2gl = variância da interação genótipo x local
 σ^2gla = variância da interação genótipo x local x ano

TABELA 4- Distribuição dos graus de liberdade, quadrado médio e quadrado médio esperado, e F-teste estimados para a análise da variância conjunta, considerando os efeitos de genótipos e ambientes como aleatórios

Fonte de Variação	GL ¹	QM	QM Esperados	F-teste
Repetições	(r-1)			
Genótipos	(g-1)	QM1	$\sigma^2e + r\sigma^2ga + ra\sigma^2g$	QM1/QM3
Ambientes	(a-1)	QM2	$\sigma^2e + r\sigma^2ga + rg\sigma^2a$	QM2/QM3
Genótipo x ambiente	(g-1)(a-1)	QM3	$\sigma^2e + r\sigma^2ga$	QM3/QME
Erro	(r-1)(ga-1)	QME	σ^2e	
Total	(rga-1)			

¹ g, a, r representam, respectivamente, número de genótipos, ambientes e repetições experimentados.

As estimativas dos parâmetros da estabilidade foram calculados por três modelos.

1. Modelo de EBERHART e RUSSEL (1966)

Os parâmetros da estabilidade, média (Y_{ij}), coeficiente de regressão linear (b_i) e quadrado médio dos desvios da regressão (S^2d_i), para todos os genótipos nos ambientes, foram estimados segundo EBERHART e RUSSEL (1966), considerando o índice ambiental (I_j) como estimador do valor do ambiente, conforme o modelo

$$Y_{ij} = \mu_i + \beta_i I_j + \sigma_{ij} + \varepsilon_{ij}$$

onde:

- Y_{ij} é a média do genótipo i no ambiente j ;
- μ_i é a média do genótipo i em todos os ambientes;
- β_i é o coeficiente de regressão genótipo i em todos os ambientes;
- I_j é o índice ambiental, obtido pela diferença entre o rendimento médio de todos os genótipos no ambiente j ($Y_{.j}$) e o rendimento médio geral dos genótipos nos ambientes ($Y_{..}$):
- $I_j = Y_{.j} - Y_{..}$
- σ_{ij} é o desvio do genótipo i em relação à sua linha de regressão no ambiente j ;
- ε_{ij} é o residuo associado à média.

Foi aplicado o T-teste a 5% para testar a significância estatística de $H_0: b_i=0$ e $H_0: b_i=1$. A significância estatística para S^2d_i foi testada através do teste:

$$F = \frac{S^2d_i}{QME}$$

Após, foram calculados os coeficientes de determinação (r^2), visando quantificar os efeitos lineares da variação total (STEEL e TORRIE, 1980).

2. Ecovalência

A ecovalência (W_i) foi calculada para cada cultivar, segundo WRICKE (1962):

$$W_i = \sum_j [(\mu_{ij})^2 - 1/e (Y_{.i} - Y_{..}/g)^2]$$

onde:

- $\mu_{ij} = Y_{ij} - Y_{.j}$
- Y_{ij} = a média do genótipo i no ambiente j ;
- $Y_{.i}$ = a soma do rendimento do genótipo i em todos os ambientes;
- $Y_{..}$ = a soma do rendimento de todos os genótipos em todos os ambientes;

$Y_{.j}$ = a média de todos os genótipos no ambiente j ;

g = o número de genótipos;

e = o número de ambientes;

Os valores da ecovalência, obtidos para cada cultivar, foram divididos por $[(g-1)(e-1)]/g$ para obter o quadrado médio e foi testada a sua significância pelo F-teste, de acordo com KANG e MILLER (1984):

$$F = \frac{QM W_i}{QME}$$

com $[e-1]$ e $[g.e(r-1)]$ graus de liberdade.

3. Variância da estabilidade

O modelo desenvolvido por SHUKLA (1972) estima as estatísticas da variância da estabilidade antes (σ_i^2) e após o uso da covariância (S_i^2).

Primeiramente, determinou-se o parâmetro σ_i^2 para os 22 genótipos testados através da equação:

$$\sigma_i^2 = [1/(e-1)(g-1)(g-2)] \times [g(g-1) \sum_j (\mu_{ij} - \mu_{i.})^2 - \sum_j \sum_j (\mu_{ij} - \mu_{i.})^2]$$

onde:

- $\mu_{ij} = Y_{ij} - Y_{.j}$;
- $\mu_{i.} = \sum_j \mu_{ij}/e$;
- Y_{ij} é a média do genótipo i no ambiente j ;
- $Y_{.j}$ = a média de todos os genótipos no ambiente j ;
- e = o número de ambientes;
- g = o número de genótipos;

A significância dos σ_i^2 foi testada segundo SHUKLA (1972) pelo F-teste, onde:

$$F = \frac{\sigma_i^2}{QME}$$

para $(e-1)$ e $[ge(r-1)]$ graus de liberdade

Após o cálculo dos σ_i^2 , a covariável índice ambiental foi usada para calcular os S_i^2 .

O parâmetro S_i^2 foi estimado pela equação:

$$S_i^2 = [g/(g-2)(e-2)] [(S_i - \sum_j S_j)/g(g-1)]$$

onde:

$$S_i = \sum_{j=1}^e (\mu_{ij} - \mu_{i.} - b_i Z_j)^2$$

e:

$$b_i = \sum_j (\mu_{ij} - \mu_{i.}) \sum_j Z_j / \sum_j Z_j^2$$

onde:

b_i é o coeficiente de regressão do genótipo i ,
e:
 Z_j é a medida da característica do ambiente j
(índice ambiental)

A significância dos S_i^2 foi testada segundo SHUKLA (1972) pelo F-teste, onde:

$$F = \frac{S_i^2}{QME}$$

para $(e-1)$, $ge(r-1)$ graus de liberdade.

Os valores de σ_i^2 e S_i^2 foram estimados via programa STABGEN (KANG, 1988).

A soma dos quadrados relativa aos S_i^2 foi calculada para obter o resíduo ou balanço (SHUKLA, 1972). A diferença entre a soma dos quadrados da interação e aquelas obtidas dos S_i^2 determinou a heterogeneidade devida à covariância. A heterogeneidade foi expressa como uma porcentagem da soma dos quadrados da interação genótipo x ambiente. A significância estatística da heterogeneidade foi testada pelo F-teste, onde:

$$F = \frac{QM \text{ heterogeneidade}}{QME}$$

, para $(e-1)$ e $[ge(r-1)]$ graus de liberdade

RESULTADOS E DISCUSSÃO

A análise da variância do rendimento de grãos dos genótipos testados nos cinco locais, em ambos os anos (Tabela 5) revela que o efeito isolado de genótipo foi significativo ao nível de 5%, e de local e ano, ao nível de 1%. Estes resultados evidenciaram a variabilidade genética para o caráter rendimento de grãos dos genótipos testados. Da mesma forma, as diferenças altamente significativas encontradas entre os locais confirmam as divergências ecológicas existentes e a necessidade da realização de testes em diferentes locais. Por outro lado, as diferenças significativas entre os anos demonstram a necessidade da avaliação dos genótipos em mais de um ano.

Os valores de F-teste mostram variações altamente significativas, apenas para a interação genótipo x ano x local, enquanto que as interações genótipo x local e genótipo x ano não foram significativas. A estimativa da variância da interação tríplice correspondeu, aproximadamente, à soma

daquelas obtidas para as duas interações simples.

A não significância das interações de genótipos com anos e de genótipos com locais (Tabela 5) pode ser explicada pela grandeza do quadrado médio da interação tríplice usada para o F-teste exigido pelo modelo aleatório. Já o efeito da interação de genótipos com locais e anos (G x L x A) foi altamente significativo, evidenciando os comportamentos específicos dos genótipos frente a certas condições de locais e anos. Segundo SANTOS (1980) esta é uma tendência geral verificada em diversos trabalhos, indicando que a interação tríplice seja o principal componente da interação genótipo x ambiente. Resultados similares encontrados por BECKER e LEON (1988) levaram os autores a defender o uso de locais e anos como ambientes, melhor representando as diversidades dos fatores ambientais. De acordo com os autores, regressão sobre ambientes é mais poderosa para avaliar a estabilidade dinâmica ou agrônômica (S^2_d). Por este motivo, foi executada a análise da variância para genótipos e ambientes (Tabela 6), cujos resultados, semelhantes aos publicados por BECKER e LEON (1988), confirmam os efeitos altamente significativos de genótipos, ambientes e da interação genótipo x ambiente.

Os índices ambientais, calculados a partir dos rendimentos dos genótipos nos 10 ambientes (Tabela 7), apresentaram variações de -381,8 a +253,7. Pelos índices, 1987 foi mais favorável ao feijão; as variações ocorreram de -124,4 em Sobradinho, colocando-o como pior ambiente, a +253,7 em Osório, classificando-o como melhor ambiente. Em 1988, os índices variaram de +178,3 para Erexim, considerado o melhor ambiente, a -381,8 para Sobradinho, considerado o pior ambiente. Considerando os dois anos, Erexim e Osório foram os melhores ambientes; Sobradinho e Pelotas foram os piores e Iraí representou um ambiente médio.

Os resultados demonstraram que os ambientes apresentaram amplo espectro de variação dos índices ambientais, desde -381,8 (ambiente ruim) a +253,7 (ambiente bom). Esta variação evidencia a divergência ecológica entre os locais. Segundo ALLARD e BRADSHAW (1964) ambientes distintos são imprescindíveis num programa de melhoramento, para a detecção e seleção de genótipos estáveis e adaptados. Logo, os valores dos índices de ambiente comprovam a adequação dos locais utilizados pelo programa estadual de pesquisa de feijão.

Os parâmetros da estabilidade estimados pelo modelo de EBERHART e RUSSEL (1966) estão na Tabela 8.

TABELA 5 - Análise da variância do rendimento de grãos (kg/ha) de 22 genótipos de feijão testados em cinco locais e dois anos: 1987/88 e 1988/89, no Rio Grande do Sul

Fonte de Variação	GL ¹	SQ	QM	F-teste
Repetições	3			
Genótipos	21	25253594,17	1202552,10	2,19 *
Locais	4	257366883,70	64341720,91	117,22 **
Anos	1	28063784,90	28063784,90	51,13 **
Locais x anos	4			
Genótipos x locais	84	22753632,27	270876,57	0,49
Genótipos x anos	21	5261221,97	250534,37	0,46
Genótipos x locais x anos	84	46104053,29	548857,77	3,55 **
Erro	657	101713672,90	154815,33	
Total	879	493758946,60		
MÉDIA	1708 kg/ha			
CV %	23,06			

** indica significância ao nível de 1% de probabilidade.

TABELA 6 - Análise da variância do rendimento de grãos (kg/ha) de 22 genótipos de feijão testados em 10 ambientes, em 1987/88 e 1988/89, RS

Fonte de Variação	GL	SQ	QM	F-teste
Repetições	3			
Ambiente	9	311037101,8	34559678	134,64 **
Genótipo	21	25253594,17	1202552	4,69 **
Ambiente x genótipo	189	48512474,43	256679,8	1,66 **
Resíduo	657	101713672,9	154815,3	
TOTAL	879	493758946,6		

** indica significância a 1% de probabilidade.

TABELA 7 - Rendimento médio de grãos (kg/ha) dos genótipos (Y_j), índice ambiental (I_j) e índice ambiental médio de dois anos (I_m), obtidos em 1987/88 e 1988/89, em 10 ambientes, RS

LOCAL	ANO	Y_j	I_j^1	I_m
Erexim	1987	2378	201	189,65
	1988	2302	178,3	
Iraí	1987	1739	9,6	4,55
	1988	1706	-0,5	
Osório	1987	2553	253,7	152,10
	1988	1876	50,5	
Pelotas	1987	1469	-71,7	-93,25
	1988	1325	-114,8	
Sobradinho	1987	1293	-124,4	-253,10
	1988	435	-381,8	
Média		1708		

¹ $I_j = Y_j - Y..$, onde Y_j é o rendimento médio dos genótipos no ambiente j e $Y..$ é o rendimento médio de todos os genótipos.

TABELA 8- Rendimento médio de grãos (RMG), coeficiente de regressão (b_i), coeficiente de determinação (r²) e variância dos desvios da regressão (S²d_i) de 22 genótipos de feijão testados em 10 ambientes, em 1987/88 e 1988/89, RS

Genótipos	RMG (kg/ha)		b _i ¹	r ²	S ² d _i (%)
A236	1563	M	0,77* ²	69,4	8666
BAT 429	1555	I	0,86 NS	73,6	8902
CAPIXABA PRECOCE	1585	M	0,78 *	61,5	2849
CARIOCA	1765	M	1,09 NS	74,7	13639
CNF3975	1873	S	1,18 NS	73,0	17238
CNF5483	1993	S	1,31 *	79,7	14616
CNF5493	1883	S	1,39 *	87,5	9326
CNF5494	2044	S	1,28 *	79,0	14686
EMPASC 201	1711	M	0,97 NS	63,8	17723
FT83-120	1968	S	1,15 NS	68,0	20983
FT 84-86	1692	M	1,01 NS	63,6	19686
FT 84-158	1701	M	0,98 NS	59,1	22114
FT84-398	1556	I	1,03 NS	57,8	25760
FT Tarumã	1599	M	0,96 NS	72,5	11671
GUATEIAN 6662	1619	M	1,02 NS	68,9	15725
IRAÍ	1539	I	0,65 *	28,5	35112
LM30063	1884	S	1,22 *	88,3	10013
LM30074	1863	S	1,00 NS	67,2	16533
MAQUINÉ	1590	M	0,78 *	56,3	15978
RIO NEGRO	1501	I	0,95 NS	71,2	12333
RIO TIBAGI	1611	M	0,82 *	66,7	11348
TURRIALBA 4	1469	I	0,79 *	64,9	11363
MÉDIA	1708				
DMS (.05)	145				

* indica, significância ao nível de 5% de probabilidade.

S, M e I indicam genótipo superior médio e inferior, respectivamente, a 5% de probabilidade (DMS).

¹ todos b_i ¹ 0 a 1% de probabilidade

² significância para b_i = 1

Quanto à média de rendimentos de grãos, primeiro parâmetro considerado no modelo, foram superiores os genótipos CNF 5494, CNF 3975, CNF 5483, CNF 5493, FT 83-120, LM 30063 e LM 30074. Foram inferiores os genótipos BAT 429, FT 84-398, Iraí, Rio Negro e Turrialba 4, enquanto que A236, Capixaba Precoce, Carioca, EMPASC 201, FT 84-86, FT 84-158, FT-Tarumã, Guateian 6662, Maquiné e Rio Tibagi apresentaram comportamento intermediário.

Quanto ao coeficiente de regressão (b_i), segundo parâmetro estimado no modelo, todos os genótipos apresentaram os valores diferentes de zero; no entanto, alguns genótipos apresentaram comportamento para b_i diferenciado estatisticamente da unidade. Tiveram valores de b_i igual à unidade, os genótipos BAT 429, Carioca, CNF 3975, EMPASC 201, FT 83-120, FT 84-86, FT 84-158, FT 84-398, FT-Tarumã, Guateian 6662, LM 30074

e Rio Negro. Os genótipos com b_i superiores à unidade foram CNF 5483, CNF 5493, CNF 5494, LM 30063. Os genótipos com coeficientes de regressão inferior à unidade foram: A 236, Capixaba Precoce, Iraí, Maquiné, Rio Tibagi e Turrialba 4.

Quanto aos desvios da regressão (S²d_i), terceiro parâmetro estimado pelo modelo, a maioria dos genótipos não apresentou valores significativos. Somente os genótipos FT 83-120, FT 84-158, FT 84-398 e Iraí revelaram desvios significativamente diferentes de zero.

Estes resultados discriminaram a variação nas respostas dos genótipos às condições ambientais, anteriormente detectada pela alta significância da interação genótipo x ambiente (Tabelas 5 e 6). O modelo detectou 82% dos genótipos como estáveis e 18% como instáveis. Os genótipos estáveis apresentaram variações quanto ao desempenho produtivo e adaptabilidade.

Definindo-se os níveis de adaptabilidade a partir dos valores dos coeficientes de regressão (b_i) e sua significância estatística, os genótipos estáveis foram agrupados em três categorias. O primeiro grupo, de adaptabilidade ampla, ou com capacidade de aproveitar vantajosamente o estímulo ambiental (MARIOTTI et al., 1976), ou com estabilidade dinâmica ($b_i=1, S^2d_i=0$) (BECKER e LEON, 1988) incluiu o maior número de genótipos, sete. Dentre estes, dois genótipos apresentaram rendimentos superiores, CNF 3975 e LM 30074; cinco, rendimentos médios, Carioca, EMPASC 201, FT 84-86, FT-Tarumã, e Guateian 6662); e dois, inferiores, BAT 429 e Rio Negro.

O segundo grupo incluiu genótipos estáveis com adaptação específica a ambientes de alto rendimento ($b_i>1, S^2d_i=0$), todos com rendimentos superiores, CNF 5483, CNF 5494 e LM 30063.

A terceira categoria incluiu genótipos estáveis, com adaptação específica a ambientes de baixo rendimento ($b_i<1$ e $S^2d_i=0$), onde A 236, Capixaba Precoce, Maquiné e Rio Tibagi apresentaram rendimentos médios e Turrialba 4, inferior. Estes genótipos evidenciaram sua baixa capacidade de responder à melhoria das condições de cultivo.

Por outro lado, os resultados do modelo demonstraram a superioridade produtiva dos genótipos introduzidos CNF 3975, LM 30074, CNF 5483, CNF 5494 e LM 30063 sobre as cultivares recomendadas para o Estado, na época do experimento.

Os coeficientes de determinação (r^2) (Tabela 8), que quantificam os efeitos lineares de cada genótipo na variação total, foram altos, variando de 28,5% (Iraí) a 88,3% (CNF 5493), ficando a maioria dos genótipos entre 60 e 80%, demonstrando a linearidade da resposta dos genótipos às mudanças ambientais.

Considerando os três parâmetros, simultaneamente, foram selecionados, como agronomicamente superiores, os genótipos CNF 3975 e LM 30074.

Os valores da ecovalência (W_i), estimados para cada cultivar constam na Tabela 9, juntamente com sua significância estatística obtida pelo F-teste.

Pela significância das ecovalências, foram considerados instáveis somente os genótipos CNF 5483, CNF 5493, FT 84-398, Iraí e Turrialba 4.

Considerando apenas as magnitudes do parâmetro, conforme WRICKE (1962), onde as menores ecovalência equivalem às maiores estabilidades, os cinco genótipos mais estáveis foram FT-Tarumã, Carioca, A 236, LM 30063 e Rio Negro.

A Tabela 9, também, apresenta os valores dos parâmetros da estabilidade de SHUKLA (1972), variância da estabilidade antes (σ_i^2) e após (S_i^2) o uso do índice ambiental (I_j) como covariável, com as respectivas significância estatísticas de seus F-teste.

Os valores da variância da estabilidade (σ_i^2) foram similares aos valores da ecovalência; conseqüentemente, equívalem-se as classificações da estabilidade dos genótipos.

A similaridade encontrada neste estudo concorda com os resultados de KANG e MILLER (1984), que encontraram perfeita correlação entre os dois parâmetros.

A variância da estabilidade (σ_i^2) classificou como genótipos mais estáveis FT-Tarumã, Carioca, A 236, LM 30063 e Rio Negro. Considerando os rendimentos, segundo GORMAN et al. (1989), os genótipos LM 30063 e FT 83-120 foram os melhores. Por outro lado, o parâmetro classificou como instáveis os genótipos CNF 5483, CNF 5493, FT 84-86, FT 84-398, Iraí e Turrialba 4.

A variância da estabilidade, após o uso da covariância (S_i^2), ordenou, diferentemente, a estabilidade dos genótipos.

De acordo com SHUKLA (1972), as menores magnitudes de S_i^2 correspondem às maiores estabilidades; assim, os cinco genótipos mais estáveis foram: A 236, LM 30063, CNF 5494, FT-Tarumã e Carioca. Considerando os rendimentos, conforme GORMAN et al. (1989), foram melhores os genótipos LM 30063 e CNF 5494. Além disso, com a remoção da covariância, os genótipos CNF 5483 e CNF 5493 foram classificados como estáveis, enquanto que o genótipo FT 84-86 passou a ser considerado instável.

A heterogeneidade (Tabela 10), removida da interação genótipo x ambiente, via índice ambiental, foi significativa a 1% de probabilidade e equivalente a quase 25% da magnitude da soma dos quadrados da interação. Portanto, a contribuição do índice ambiental na interação genótipo x ambiente foi estimada como altamente significativa

TABELA 9- Ecovalência (W_1), variância da estabilidade (σ_1^2) e variância da estabilidade após o uso da covariância (S_1^2) dos 22 genótipos testados em 10 ambientes, em 1987/88 e 1988/89, RS

Genótipos	W_1	σ_1^2	S_1^2
A236	99166	10965	3003
BAT429	124427	14052	12680
CARIJABA PRECOCE	162515	18708	13013
CARIJABA PRECOCE	88124	9615	9509
CARIJABA PRECOCE	139017	15834	12586
CNF5483	232335*	27724*	14662
CNF5493	299387*	35436*	13072
CNF5494	163464	18824	13677
EMPASC201	148938	17055	19284
FT83-120	124720	14088	12130
FT84-86	215738	24088	28664*
FT84-158	171548	19812	22483*
FT84-398	298453*	34372*	39936*
FT TARUMÁ	75234	8040	39046*
GUATEIAN 6662	148662	17014	19390
IRAI	189918	107846*	99709*
LM30063	102422	11363	94591*
LM30074	172953	10063	22786
MAQUINÉ	184086	21344	16076
RIO NEGRO	134189	13184	14667
RIO TIBAGI	116671	13105	10669
TURRIALBA 4	281100*	34201*	36936*
	281100	33201	30755

* indica significância estatística a 5 % de probabilidade pelo F-teste.
 S equivale a superior à média de rendimento dos genótipos

TABELA 10- Heterogeneidade de 22 genótipos testados em 10 ambientes, em 1987/88 e 1988/89, no Rio Grande do Sul, removida da interação genótipo x ambiente via covariáveis

Covariáveis	Resíduo	SQ da Heterogeneidade	% da Heterogeneidade
I/1	3330333**	1045535**	23,87
	3330333*	1045535*	23,87

** indica significativo a 1% de probabilidade.
 * indica significativo a 5% de probabilidade.

No entanto, se não for considerada a média de rendimento, os modelos de WRICKE (1962) e SHUKLA (1972) são pouco discriminatórios, na medida que selecionam genótipos independentemente de seu desempenho produtivo e nada informam sobre sua adaptação. Além disso, estes métodos classificam como instáveis genótipos considerados estáveis pelo método da regressão ((CNF5483 e CNF5493).

Os dois métodos discriminaram muitos genótipos como melhores. Considerando os sete genótipos de rendimento superior, cinco foram selecionados pelos dois métodos. Estes resultados indicam quão pouco restritivos são os métodos, além de nada informarem sobre a adaptabilidade dos genótipos testados.

Os dados obtidos neste trabalho confirmam que o método de análise de estabilidade de EBERHART e RUSSEL (1966) é mais aconselhável, principalmente por sua simplicidade, relevância biológica e rigor de seleção (selecionou, como melhores, apenas dois genótipos entre 22 testados). Além disso, a informação adicional sobre o tipo de ambiente a que o genótipo melhor se adapta, poderá facilitar a regionalização da recomendação de cultivares.

CONCLUSÃO

O modelo de EBERHART E RUSSEL (1966) foi mais eficiente que os modelos de WRICKE (1962) e SHUKLA (1972) na análise de estabilidade dos genótipos de feijão, por apresentar maior rigor dos genótipos de feijão, por apresentar maior rigor

de seleção e discriminar o tipo de adaptação do genótipo. Por este modelo, foram classificados os genótipos CNF 3975 e LM 30074 como agronomicamente superiores, devido à sua estabilidade, altos rendimentos e adaptação ampla.

BIBLIOGRAFIA CITADA

- ALLARD, R.W.; BRADSHAW, A.D. Implications of genotype-environment interactions in applied plant breeding. *Crop Science*, Madison, v.4, p.503-508, 1964.
- BECKER, H.C.; LEON, J. Stability analysis in plant breeding. *Plant Breeding*, Berlin, v.101, p.1-23, 1988.
- BONATO, E.R. 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, 1978. 75 p. Dissertação (Mestrado) - Faculdade de Agronomia, ESALQ.1978.
- BREESE, E.L. The measurement and significance of genotype-environment interactions in grasses. *Heredity*, Edinburgh, v. 24, p.27-44, 1969.
- CARVALHO, F.I.F.; FEDERIZZI, L.C.; NODARI, R.D.; STORCK, L. Comparison among stability models in evaluating genotypes. *Revista Brasileira de Genética*, Ribeirão Preto, v.6, n.4, p.667-691, 1983.
- COMSTOCK, R.E.; MOLL, R.H. Genotype x environment interactions. In: HANSON, W.D.; ROBINSON, H.F. (Eds.) *Statistical genetics of plant breeding*, Washington: NAS-NRC, 1963. p.164-166.
- DUARTE, J.B. Estudo da adaptabilidade e estabilidade fenotípica em linhagens e cultivares de feijão mulatinho (*Phaseolus vulgaris* L.) Goiânia: UFG, 1988. 155 p. Dissertação (Mestrado) - Faculdade de Agronomia, UFG. 1988
- EASTON, H.S.; CLEMENTS, R.J. The interaction of wheat genotypes with a specific factor of the environment. *Journal of Agricultural Science*, Cambridge, v.80, p.43-52, 1973.
- EBERHART, S.A.; RUSSEL, W.A. Stability parameters for comparing varieties. *Crop Science*, Madison, v.6, p.36-40, 1966.
- FINLAY, K.W.; WILKINSON, G.N. The analysis of adaptation in a plant-breeding program. *Australian Journal of Agricultural Research*, Melbourne, v.14, p.742-754, 1963.
- GORMAN, D.P.; KANG, M.S.; MILAN, M.R. Contribution of weather variables to genotype x environment interactions in grain sorghum. *Plant Breeding*, Berlin, v.103, p.299-303, 1989.
- INSTITUTO DE PESQUISAS AGRONÔMICAS. *Recomendações para a cultura do feijão*. Porto Alegre: Secretaria da Agricultura, 1986. 46p.
- JOWETT, D. Yield stability parameters for sorghum in east Africa. *Crop Science*, Madison, v.12, p.314-317, 1972.
- KALTSIKES, P.J.; LARTER, E.N. The interaction of genotype and environment in durum wheat. *Euphytica*, Wageningen, v.19, p.236-242, 1970.
- KANG, M.S. Interaction BASIC program for calculating stability variance parameters. *Agronomy Journal*, Madison, v.80, p.153, 1988.
- KANG, M.S.; MILLER, J.D. Genotype x environment interactions for cane and sugar yield and their implications in sugarcane breeding. *Crop Science*, Madison, v.24, p.435-440, 1984.
- KANG, M.S.; MILLER, J.D.; DARRAH, L.L. A note on relationship between stability variance and ecovalence. *Journal of Heredity*, Baltimore, v.78, p.107, 1987.
- LIN, C.S.; BINNS, M.R.; LEFKOVITCH, L.P. Stability analysis: where do we stand?. *Crop Science*, Madison, v.26, p.894-900, 1986.
- LYMAN, O. Analysis of variance for some fixed, random, and mixed effects models. In: _____. *An introduction to statistical methods and data analysis*. North Scituate: Duxbury Press. 1977. P.558-584.
- MARIOTTI, J.A.; OYARZABAL, E.S.; OSA, J.M.; BULACIO, A.N.R.; ALMADA, G.H. Análises de estabilidad y adaptabilidad de genotipos de caña de azúcar. I. Interacciones dentro de una localidad experimental. *Revista Agronomica*, Tucumán, v.13, p.105-127, 1976.
- PHAM, H.N.; KANG, M.S. Interrelationships among and repeatability of several statistics estimated from international maize trials. *Crop Science*, Madison, v.28, p.925-928, 1988.
- SANTOS, J.B. Estabilidade fenotípica de cultivares de feijão (*Phaseolus vulgaris* L.) nas condições do sul de Minas Gerais. Piracicaba: ESALQ/USP, 1980. 110p. Dissertação (Mestrado) - Faculdade de Agronomia, ESALQ. 1980.
- SHUKLA, G.K. Some statistical aspects of partitioning genotype x environmental components of variability. *Heredity*, Edinburgh, v.29, p.237-245, 1972.
- STEEL, R.G.D.; TORRIE, J.H. *Principles and procedures of statistics. A biometrical approach*. 2. ed., New York: McGraw-Hill, 1980. 633p.
- WRICKE, G. Über eine methode zur erfassung der ökologischen streubreite in feldversuchen. *Zeitung Pflanzenzucht*, Berlin, v.47, p.92-96, 1962.
- YATES, F.; COCHRAN, W.G. The analysis of groups of experiments. *Journal of Agricultural Science*, Cambridge, v.28, p. 556-580, 1938.

AGRADECIMENTOS

Os autores agradecem à FEPAGRO (Programa Feijão), à EMBRAPA/CPACT e às instituições participantes da Comissão Estadual de Feijão-RS, pela cedência dos dados experimentais.