

CORRELAÇÃO ENTRE MEDIDAS PARAMÉTRICAS E NÃO-PARAMÉTRICAS DE ESTABILIDADE EM SOJA¹

ANTONIO ORLANDO DI MAURO², VALDEMIR BERALDO CURCIOLI³, JOSÉ CARLOS MARTINS DE NÓBREGA³, DAVID ARIIVALDO BANZATO⁴ e TUNEO SEDIYAMA⁵

RESUMO - Foram avaliadas a adaptabilidade e a estabilidade de genótipos de soja (*Glycine max* L.) segundo a metodologia clássica de Eberhart e Russell e a estabilidade dos mesmos genótipos pela metodologia não-paramétrica de Huhn. Os experimentos foram conduzidos no delineamento em blocos casualizados, com três repetições e com 30 tratamentos (genótipos de soja), durante três anos consecutivos. As parcelas experimentais foram constituídas por quatro linhas de cultivo, espaçadas de 0,50 m e com densidade de 25 plantas por metro linear. Como área útil, foram tomadas as linhas centrais, eliminando-se 0,5 m de cada extremidade. A comparação entre as metodologias foi efetuada considerando-se o caráter produção de grãos. Verificou-se correlação de posição significativa dos postos dos genótipos, entre o desvio da regressão e as duas medidas não-paramétricas de estabilidade, porém o mesmo não foi observado entre o coeficiente de regressão e as medidas não-paramétricas ($S_i^{(1)}$ e $S_i^{(2)}$). As medidas $S_i^{(1)}$ e $S_i^{(2)}$ mostraram-se quase que perfeitamente correlacionadas.

Termos para indexação: *Glycine max*, estabilidade de genótipo.

CORRELATION BETWEEN PARAMETRIC AND NON PARAMETRIC STABILITY MEASURES IN SOYBEAN

ABSTRACT - The adaptability and the stability of soybean (*Glycine max* L.) genotypes were evaluated through the classical methodology of Eberhart and Russell and the stability was also evaluated through the non-parametric methodology of Huhn. The experiments were conducted in the completely randomized blocks with three replications and with 30 treatments (soybean genotypes) during three consecutive years. The experimental plots were constituted by four rows 0.50 m apart and with 25 plants per meter. Data were collected in the two central rows being eliminated 0.50 m in each edge. To compare the two methodologies the character grain yield was considered. Positive and significant rank correlation was observed between the regression deviations and the two non-parametric stability parameters ($S_i^{(1)}$ and $S_i^{(2)}$) for the three studied characteristics. The parameters $S_i^{(1)}$ e $S_i^{(2)}$ were nearly perfectly correlated to each other.

Index terms: *Glycine max*, genotype stability.

INTRODUÇÃO

A soja, uma das principais leguminosas cultivadas no mundo, é sensível ao fotoperíodo e responsiva às flutuações ambientais (Mauro, 1991). Em função da crescente demanda de alimentos, a agricultura moderna necessita de cultivares que, além de rendimento médio satisfatório, manifestem conveniente sensibilidade de resposta às variações ambientais. Nessas condições, uma medida de resposta ao ambiente que exprima o conceito de estabilidade é de

¹ Aceito para publicação em 21 de maio de 1999.

² Eng. Agrôn., Prof. Adjunto, Dep. de Produção Vegetal, UNESP-Campus de Jaboticabal, CEP 14870-000 Jaboticabal, SP. E-mail: orlando@fcav.unesp.br

³ Eng. Agrôn., M.Sc., Dep. de Fitotecnia, UNESP. E-mail: nobrega@fcav.unesp.br

⁴ Eng. Agrôn., Prof. Titular, Dep. de Ciências Exatas, UNESP. E-mail: banzato@fcav.unesp.br

⁵ Eng. Agrôn., Prof. Titular, Dep. de Fitotecnia, Universidade Federal de Viçosa, CEP 36570-000 Viçosa, MG. E-mail: tseyiyama@mail.ufv.br

elevada importância e deve ser usada como critério na avaliação de cultivares para recomendação (Nor & Cady, 1979).

Informações sobre a adaptabilidade relativa de um grupo de genótipos podem ser obtidas pela análise da interação genótipos com ambientes. O método paramétrico da regressão linear simples tem sido o mais utilizado e discutido na literatura. Esse procedimento relaciona o rendimento médio de cada genótipo com o índice de ambiente, provido pela resposta média dos próprios genótipos. A metodologia foi originalmente sugerida por Yates & Cochran (1938) e, posteriormente, refinada por Finlay & Wilkinson (1963) e por Eberhart & Russell (1966). A maioria dos métodos utilizados para avaliar a adaptabilidade e a estabilidade dos genótipos exigem pressuposições básicas, tais como: distribuição normal dos dados, independência das variâncias e a existência de um modelo matemático associado com um delineamento experimental.

Na experimentação agrícola muitas vezes esses princípios básicos não são observados e, nessas situações, assume importância a existência de uma metodologia mais simples, porém efetiva na avaliação da estabilidade dos genótipos. Nassar & Huhn (1987) apresentaram uma discussão sobre metodologias alternativas para avaliação da estabilidade fenotípica de cultivares de espécies vegetais e observaram que essas metodologias são baseadas na classificação das cultivares em cada ambiente e usam o princípio da homeostase como medida da estabilidade. Nessa metodologia, genótipos com postos similares nos diferentes ambientes são classificados como estáveis.

De acordo com Huhn (1990a), as medidas não-paramétricas de estabilidade fenotípica, baseadas em postos, constituem uma alternativa útil e apresentam algumas vantagens sobre as medidas paramétricas, tais como: 1. redução ou prevenção de vícios causados por delineamentos; 2. não há necessidade de pressuposições básicas; 3. há menor probabilidade de variações nas estimativas quando ocorre adição ou subtração de um ou poucos genótipos; e 4. os parâmetros de estabilidade baseados em postos são fáceis de usar e de interpretar, principalmente em programas de teste e seleção, cuja ordem dos postos dos genótipos é a informação mais

essencial. Campos (1983) define o teste não-paramétrico como sendo aquele que não especifica condições sobre os parâmetros da população da qual a amostra foi obtida. O autor ressalta que quando existem pressuposições, essas são mais brandas do que aquelas associadas com os testes paramétricos e, com isso, o emprego da estatística não-paramétrica constitui-se valiosa alternativa de trabalho dada a sua simplicidade e versatilidade.

Considerando-se que em um programa de melhoramento de soja, quando os genótipos já se encontram próximos da homozigose, a disponibilidade de sementes muitas vezes não permite o estabelecimento de repetições nos ambientes em que o melhorista trabalha e que informações sobre a estabilidade dos materiais em seleção pode se constituir num critério seletivo, o presente trabalho objetivou verificar a efetividade do método não-paramétrico de Huhn (1990a) em relação ao método clássico de Eberhart & Russell (1966) na determinação da estabilidade de genótipos de soja.

MATERIAL E MÉTODOS

Os dados utilizados para as comparações entre o método paramétrico de Eberhart & Russell (1966) e o método não-paramétrico de Huhn (1990a) foram obtidos em ensaios de avaliação de genótipos de soja, conduzidos no delineamento em blocos ao acaso, com três repetições e por três anos consecutivos. As parcelas foram constituídas por quatro linhas de cultivo, com 5 m de comprimento, com 25 plantas por metro linear e, como área útil, foram consideradas as linhas centrais, eliminando-se 0,5 m de cada extremidade. O caráter analisado foi a produção de grãos, com teor de umidade de 13% e fornecido em gramas/parcela. Os tratamentos foram constituídos por 30 genótipos de soja, a saber: UFV 87-69, Sucupira, UFV 87-279, UVF 87-587, UFV 85-558, Doko, UFV 87-321, UFV 87-54, UFV 84-028A, UFV 87-427, UFV 87-313, UFV 87-357, UFV 85-552, UFV 82-506, UFV 86-649, UFV 84-127, UFV 87-272, UFV 87-265, UFV 87-448, UFV 87-109, UFV 87-214, UFV 87-249, UFV 87-217, UFV 87-291, UFV 86-613, UFV 86-650, UFV 86-627, UFV 87-692, UFV 86-604 e UFV 87-48.

Os dados foram inicialmente submetidos a uma análise conjunta para verificação da significância da interação genótipos por ambientes. Após esses procedimentos preliminares, foram efetuadas análises segundo as metodologias

de Eberhart & Russell (1966) e de Huhn (1990a). Os demais testes e procedimentos estatísticos foram efetuados de acordo com as sugestões de Snedecor & Cochran (1989) e de Campos (1983).

Análise segundo Eberhart e Russell

Na análise de adaptabilidade e de estabilidade segundo a metodologia paramétrica, cada ano de cultivo foi considerado como um ambiente, perfazendo um total de três ambientes estudados. A regressão de cada cultivar, em relação ao índice de ambiente e os quadrados dos desvios dessa regressão forneceram estimativas dos parâmetros de estabilidade, que foram definidos pelo seguinte modelo matemático:

$$Y_{ij} = \mu_i + \beta_i I_j + \delta_{ij} + \varepsilon_{ij}, \text{ em que:}$$

Y_{ij} = média das repetições do i -ésimo genótipo no j -ésimo ambiente;

μ_i = média do i -ésimo genótipo em todos os ambientes;

β_i = coeficiente de regressão linear para o i -ésimo genótipo;

I_j = índice de ambiente, fornecido pela diferença entre a média do j -ésimo ambiente e a média geral de todos os genótipos em todos os ambientes;

δ_{ij} = desvio da regressão linear do i -ésimo genótipo no j -ésimo ambiente e

ε_{ij} = erro aleatório associado à observação Y_{ij} .

Os parâmetros indicativos da adaptabilidade e da estabilidade foram determinados como segue:

Média geral do i -ésimo genótipo = $\mu_i = (1/a) \sum_j Y_{ij}$, em que:

a = número de ambientes.

Coefficiente de regressão linear associado ao i -ésimo genótipo = $\beta_i = \sum_j Y_{ij} I_j / \sum_j I_j^2$, em que:

$$I_j = (1/g) \sum_i Y_{ij} - (1/ga) \sum_i \sum_j Y_{ij} \quad e$$

$$V(b) = (1/\sum I_j^2)(QME/r),$$

g = número de genótipos;

r = número de repetições e

QME = quadrado médio do erro.

Desvio da regressão linear = $s^2_{di} = (QM \text{ desvio da regressão} - QME)/r$, em que:

QM = quadrado médio e

s^2_{di} = estimador do componente de variância σ^2_{di} .

Coefficiente de determinação (R^2) =

SQ regressão linear (a/g_i) / SQ total (a/g_i).

Para testar a hipótese de que o coeficiente de regressão não difere da unidade, foi utilizado o teste t , dado por: $t = (b - 1) / [V(b)]^{1/2}$. A significância dos desvios da regres-

são (s^2_{di}) foi verificada pelo teste F aproximado, dado por:

$$F = \left(\sum_j \delta_{ij}^2 / a - 2 \right) / QME, \text{ em que:}$$

a = número de ambientes.

Segundo Mauro (1991), é muito importante a correta interpretação dos parâmetros de adaptabilidade e de estabilidade e, para esse autor, o coeficiente da regressão (b_i) fornece um indicativo do grau de adaptabilidade do genótipo i . Nessas condições, se $b_i = 1$, o genótipo associado tem desempenho diretamente proporcional à melhoria do ambiente, se relacionado com uma média alta indica elevada adaptabilidade a todos os ambientes, e se baixa, o genótipo tem baixa adaptabilidade aos vários ambientes; se $b_i > 1$ o genótipo possui uma elevada capacidade de responder vantajosamente às melhorias ambientais, e se $b_i < 1$ o genótipo relacionado é particularmente adaptado a ambientes desfavoráveis. Por outro lado, os desvios da linearidade (s^2_{di}) permitem o estabelecimento de inferências sobre a estabilidade genotípica. Com isso, quando o desvio é não-significativo o genótipo associado tem comportamento estável e previsível; quando os desvios são significativos, o genótipo relacionado tem comportamento instável e imprevisível. Outro parâmetro útil nesses estudos é o coeficiente de determinação (R^2), que expressa a adequação do modelo utilizado.

Análise segundo Huhn (1990a)

Nas análises pelo método não-paramétrico foi utilizada uma tabela de dupla entrada com K genótipos e N ambientes, denotando-se o valor fenotípico do i -ésimo genótipo no j -ésimo ambiente como x_{ij} , onde $i = 1, 2, \dots, K$ e $j = 1, 2, \dots, N$. Dentro de cada ambiente j foi calculado o valor corrigido, $x_{ij}^* = x_{ij} - (\bar{x}_i - \bar{x}_j)$ conforme sugestão de Nassar & Huhn (1987). Foi atribuído ao menor valor o posto 1, e ao maior, o posto K , onde \bar{x}_i é a média marginal do genótipo i e \bar{x}_j é a média global. Considerando-se r_{ij} como o posto do genótipo i no ambiente j , o genótipo i é estável nos ambientes se seus postos são similares e a estabilidade máxima ocorre com posto semelhante em todos os ambientes.

As duas medidas de estabilidade de Huhn (1990a) são expressas como segue:

$$S_i^{(1)} = 2 \sum_{j=1}^{N-1} \sum_{j'=j+1}^N |r_{ij} - r_{ij'}| / [N(N-1)] \quad e$$

$$S_i^{(2)} = \sum_{j=1}^N (r_{ij} - \bar{r}_i)^2 / (N-1), \text{ em que:}$$

\bar{x}_i = é a média dos postos em todos os ambientes para o i -ésimo genótipo,

$S_i^{(1)}$ = é a média das diferenças absolutas dos postos de um genótipo i nos N ambientes,

$S_i^{(2)}$ = é a variância desses postos.

Os testes de significância para esses dois parâmetros foram desenvolvidos por Huhn & Nassar (1989) e, inicialmente, a hipótese da nulidade de que todos os genótipos apresentam estabilidades similares foi testada somando-se os valores de, $S_i^{(m)}$ onde $m = 1, 2$ para todos os genótipos, como segue:

$$\sum_{i=1}^K Z_i^{(m)} = \sum_{i=1}^K [S_i^{(m)} - E(S_i^{(m)})]^2 / (S_i^{(m)})$$

De acordo com Huhn & Nassar (1989) esse teste tem distribuição de qui-quadrado, com número de graus de liberdade igual ao número de genótipos. Sob a hipótese da nulidade, as esperanças $E(S_i^{(m)})$ e as variâncias $Var(S_i^{(m)})$ podem ser expressas como segue:

$$E(S_i^{(1)}) = \frac{K^2 - 1}{3K}$$

$$E(S_i^{(2)}) = \frac{K^2 - 1}{12}$$

$$Var(S_i^{(1)}) = \frac{(K^2 - 1)[(K^2 - 4)(N + 3) + 30]}{45K^2N(N - 1)}$$

$$Var(S_i^{(2)}) = \frac{(K^2 - 1)[2(K^2 - 4)(N - 1) + 5(K^2 - 1)]}{360N(N - 1)}$$

Nas análises de estabilidade, quando a hipótese da nulidade foi rejeitada, examinou-se a estabilidade de um genótipo específico pelo teste $Z_i^{(m)}$, que também possui distribuição aproximada de qui-quadrado, com 1 grau de liberdade (Nassar & Huhn, 1987).

Comparação dos métodos pelo coeficiente de correlação de Spearman

Os parâmetros estimadores da adaptabilidade e da estabilidade dos genótipos foram comparados pelo coeficiente de correlação de posição de Spearman (r_{pp}), sendo observadas as sugestões de Campos (1983). Adotaram-se os seguintes procedimentos: 1. as estimativas dos parâmetros p e p' foram colocadas em ordem decrescente; 2. foi obtida a diferença d_i entre o posto do genótipo i no parâmetro p e no parâmetro p' e 3. foi calculado o coeficiente de correlação de posição entre os parâmetros p e p' , mediante emprego da expressão: $r_{pp} = 1 - [(6\sum d_i^2) / (J^3 - J)]$. A hipótese $H_0: r_{pp} = 0$ foi

verificada pelo teste t , com $J - 2$ graus de liberdade e dado por: $t = r_{pp} \cdot [(J - 2) / (1 - r_{pp}^2)]^{1/2}$, em que J = número de ambientes.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Análise segundo Eberhart e Russell

Na Tabela 1 encontram-se os resultados da análise de variância conjunta, para o caráter produção de grãos, podendo-se constatar que não foi verificado efeito significativo apenas para genótipos; para ambientes e para a interação genótipos x ambientes verificou-se significância a 1% de probabilidade. O coeficiente de variação foi de baixa magnitude (11,20%) e sugere boa precisão para o experimento. Os resultados obtidos sugerem a existência de diferenças significativas entre os ambientes considerados e que os genótipos comportaram-se diferencialmente nos ambientes.

Os resultados da análise de variância segundo o modelo paramétrico encontram-se na Tabela 2. Houve efeito significativo, a 1% de probabilidade, para a fonte de variação entre ambientes dentro de genótipos. Esse resultado era esperado, porquanto esse efeito corresponde à soma dos efeitos ambientais e da interação genótipo x ambiente, com posterior desdobramento em ambiente linear, interação linear e desvios combinados, o que permite o estabelecimento de inferências acerca dos efeitos lineares e não-lineares relacionados com a adaptabilidade e com a estabilidade dos genótipos.

Na mesma tabela pode-se observar que a interação genótipos x ambiente (linear) revelou-se

TABELA 1. Resultados da análise de variância conjunta para todos os ambientes, referente à característica produção de grãos.

Fonte de variação	Grau de liberdade	Quadrado médio
Blocos/ambiente	6	--
Genótipo	29	44540,9221 ^{ns}
Ambiente	2	9326351,2148**
Genótipo x ambiente	58	35836,3719**
Resíduo	174	5208,1292
C.V. (%)		11,20

^{ns} e ** Não-significativo e significativo a 1% de probabilidade pelo teste F.

TABELA 2. Resultados da análise de variância segundo o modelo paramétrico de Eberhart e Russell (1966), para a característica produção de grãos.

Fonte de variação	Graus de liberdade	Quadrado médio
Genótipos	29	14846,9740 ^{ns}
Ambientes	2	3108783,7383**
Genótipos x ambiente	58	11945,4553**
Ambientes/genótipos	60	115173,4000**
Ambientes linear	1	217567,4765**
Genótipos x ambientes (linear)	29	18654,2645**
Desvios combinados	30	5062,6951**
Desv. UFV 87-69	1	14436,4489**
Desv. Sucupira	1	18,4541 ^{ns}
Desv. UFV 87-279	1	3496,4650 ^{ns}
Desv. UFV 87-587	1	2687,1625 ^{ns}
Desv. UFV 85-558	1	1986,6486 ^{ns}
Desv. Doko	1	3795,8781 ^{ns}
Desv. UFV 87-321	1	2427,4092 ^{ns}
Desv. UFV 87-54	1	720,3739 ^{ns}
Desv. UFV 84-028A	1	13218,6125**
Desv. UFV 87-427	1	612,7878 ^{ns}
Desv. UFV 87-313	1	4750,2328 ^{ns}
Desv. UFV 87-357	1	10008,6957*
Desv. UFV 85-552	1	6417,7216 ^{ns}
Desv. UFV 82-506	1	15378,9658**
Desv. UFV 86-649	1	2970,8910 ^{ns}
Desv. UFV 84-127	1	9510,8197*
Desv. UFV 87-272	1	590,7410 ^{ns}
Desv. UFV 87-265	1	3298,8228 ^{ns}
Desv. UFV 87-448	1	17943,8243**
Desv. UFV 87-109	1	279,7393 ^{ns}
Desv. UFV 87-214	1	390,1046 ^{ns}
Desv. UFV 87-249	1	153,4089 ^{ns}
Desv. UFV 87-217	1	11489,2665*
Desv. UFV 87-291	1	113,5185 ^{ns}
Desv. UFV 86-613	1	5304,9093 ^{ns}
Desv. UFV 86-650	1	2130,2293 ^{ns}
Desv. UFV 86-627	1	5691,7399 ^{ns}
Desv. UFV 87-692	1	11002,9325*
Desv. UFV 86-604	1	796,0982 ^{ns}
Desv. UFV 87-48	1	239,9496 ^{ns}
Resíduo	174	1736,0431

^{ns}, * e ** Não-significativo e significativo a 5% e a 1% de probabilidade, respectivamente, pelo teste F.

significativa a 1% de probabilidade, evidenciando a existência de diferenças genéticas entre os genótipos com relação aos seus comportamentos lineares, quando submetidos a variações ambientais. Os efeitos lineares de ambiente também se revelaram significativos a 1% de probabilidade, o que sugere que a

característica em estudo apresentou reatividade frente aos ambientes considerados. Os desvios combinados mostraram-se altamente significativos, sugerindo que os componentes linear e não-linear da estabilidade encontram-se envolvidos na performance fenotípica dos genótipos nos ambientes considerados.

Na Tabela 3 encontram-se os valores relativos aos parâmetros de adaptabilidade e de estabilidade de Eberhart e Russell, podendo-se verificar que Sucupira e UFV 87-109 apresentaram coeficientes de regressão significativos e superiores à unidade, pelo teste t, a 5% de probabilidade. Tais resultados sugerem que esses genótipos possuem grande capacidade de explorar vantajosamente os estímulos ambientais favoráveis. As médias associadas a esses genótipos também sugerem que os mesmos possuem boa adaptação aos ambientes estudados. Além disso, os genótipos apresentaram desvios da regressão não-significativos e coeficientes de determinação de alta magnitude, mostrando serem estáveis e previsíveis.

Os demais genótipos apresentaram coeficientes de regressão não-significativos pelo teste t, o que os caracteriza como tendo desempenho diretamente proporcional à melhoria do ambiente. Os genótipos UFV 87-69, UFV 87-279, Doko, UFV 87-321, UFV 87-313, UFV 82-506, UFV 86-649, UFV 84-127, UFV 87-265, UFV 87-249, UFV 86-613, UFV 86-627 e UFV 87-48 apresentaram produção superior à média geral, sugerindo que possuem elevada adaptabilidade a todos os ambientes. Os genótipos restantes apresentaram produção abaixo da média geral, o que os caracteriza como de baixa adaptabilidade aos ambientes considerados.

Na mesma tabela observa-se ainda que os genótipos UFV 87-69, UFV 84-028A, UFV 87-357, UFV 82-506, UFV 84-127, UFV 87-448, UFV 87-217 e UFV 87-692 apresentaram desvios da regressão significativos pelo teste F, sugerindo instabilidade e imprevisibilidade face às alterações ambientais. Os demais genótipos estudados apresentaram desvios da regressão não-significativos, o que indica estabilidade e previsibilidade comportamental.

Análise segundo Huhn (1990a)

Os resultados relativos à análise de estabilidade fenotípica segundo o método não-paramétrico encontram-se na Tabela 4. Pode-se verificar que o parâmetro $Z_i^{(1)}$ apresentou valor de $\sum_{i=1}^{30} Z_i^{(2)} = 36,68$, enquanto que $Z_i^{(2)}$ apresentou valor de

$\sum_{i=1}^{30} Z_i^{(2)} = 48,11$; sendo este último superior ao encontrado pelo teste qui-quadrado ($\hat{\alpha}_{0,05;30} = 43,77$).

Os resultados do teste $S_i^{(1)}$, que avalia a média das diferenças absolutas dos postos, sugerem que alguns genótipos são estáveis. Por sua vez, o teste $S_i^{(2)}$, que avalia a variância dos postos dos genótipos, sugere a presença de genótipos instáveis e, nessa situação, é conveniente analisar individualmente cada genótipo.

Analisando-se os valores individuais de $Z_i^{(2)}$ de cada genótipo, constata-se que UFV 87-279 ($Z_i^{(2)} = 8,8067$) mostrou-se altamente instável em relação aos demais genótipos, porquanto apresentou valor de $Z_i^{(2)}$ superior ao valor crítico do teste qui-quadrado ($\hat{\alpha}_{0,01;1}^2 = 6,63$). Porém, quando se considera os valores individuais $Z_i^{(2)}$ e o nível de significância de 5% ($\hat{\alpha}_{0,05;1}^2 = 3,84$), verifica-se na mesma tabela que os genótipos UFV 87-54, UFV 84-028A, UFV 87-109 e UFV 87-692 também apresentaram valores superiores ao valor crítico do teste qui-quadrado, caracterizando-se como instáveis. Dessa forma, pelo método não-paramétrico de Huhn (1990a), cinco genótipos entre os 30 estudados podem ser classificados como instáveis.

Comparação dos métodos pelo coeficiente de correlação de Spearman

A Tabela 5 apresenta as correlações de posição de Spearman entre os parâmetros de adaptabilidade e estabilidade dos métodos paramétrico e não-paramétrico, para o caráter produção de grãos. Como esperado, o coeficiente de regressão (b_i) de Eberhart & Russell (1966), que mede a adaptabilidade fenotípica, não se correlacionou com as medidas não-paramétricas de Huhn (1990a). Pode-se, entretanto, constatar correlação positiva e significativa entre os desvios da regressão (s_{di}^2), que medem a estabilidade fenotípica no modelo paramétrico, e os valores $S_i^{(1)}$ e $S_i^{(2)}$ (0,5067 e 0,4605, respectivamente), que também medem o mesmo parâmetro no modelo não-paramétrico. Deve-se destacar que as medidas não-paramétricas $S_i^{(1)}$ e $S_i^{(2)}$ revelaram-se perfeitamente correlacionadas.

TABELA 3. Produtividade média (m_i), estimativa do coeficiente de regressão (b_i), dos desvios da regressão (s^2d_i) e coeficiente de determinação (R^2) dos 30 genótipos de soja estudados pelo método paramétrico de Eberhart & Russell (1966).

Genótipos	m_i	b_i	s^2d_i	R^2
UFV 87-69	682	0,8956 ^{ns}	12700,4059**	0,9281
Sucupira	691	1,3301*	-1717,5890 ^{ns}	1,0000
UFV 87-279	837	1,6259 ^{ns}	1760,4219 ^{ns}	0,9937
UFV 87-587	562	0,7819 ^{ns}	951,1194 ^{ns}	0,9792
UFV 85-558	625	0,8086 ^{ns}	250,6055 ^{ns}	0,9856
Doko	661	0,8512 ^{ns}	2059,8350 ^{ns}	0,9753
UFV 87-321	719	0,7856 ^{ns}	691,3661 ^{ns}	0,9814
UFV 87-54	567	0,5442 ^{ns}	-1015,6692 ^{ns}	0,9884
UFV 84028A	525	0,6712 ^{ns}	11482,5694**	0,8760
UFV 87-427	632	1,1687 ^{ns}	-1123,2553 ^{ns}	0,9978
UFV 87-313	699	1,2208 ^{ns}	3014,1898 ^{ns}	0,9849
UFV 87-357	522	0,7055 ^{ns}	8272,6527*	0,9115
UFV 85-552	518	0,7419 ^{ns}	4681,6786 ^{ns}	0,9467
UFV 82-506	761	1,3307 ^{ns}	13642,9227**	0,9598
UFV 86-649	678	1,1153 ^{ns}	1234,8479 ^{ns}	0,9886
UFV 84-127	645	0,7706 ^{ns}	7774,776*	0,9283
UFV 87-272	632	0,9678 ^{ns}	-1145,3020 ^{ns}	0,9970
UFV 87-265	666	1,2032 ^{ns}	1562,7797 ^{ns}	0,9891
UFV 87-448	636	1,2556 ^{ns}	16207,7812**	0,9479
UFV 87-109	678	1,4740*	-1456,3038 ^{ns}	0,9994
UFV 87-214	596	0,6805 ^{ns}	-1345,9385 ^{ns}	0,9960
UFV 87-249	728	1,2467 ^{ns}	-1582,6342 ^{ns}	0,9995
UFV 87-217	605	1,2916 ^{ns}	9753,2234*	0,9678
UFV 87-291	626	0,8536 ^{ns}	-1622,5246 ^{ns}	0,9992
UFV 86-613	683	0,9534 ^{ns}	3568,8662 ^{ns}	0,9726
UFV 86-650	608	1,1405 ^{ns}	394,1862 ^{ns}	0,9922
UFV 86-627	649	1,4654 ^{ns}	3955,6968 ^{ns}	0,9874
UFV 87-692	609	0,4890 ^{ns}	9266,8894*	0,8183
UFV 86-604	595	0,7948 ^{ns}	-939,9449 ^{ns}	0,9940
UFV 87-48	677	0,7851 ^{ns}	-1496,0935 ^{ns}	0,9981
População	644	-	-	-

^{ns}, * e ** Não-significativo e significativo a 5% e a 1% de probabilidade, respectivamente, pelo teste F.

Normalmente, coeficientes de correlação entre 0,40 e 0,75 são considerados de média magnitude, e os resultados apresentados relacionam-se com a performance conjunta de todos os genótipos dentro dos métodos avaliados. Nessas condições, as duas metodologias evidenciaram alguma correspondência na avaliação da estabilidade fenotípica e o método não-paramétrico pode ser empregado para avaliação da estabilidade fenotípica de soja em determinadas circunstâncias.

Outros autores (Huhn, 1990b; Piepho & Lotito, 1992; Pelá, 1997), trabalhando com outras culturas, reportaram resultados semelhantes.

De acordo com Mariotti et al. (1976), a adaptabilidade refere-se à capacidade de os genótipos aproveitarem vantajosamente os estímulos ambientais, e estabilidade relaciona-se com a capacidade de os genótipos apresentarem comportamento previsível em função dos estímulos ambientais. Salientam Minor & Berlato (1977) que a análise de estabilidade é muito importante para melhor caracterizar as culti-

TABELA 4. Resultados da análise de estabilidade pelo método não-paramétrico de Huhn (1990a).

Genótipo	Produção média (g/p)	Posto médio	$S_i^{(1)}$	$Z_1^{(1)}$	$S_i^{(2)}$	$Z_1^{(2)}$
UFV 87-69	682	15,6667	14,6667	1,0929	121,333	0,6407
Sucupira	691	13,3333	14,0000	0,8036	140,333	1,2727
UFV 87-279	837	12,0000	19,3333	4,3611	247,000	8,8067
UFV 87-587	562	17,3333	19,3333	0,5586	100,333	0,1921
UFV 85-558	625	16,3333	8,0000	0,1976	44,333	0,2782
Doko	661	17,0000	9,3333	0,0215	61,000	0,0576
UFV 87-321	719	16,3333	10,0000	0,0000	60,333	0,0632
UFV 87-54	567	18,3333	17,3333	0,6940	202,333	4,8282
UFV 84-028A	525	14,6667	18,0000	3,2053	192,333	4,1001
UFV 87-427	632	14,0000	6,6667	0,5512	28,000	0,6546
UFV 87-313	699	14,0000	12,6667	0,3581	97,000	0,1450
UFV 87-357	522	16,0000	16,0000	1,8047	147,000	1,5433
UFV 85-552	518	16,3333	14,6667	1,0929	122,333	0,6686
UFV 82-506	761	15,6667	16,0000	1,8047	152,333	1,7824
UFV 86-649	678	14,6667	8,0000	0,1976	44,333	0,2782
UFV 84-127	645	15,6667	14,0000	0,8036	134,333	1,0499
UFV 87-272	632	16,6667	4,6667	1,4147	12,333	1,1648
UFV 87-265	666	13,6667	11,3333	0,0903	76,333	0,0006
UFV 87-448	636	16,3333	14,6667	1,0929	154,333	1,8757
UFV 87-109	678	13,0000	16,6667	2,2272	193,000	4,1468
UFV 87-214	596	17,6667	14,6667	1,0929	142,333	1,3517
UFV 87-249	728	14,0000	10,0000	0,0000	75,000	0,0000
UFV 87-217	605	16,6667	14,6667	1,0929	142,333	1,3517
UFV 87-291	626	17,3333	4,0000	1,7913	9,333	1,2792
UFV 86-613	683	15,3333	9,3333	0,0215	49,333	0,1946
UFV 86-650	608	14,0000	7,3333	0,3522	31,000	0,5736
UFV 86-627	649	13,3333	18,0000	3,2053	186,333	3,6918
UFV 87-692	609	15,6667	19,3333	4,3611	210,333	5,4536
UFV 86-604	595	17,0000	8,0000	0,1976	36,000	0,4504
UFV 87-48	677	17,0000	8,0000	0,1976	48,000	0,2155
Total				36,6846		48,1135
Teste estático						
	$E(S_1^1)$	$E(S_1^2)$	$Var(S_1^1)$	$Var(S_1^2)$	$\alpha^2 Z_1, Z_2$	$\alpha^2 \Sigma Z_1, Z_2$
	9,9888	74,9167	20,0222	3362,51	6,63	43,7730
	$\alpha^2_{0,05;1} = 3,84$					

vares e permitir a identificação das melhores condições edafoclimáticas para cada cultivar. Com isso, num programa de melhoramento assume grande

importância a estabilidade fenotípica, posto que ao melhorista de plantas interessa o desenvolvimento de genótipos com comportamento previsível, o que

TABELA 5. Comparação dos parâmetros de adaptabilidade e de estabilidade dos modelos paramétricos e não-paramétricos, pelo coeficiente de correlação de Spearman.

	b_i	$s^2 d_i$	$S_i^{(2)}$
$S_i^{(1)}$	-0,048 ^{ns}	0,5067 ^{**}	0,9380 ^{**}
$S_i^{(2)}$	0,038 ^{ns}	0,4605 [*]	

^{ns}, * e ** Não-significativo e significativo a 5% e a 1% de probabilidade, respectivamente, pelo teste t.

facilita os processos de recomendação de cultivares para as diversas regiões produtoras.

CONCLUSÕES

1. A metodologia paramétrica de Eberhart & Russell (1966) evidencia maior sensibilidade na detecção de diferenças na estabilidade dos genótipos estudados.

2. A metodologia não-paramétrica de Huhn (1990a) caracteriza-se pela simplicidade e facilidade na interpretação dos resultados.

3. Os dois métodos apresentam alguma divergência na detecção do grau de estabilidade de alguns genótipos, e as medidas não-paramétricas apresentam correlação de média magnitude com o desvio da regressão.

4. O método não-paramétrico pode ser empregado na cultura da soja quando não se tem a observância das pressuposições estatísticas básicas ou ausência de delineamentos experimentais nos ambientes estudados.

5. As medidas não-paramétricas de estabilidade correlacionam-se quase perfeitamente, revelando alto grau de correspondência na detecção dos genótipos estáveis.

REFERÊNCIAS

CAMPOS, H. **Estatística experimental não paramétrica**. Piracicaba : ESALQ, 1983. 349p.

EBERHART, S.A.; RUSSELL, W.A. Stability parameters for comparing varieties. **Crop Science**, Madison, v.6, n.1, p.36-40, 1966.

FINLAY, K.W.; WILKINSON, G.N. The analysis of adaptation in a plant breeding programme. **Australian Journal of Agricultural Research**, Collingwood, v.14, n.6, p.742-754, 1963.

HUHN, M. Nonparametric measures of phenotypic stability. Part I: Theory. **Euphytica**, Dordrecht, v.47, n.3, p.189-194, 1990a.

HUHN, M. Nonparametric measures of phenotypic stability. Part II: Applications. **Euphytica**, Dordrecht, v.47, n.3, p.195-201, 1990b.

HUHN, M.; NASSAR, R. On tests of significance for nonparametric measures of phenotypic stability. **Biometrics**, Dordrecht, v.45, p.997-1000, 1989.

MARIOTTI, J.A.; OYARZABAL, E.S.; OSA, J.M.; BULACIO, A.N.R.; ALMADA, G.H. Analisis de estabilidad de genótipos de cana de azucar. I. Interacciones dentro de una localidad experimental. **Revista Agronomica del Noroeste Argentino**, Tucumán, v.13, n.1/4, p.105-127, 1976.

MAURO, A.O. **Adaptabilidade, estabilidade e ganho genético com o processo seletivo em soja, em Ponta Porã, MS**. Viçosa : Universidade Federal de Viçosa, Imprensa Universitária, 1991. 192p. Tese de Doutorado.

MINOR, H.C.; BERLATO, M.A. Comportamento de seis cultivares de soja em 42 ambientes do Rio Grande do Sul. **Agronomia Sulriograndense**, Porto Alegre, v.13, n.1, p.83-92, 1977.

NASSAR, R.; HUHN, M. Studies on estimation of phenotypic stability: Tests of significance for nonparametric measures of phenotypic stability. **Biometrics**, Dordrecht, v.43, n.1, p.45-53, 1987.

NOR, K.M.; CADY, F.B. Methodology for identifying wide adaptability in crops. **Agronomy Journal**, Madison, v.71, n.4, p.556-559, 1979.

PELÁ, L.A. **Estabilidade fenotípica de cultivares de milho híbrido por método não paramétrico**.

- Jaboticabal : UNESP-Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias, 1997. 86p. Dissertação de Mestrado.
- PIEPHO, H.P.; LOTITO, S. Rank correlation among parametric and non parametric measures of phenotypic stability. **Euphytica**, Dordrecht, v.64, p.221-225, 1992.
- SNEDECOR, G.W.; COCHRAN, W.G. **Statistical methods**. 8.ed. Ames : Iowa State University, 1989. 503p.
- YATES, F.; COCHRAN, W.G. The analysis of groups of experiments. **Journal of Agricultural Science**, Cambridge, v.28, p.556-580, 1938.