Adaptabilidade e estabilidade de genótipos de soja conduzidos em duas épocas de semeadura, na região de Jaboticabal – SP

Adaptability and stability of soybean Jab genotypes at two sowing dates in the region of Jaboticabal – SP, Brazil

Elaine Cristine Piffer GONÇALVES¹, Antonio Orlando DI MAURO², Alberto CARGNELUTTI FILHO³

¹Autor para correspondência: APTA – Alta Mogiana, CaixaPostal 35, CEP -14700-000 - Colina-SP. E-mail: elainegoncalves@aptaregional.sp.gov.br

²Faculdade de Čiências Agrárias e Veterinárias – UNESP, Via de Acesso Prof. Paulo Donato Castellane, Km 05, s/n, CEP 14884-900 Jaboticabal, SP. E-mail: orlando@fcav.unesp.br,

³Departamento de Estatística, Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS), Avenida Bento Gonçalves, 9500, Bairro Agronomia, CEP 91509-900. Porto Alegre-RS, Brasil. E-mail: cargnelutti@ufrgs.br.

Resumo

O presente trabalho teve como objetivo avaliar vinte e oito genótipos de soja quanto à adaptabilidade e estabilidade para produção de grãos, na região de Jaboticabal, em diferentes épocas de semeadura, utilizando duas metodologias: a de WRICKE (1965) e a de EBERHART & RUSSELL (1966). Os resultados evidenciaram que houve interação Genótipo x Ambiente, indicando comportamento diferenciado dos genótipos nas diferentes épocas de semeadura. Para o parâmetro de ecovalência, os genótipos mais estáveis foram: JB94-0413-2, JB95-50027-1, JB94-0201, JB95-20028, JB95-100029. Já os genótipos JB95-50021-1, JB94-0413-1, JB94-0413-2, JB94-0306-1, JB95-50027-1, JB95-50027-2, JB95-90023-1, JB95-90023-2, JB95-40021, JB95-10035, JB95-130025 e JB93-54323. Pelo método de regressão linear simples, com exceção do genótipo JB93-54323, todos os genótipos testados apresentaram ampla adaptabilidade à região de Jaboticabal - SP. Com relação à estabilidade, a maioria dos genótipos testados se mostrou estável, com exceção dos genótipos: JB95-50021-1, JB95-50027-2, JB95-10031-1, JB95-90023-1, JB95-10035, JB94-0210 e JB93-54323. As metodologias testadas apresentaram resultados concordantes quanto à estabilidade, pois a correlação entre coeficiente de determinação (\mathbf{R}^2) e parâmetro de estabilidade ($\boldsymbol{\sigma}_i$) foi de -0,96.

Palavras-chave adicionais: Glycine max; adaptabilidade; estabilidade fenotípica; genótipos; comportamento

Abstract

The objective of this work was the evaluation of twenty eight soybean genotypes as to adaptability and stability in Jaboticabal, state of São Paulo, Brazil. The performance of the cultivars, evaluated in terms of grain yield, was determined according to the procedures indicated by WRICKE (1965) and by EBERHART & RUSSEL (1966). The results indicated the interaction Genotype x Environment. As to ecovalence, the most stable genotypes were JB94-0413-2, JB95-50027-1, JB94-0201, JB95-20028, and JB95-100029. In addition to those, JB95-50021-1, JB94-0413-1, JB94-0413-2, JB94-0306-1, JB95- 50027-1, JB95-90023-1, JB95-90023-2, JB95-40021, JB95-10035, JB95-130025 and JB93-54323 were also found to be well adapted to the region under investigation. The simple linear regression method indicated good adaptability of all the genotypes with the exception of JB93- 54323. Most of the genotypes, with the exception of JB95-50021-1, JB95-0027-2, JB95-10031-1, JB95-90023-1, JB95-10035, JB94-0210, and JB93-54323, were found to be satisfactorily stable. The results obtained by the tested methodologies were similar, since the correlation between the coefficient of determination (\mathbb{R}^2) and the parameter of stability (ϖ_i) was of -0.96.

Additional keywords: Glycine max; adaptability; phenotypic stability; genotypes; performance

Introdução

A soja apresenta como centro de origem a China e foi introduzida no Brasil em 1882, no Estado da Bahia; em 1891, em São Paulo; e, no ano de 1914, no Rio Grande do Sul, sendo considerado o marco inicial da produção comercial ocorrida na década de 1940 (VERNETTI, 1983). Nas décadas de 60 a 80, houve um significativo aumento da área plantada. Em 1970, menos de 2% da produção nacional de soja era colhida no Centro-Oeste. Em 1980, esse percentual passou para 20%, em 1990 já era superior a 40%, com tendências a ocupar maior espaco a cada nova safra (EMBRAPA, 2000). Atualmente, a soja (Glycine max (L.) Merrill) é uma importante leguminosa que ocupa lugar de destaque no cenário mundial, sendo o Brasil o segundo maior produtor, com produção de 50 milhões de toneladas ou 25% da safra mundial, perdendo apenas para os Estados Unidos da América (AGRIANUAL, 2004). Com a expansão da cultura, foram desenvolvidas muitas cultivares, apresentam boa performance agronômica e adaptação a diferentes ambientes, porém a exposição a condições ambientais distintas às vezes provoca uma variação no desempenho das cultivares, a interação genótipo (G) x ambiente (A). Desta forma, a identificação de cultivares que apresentam alta estabilidade fenotípica, é uma das alternativas utilizadas para atenuar o efeito da interação G x A, uma vez que pode ser empregada em diferentes situações (EBERHART & RUSSELL, 1966; FINLAY & WILKINSON, 1963).

Uma particularização da interação evidenciada por genótipos e ambientes pode ser avaliada por estudos sobre a adaptabilidade e a estabilidade fenotípica. A adaptabilidade é a capacidade que um genótipo tem de aproveitar de forma vantajosa os efeitos ambientais, de maneira a assegurar alto nível de produtividade, e a estabilidade está relacionada com a manutenção da produtividade ou de sua previsibilidade com os ambientes diversos.

A interação genótipos por ambientes é um fenômeno biológico natural, cumpre conhecê-la bem, para melhor aproveitá-la no processo de seleção (CHAVES, 2001). Assim, genótipos que interagem positivamente com ambientes, podem fazer a diferença entre uma boa e uma ótima cultivar (DUARTE & VENCOVSKY, 1999).

Diversos métodos têm sido propostos para investigar a adaptabilidade e a estabilidade fenotípica. A diferença entre eles baseia-se nos próprios conceitos e procedimentos biométricos para medir a interação G x A. Destacam-se os procedimentos baseados na variância da interação G x A (WRICKE,1965); regressão linear simples (EBERHART & RUSSEL, 1966; PERKINS & JINKS, 1968) e múltipla (CRUZ et al., 1989; STORCK & VENCOVSKY, 1994); regressão quadrática (BRASIL & CHAVES, 1994); modelos não lineares (TOLER & BURROWS, 1998; SILVA, 1998; ROSSE & VENCOVSKY, 2000) não paramétricos, como a ordem de classificação genotípica (HÜHN, 1996); métodos multivariados, como ACP (CROSSA, 1990), análise de agrupamento (HANSON, 1994), análise fatorial de correspondências (HILL, 1974) e análise de coordenadas principais (WESTCOTT, 1987); e métodos que integram a análise comum de variância (método univariado) com análise de componentes principais (método multivariado), como é o caso da análise AMMI, sugerida por GAUCH & ZOBEL (1996).

Segundo ROCHA (2002), as metodologias mais usadas para acessar a adaptabilidade e estabilidade de genótipos de soja são aquelas baseadas em regressão linear, sendo mais utilizado o método proposto por EBERHART & RUSSELL (1966).

O método da ecovalência proposto por WRICKE (1965), baseado em análise de variância, foi utilizado, na cultura da soja, por MIRANDA (1999), YOKOMIZO (1999) e PRADO et al. (2001). De acordo com esses autores, o método mostrouse bastante prático para avaliar a estabilidade fenotípica. Entretanto, os dois primeiros autores verificaram que a seleção foi mais eficiente quando combinou a ecovalência com o desempenho médio dos genótipos avaliados. MIRANDA (1999) verificou que a ecovalência é inversamente proporcional ao ciclo, mencionando que quanto mais precoce o material, menor a estabilidade.

Dentre as metodologias de análise de adaptabilidade e estabilidade, destinadas à avaliação de um grupo de materiais genotípicos testados numa série de ambientes, as que mais se têm destacado, são baseadas na análise de regressão linear, em que as cultivares são identificadas por um modelo previamente estabelecido. Nessa análise, a fonte de variação "ambientes dentro de uma dada cultivar" é desdobrada em regressão e desvio da regressão, onde, em geral, o índice ambiental (média de todas as cultivares em um ambiente menos a média geral) é usado como variável independente (VERNETTI et al., 1990).

Com base no exposto, o objetivo deste trabalho foi avaliar o desempenho de vinte e oito genótipos de soja desenvolvidos pelo programa de

melhoramento genético vegetal do Departamento de Produção Vegetal da FCAV – UNESP- Câmpus de Jaboticabal, quanto à produtividade de grãos, utilizando-se de duas metodologias: ecovalência (WRICKE, 1965) e regressão linear simples (EBERHART & RUSSEL, 1966).

Material e Métodos

Nos anos agrícolas de 2002 e 2004, foram realizados seis ensaios de competição de genótipos de

soja em Jaboticabal - SP, distribuídos em três épocas de semeadura (maio, novembro e dezembro), na área experimental da Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias – UNESP (595m de altitude, 21º15S e 48º18W), que estão descritos na Tabela 1. Os genótipos utilizados foram desenvolvidos pelo programa de melhoramento genético vegetal do Departamento de Produção Vegetal da UNESP- Câmpus de Jaboticabal (Tabela 2).

Tabela 1 - Épocas de semeadura utilizadas em cada ensaio nos anos agrícolas de 2002-2003, 2003-2004 e 2004-2005.

Table 1 - Sowing dates for experiments in the years 2002-2003, 2003-2004 e 2004-2005.

Ambientes/ Environments	Ano Agrícola / <i>Year</i>	Épocas de semeadura/ Sowing dates	Controle de doenças/ Disease control
1	2002-2003	maio	s/ controle
2	2003-2004	maio	s/controle
3	2003-2004	novembro	s/ controle
4	2003-2004	dezembro	s/controle
5	2004-2005	novembro	c/ controle
6	2004-2005	dezembro	c/ controle

The numbers after the comma are decimals. Example: 1,1 = one and one tenth.

Tabela 2 - Relação de genótipos usados para avaliação das características agronômicas. *Table 2 - List of genotypes used for agronomic traits evaluation.*

Genótipos/	Parentais/	Genótipos/	Parentais/		
Genotypes	Parentals	Genotypes	Parentals		
JB95 - 10031-1	Doko x Savana	JB95 – 40021	Doko x BR – 15		
JB95 - 10031-2	Doko x Savana	JB95 – 40026	Doko x BR – 15		
JB95 - 10035	Doko x Savana	JB95 – 50021-1	Doko x Cristalina		
JB95 - 10037	Doko x Savana	JB95 – 50021-2	Doko x Cristalina		
JB95 - 10038	Doko x Savana	JB95 – 50027-1	Doko x Cristalina		
JB94 – 0201	Doko x Bossier	JB95 – 50027-2	Doko x Cristalina		
JB94 - 0210	Doko x Bossier	JB93 – 54323	Doko x Cristalina		
JB95 – 20028	Doko x Bossier	JB95 – 90023-1	Ocepar – 4 x BR-15		
JB94 - 0306-1	Doko x Ocepar – 4	JB95 – 90023-2	Ocepar – 4 x BR-15		
JB94 - 0306-2	Doko x Ocepar – 4	JB95 – 100029	BR-15 x Savana		
JB94 - 0310-1	Doko x Ocepar – 4	JB95 – 130025	Ocepar-4 x Savana		
JB94 - 0310-2	Doko x Ocepar – 4	BRSMG 68(Vencedora)	Testemunha		
JB94 – 0413-1	Doko x BR – 15	MG/BR 46 (Conquista)	Testemunha		
JB94 – 0413-2	Doko x BR – 15	FT- Estrela	Testemunha		

The numbers after the comma are decimals. Example: 1,1 = one and one tenth.

As épocas de semeadura foram divididas em safrinha (maio) e safra (novembro e dezembro). O delineamento utilizado foi em blocos casualizados, com três repetições, sendo cada parcela constituída de duas linhas, cada uma com quatro metros de comprimento.

O espaçamento utilizado foi de 0,50 m entre linhas, deixando-se após o desbaste 20

plantas por metro nas semeaduras de novembro e dezembro, e 25 plantas por metro nas semeaduras de maio. Os dados de produtividade de grãos por parcela, dos seis experimentos, após serem convertidos em kg ha⁻¹, foram submetidos à análise de variância individual e conjunta. Foram utilizadas duas metodologias para avaliar a adaptabilidade e a

estabilidade dos genótipos: ecovalência (WRICKE, 1965) e regressão linear simples (EBERHART & RUSSEL, 1966).

A ecovalência foi estimada pela partição da soma de quadrados da interação G x A. Assim, para cada genótipo, foi estimada sua contribuição para a interação total, por meio da soma de quadrados da interação envolvendo todos os ambientes em que ele foi avaliado. A partição da soma de quadrados da interação G x A foi estimada de acordo com o modelo proposto por WRICKE (1965):

$$\omega_i = \sum_{j=1}^n (ge)_{ij}^2$$
 (1)

sendo (ge) estimado de acordo com equação a seguir:

(ge)
$$_{ii} = Y_{ij} - \overline{Y}_{I} - \overline{Y}_{.J} - \overline{Y}_{..}$$
 (2)

em que:

 $Y_{ij}\colon \text{ \'e a m\'edia do gen\'otipo "i" no}$ ambiente "j";

 $Y_{\it I} : \text{\'e a m\'edia do gen\'otipo \'ei" em todos} \\$ os ambientes;

 $\overline{Y}_{\mathcal{J}}$: é a média do ambiente "j" para todos os genótipos;

Y...: é a média geral.

O somatório dos ω_i corresponde ao valor da soma de quadrados da interação G x A. Dessa forma, é possível calcular a porcentagem da interação G x A devida a cada genótipo $(\omega_i\%)$, dada pela equação a seguir:

$$\boldsymbol{\varpi}_i \% = (\boldsymbol{\varpi}_i / \sum_i \boldsymbol{\varpi}_i) 100$$
 (3)

Quanto menores os valores de ϖ_i e ϖ_i %, mais estáveis serão os genótipos.

O método de EBERHART & RUSSEL (1966) baseia-se na análise de regressão linear simples. O coeficiente de regressão linear (β_i) é utilizado como padrão de resposta do comportamento do genótipo aos diferentes ambientes, juntamente com a média (adaptabilidade). A estabilidade de cada genótipo foi avaliada por meio da variância dos desvios da regressão (δ_{ij}), segundo modelo proposto por EBERHART & RUSSEL (1966):

$$Y_{ij} = m + \beta_i I_j + \delta_{ij} + \epsilon_{ij} \eqno(4)$$
 em que:

 Y_{ij} = observação do genótipo i no ambiente j; m = média geral;

 β_i = coeficiente de regressão;

I_j = índice ambiental obtido pela diferença entre a média do ambiente j e a média geral. Dessa forma:

$$\sum_{j=1} I_j = 0$$

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

 ε_{ii} = erro experimental médio.

Na metodologia de EBERHART RUSSEL (1966), as cultivares com coeficiente de regressão (β_i) igual à unidade ($\beta_i = 1$) possuem adaptabilidade geral ou ampla. Já as cultivares com β_i < 1 possuem adaptabilidade específica para ambientes desfavoráveis e as cultivares com $\beta_i > 1$ possuem adaptabilidade específica para ambientes favoráveis. Cultivares com estabilidade alta são aquelas com desvios da regressão (δ_{ii}) igual a zero $(\delta_{ii} = 0)$, e com estabilidade baixa são as cultivares com desvios da regressão maior que zero. Assim, uma cultivar ideal deve apresentar produtividade alta, coeficiente de regressão igual a 1 (ampla adaptabilidade) e desvio de regressão igual a zero (alta estabilidade).

As análises foram realizadas com o auxílio do software estatístico GENES (CRUZ, 2001).

Resultados e Discussão

As médias de produtividade de grãos ensaios conduzidos nas épocas de nos novembro e dezembro de 2004-2005 foram superiores à média geral dos ensaios (1.936 kg ha⁻¹), o que caracteriza ambientes favoráveis (índices ambientais positivos). Por sua vez, os ensaios de safrinha e novembro e dezembro de 2003-2004 apresentaram média inferior à média geral, representando ambientes desfavoráveis (índices ambientais negativos) (Tabela 3). A menor produtividade nos ambientes de safrinha (ambientes 1 e 2) pode ser explicada pela presença de oídio e pelo asiática não controle da ferrugem experimentos de novembro e dezembro de 2003-2004 (ambientes 3 e 4). Nos ambientes 3 e 4, não foram realizadas pulverizações para combate da ferrugem asiática, pois ainda não havia ocorrido a doença na região. Nas semeaduras de novembro e dezembro de 20042005, já foram feitas duas pulverizações para o da doença. controle

Tabela 3 - Produtividade de grãos de genótipos de soja (kg ha⁻¹) em seis ambientes, média geral (kg ha⁻¹), coeficiente de variação (CV%), quadrado médio do erro (QME) e índice ambiental (IA). Jaboticabal-SP, Unesp, 2005.

Table 3 - Means for grain yield of soybean genotypes (kg ha⁻¹) in six environments, variation coefficient (CV%), error mean square(QME) and environmental index (IA). Jaboticabal-SP, Unesp, 2005.

Ganátinas/Ganatynas	Ambientes/ Environments (1)						Média/
Genótipos/Genotypes	1	2	3	4	5	6	Mean
JB95 – 10031-1	1492d	1593a	1313a	754a	3142a	2842a	1856
JB95 - 10031-2	1619d	1601a	1343a	835a	2857a	2958a	1869
JB95 – 10035	2362b	1440a	1156b	871a	3260a	2945a	2006
JB95 – 10037	1719d	1620a	1447a	854a	3073a	2834a	1925
JB95 – 10038	1747c	1512a	1188b	937a	3213a	2911a	1918
JB94 – 0201	1908c	1586a	1226b	799a	2873a	2903a	1883
JB94 – 0210	1838c	2034a	1157b	838a	2843a	2902a	1935
JB95 – 20028	1887c	1670a	1389a	800a	2919a	2829a	1916
JB94 – 0306-1	1931c	1756a	1523a	795a	2714a	2907a	1938
JB94 – 0306-2	1663d	1641a	1385a	903a	2952a	3059a	1934
JB94 – 0310-1	1563d	1816a	1369a	754a	2783a	2778a	1844
JB94 – 0310-2	1648d	1834a	1321a	804a	2878a	3058a	1924
JB94 – 0413-1	1805c	1631a	1564a	838a	3114a	2767a	1953
JB94 – 0413-2	1880c	1584a	1322a	848a	3016a	3107a	1959
JB95 – 40021	1880c	1784a	1222b	842a	3050a	3156a	1989
JB95 – 40026	1587d	1704a	1383a	831a	2931a	2861a	1883
JB95 – 50021-1	2523a	1949a	1362a	822a	2721a	2996a	2062
JB95 – 50021-2	1682d	1636a	1283b	946a	2805a	2959a	1885
JB95 – 50027-1	1824c	1674a	1402a	907a	3156a	2941a	1984
JB95 – 50027-2	1806c	1553a	1532a	903a	3308a	3003a	2017
JB93 - 54323	2694a	1773a	1036b	770a	3084a	3161a	2086
JB95 – 90023-1	2221b	1764a	1037b	807a	2908a	3027a	1961
JB95 – 90023-2	2116b	1730a	1623a	804a	2924a	2982a	2030
JB95 – 100029	1769c	1724a	1208b	816a	2826a	2888a	1872
JB95 – 130025	1797c	1636a	1237b	817a	2978a	3186a	1942
BRSM68(Vencedora)	1876c	1614a	1361a	919a	2923a	2936a	1938
MG/BR46 Conquista	1722d	1457a	1173b	837a	2775a	2907a	1812
FT-Estrela	1570d	1578a	1439a	978a	2879a	2824a	1878
Média/Mean	1862	1675	1322	844	2961	2951	1936
CV (%)	7,38	12,41	13,80	12,55	9,05	7,64	10,10
QME	18879	43230	3324	11213	71865	50895	
IA	-74	-261	-614	-1092	1025	1015	

⁽sem controle de doenças); 2 - safrinha 2003-2004 (sem controle de doenças); 3 - novembro 2003-2004 (sem controle de doenças); 4 - dezembro 2003-2004 (sem controle de doenças); 5 - novembro 2004-2005 (sem controle de doenças); 6 - dezembro 2004-2005 (sem controle de doenças); 6 - dezembro 2004-2005 (sem controle de doenças).

(1) 1 - winter crop 200-2003 (no disease control); 2 - winter crop 2003-2004 (disease control); 3 - november 2003-2004 (no disease

The numbers after the comma are decimals. Example: 1,1 = one and one tenth.

A relação entre o maior e o menor quadrado médio do erro dos ambientes (6,4) foi inferior ao valor 7 sugerido por PIMENTEL GOMES (1990), como indicador da homogeneidade das variâncias residuais entre os ambi-

entes, o que possibilita a realização da análise conjunta. Houve interação G x A, indicando comportamento diferenciado dos genótipos nos diferentes ambientes (Tabela 4).

^{1&}quot; 1 - winter crop 200-2003 (no disease control); 2 - winter crop 2003-2004 (disease control; 3 - november 2003-2004 (no disease control); 4 - december 2003-2004 (no disease control); 5 - november 2004-2005 (rust control) and 6 - december 2004-2005 (rust control).

Tabela 4 - Resumo da análise de variância conjunta da produtividade de grãos(kg ha⁻¹) de 28 genótipos com a decomposição da soma de quadrados de ambientes/genótipos, segundo EBERHART & RUSSELL (1966). Jaboticabal - SP, Unesp, 2005.

Table 4 - Resume of analysis of variance for grain yield (kg ha⁻¹) of 28 soybean genotypes with square sum decomposition of environments within genotypes, according to EBERHART & RUSSELL (1966). Jaboticabal - SP, Brazil, Unesp, 2005.

Causas de variação/ Sources of variation	Graus de liberdade/ Degrees of freedon	Quadrado médio/ Square mean	Causas de variação/ Sources of variation	Graus de liberdade/ Degrees of freedon	Quadrado médio/ Square mean
Blocos/Ambientes	12	145520	JB94 – 0310-1	4	79200 ^{ns}
Genotipos (G)	27	77909*	JB94 - 0310-2	4	67336 ^{ns}
Ambientes (A)	5	62579728*	JB94 – 0413-1	4	84628 ^{ns}
Interação GxA	135	82489*	JB94 – 0413-2	4	13449 ^{ns}
Ambientes/Genótipos	140	2314533*	JB95 – 40021	4	18939 ^{ns}
			JB95 – 40026	4	51015 ^{ns}
Ambiente Linear	1	312898639*	JB95 – 50021-1	4	338252*
Genótipo x Ambiente Linear	27	48965 ^{ns}	JB95 – 50021-2	4	31737 ^{ns}
Dev. Combinação	112	87625*	JB95 – 50027-1	4	25989 ^{ns}
Desvios da regressão			JB95 – 50027-2	4	98928*
JB95 – 10031-1	4	108439*	JB93 - 54323	4	482229*
JB95 – 10031-2	4	35646 ^{ns}	JB95 – 90023-1	4	160953*
JB95 – 10035	4	263179*	JB95 – 90023-2	4	75297 ^{ns}
JB95 – 10037	4	47573 ^{ns}	JB95 – 100029	4	14441 ^{ns}
JB95 – 10038	4	84832 ^{ns}	JB95 – 130025	4	26686 ^{ns}
JB94 – 0201	4	10568 ^{ns}	BRSMG68 (Vencedora)	4	5251 ^{ns}
JB94 – 0210	4	125103*	MGBR46 (Conquista)	4	24277 ^{ns}
JB95 – 20028	4	10926 ^{ns}	FT-Estrela	4	67208 ^{ns}
JB94 – 0306-1	4	56644 ^{ns}	Resíduo/Residue	324	38226

^{*}significativo a 5% de produtividade, pelo teste F; ns não significativo.

The numbers after the comma are decimals. Example: 1,1 = one and one tenth.

De acordo com o método de EBERHART & RUSSEL, todos os genótipos de soja testados, com exceção do JB93-54323, apresentaram coeficientes de regressão (β_i) igual à unidade, indicando que os mesmos têm ampla adaptabilidade à região de Jaboticabal - SP (Tabela 5). Resultado semelhante foi obtido para os genótipos JB95-50021-1, JB95-50021-2, JB95-50027-1, JB95-50027-2, JB95-90023-1 e JB95-

90023-2 em trabalho conduzido durante o período de 1998 a 2000, em 6 ambientes no Estado de São Paulo, por CAMPOS (2001).

Com relação à estabilidade, 75% dos genótipos testados apresentaram desvio de regressão próximo a zero, caracterizando alta estabilidade, bem como as testemunhas (MGBR/46 Conquista, BRSMG 68 Vencedora e FT-Estrela). Os genótipos JB95-50021-1, JB95-50027-2, JB95-

^{*} significant at 5% of probability level by the F test; ns not significant.

10031-1, JB95-90023-1, JB95-10035 e JB94-0210 apresentaram significância dos desvios de regressão $(\delta_{ij} \neq 0)$, ou seja, baixa previsibilidade de comportamento quanto a suas respostas às variações ambientais. Porém, o grau de imprevisibilidade não deve comprometer a indicação dos genótipos, pois os valores de R² desses genótipos foram elevados.

Tabela 5 - Estimativas dos parâmetros de adaptabilidade e de estabilidade fenotípica da produtividade de grãos, de 28 genótipos de soja, avaliadas em seis ambientes, segundo a metodologia de EBERHART & RUSSELL (1966). Jaboticabal - SP, Unesp, 2005.

Table 5 - Estimates for stability and adaptability parameters of grain yield for 28 soybean genotypes evaluated in six environments according to EBERHART & RUSSELL (1966). Jaboticabal - SP, Unesp, 2005.

	Produtividade média/			
Genótipo/Genotypes	Mean of productivity	(β_i)	(δ _{ij})	$R_i^2(\%)$
	(kg ha ⁻¹)	no.		
JB95 – 10031-1	1856	1,061 ^{ns}	23404*	96,67
JB95 – 10031-2	1869	0,982 ^{ns}	-860 ^{ns}	98,69
JB95 – 10035	2006	1,107 ^{ns}	74984*	92,86
JB95 – 10037	1925	0,982 ^{ns}	3116 ^{ns}	98,27
JB95 – 10038	1918	1,067 ^{ns}	15535 ^{ns}	97,40
JB94 – 0201	1883	0,997 ^{ns}	-9219 ^{ns}	99,62
JB94 – 0210	1935	0,958 ^{ns}	28959*	95,35
JB95 – 20028	1916	0,957 ^{ns}	-9100 ^{ns}	99,57
JB94 - 0306-1	1938	0,894 ^{ns}	6139 ^{ns}	97,53
JB94 - 0306-2	1934	1,006 ^{ns}	2183 ^{ns}	98,44
JB94 - 0310-1	1844	0,918 ^{ns}	13658 ^{ns}	96,75
JB94 - 0310-2	1924	1,011 ^{ns}	9703 ^{ns}	97,70
JB94 - 0413-1	1953	0,958 ^{ns}	15467 ^{ns}	96,80
JB94 - 0413-2	1959	1,062 ^{ns}	-8259 ^{ns}	99,58
JB95 – 40021	1989	1,089 ^{ns}	-6429 ^{ns}	99,43
JB95 - 90023-2	2030	0,952 ^{ns}	12357 ^{ns}	97,11
JB95 - 40021	1989	1,089 ^{ns}	-6429 ^{ns}	99,43
JB95 – 40026	1883	0,964 ^{ns}	4263 ^{ns}	98,07
JB95 - 50021-1	2062	0,914 ^{ns}	100009*	87,33
JB95 - 50021-2	1885	0,942 ^{ns}	-2163 ^{ns}	98,74
JB95 - 50027-1	1984	1,020 ^{ns}	-4079 ^{ns}	99,11
JB95 - 50027-2	2017	1,067 ^{ns}	20234*	96,98
JB93 - 54323	2086	1,137*	148001*	88,22
JB95 - 90023-1	1961	1,051 ^{ns}	40909*	95,04
JB95 - 90023-2	2030	0,952 ^{ns}	12357 ^{ns}	97,11
JB95 - 100029	1872	0,971 ^{ns}	-7928 ^{ns}	99,45
JB95 - 130025	1942	1,095 ^{ns}	-3847 ^{ns}	99,21
BRSMG68(Vencedora)	1938	0,961 ^{ns}	-10992 ^{ns}	99,80
MGBR46(Conquista)	1812	0,982 ^{ns}	-4650 ^{ns}	99,11
FT-Estrela	1878	0,897 ^{ns}	9661 ^{ns}	97,10

 $H_0 = \beta_i = 1$ * significativo a 5% de probabilidade, pelo teste t; ^{ns} não significativo. $H_0 = \delta_{ij} = 0$ * significativo a 5% de probabilidade, pelo teste t; ^{ns} não significativo.

O genótipo JB93-54323 apresentou coeficiente de regressão superior à unidade, evidenciando adaptação somente a ambientes específicos de alta produtividade (favoráveis), ou seja, ambientes cujo índice tecnológico empregado seja alto. Porém, apesar de apresentar baixa previsibilidade de comportamento, o genótipo não pode ser considerado indesejável, uma vez que seu R² atingiu nível de 88,22%, e sua produtividade média foi de 2.086 kg ha⁻¹.

Os genótipos JB94-0413-1, JB94-0413-2, JB94-0306-1, JB95-50027-1, JB95-90023-2, JB95-40021, JB95-130025 e a testemunha BRSMG68 (Vencedora) podem ser considerados desejáveis.

 $H_0 = \beta_i = 1$ * significant at 5% of probability level by the t test; ^{ns} not significative. $H_0 = \delta_{ij} = 0$ * significative at 5% of probability level by the t test; ^{ns} not significative.

segundo os critérios de EBERHART & RUSSEL (1966), pois apresentaram produtividade acima da média geral (1.936kg ha¹), coeficiente de regressão igual a 1 (ampla adaptabilidade) e desvios da regressão igual a zero (alta estabilidade). Os resultados da análise de estabilidade fenotípica, avaliada pelo método de ecovalência (WRICKE, 1965), estão apresentados na Tabela 6. Esta contém a contribuição de cada genótipo, em porcentagem, para a interação G x A, obtida pela ecovalência. Assim, quanto menores os valores de ϖ_i e ϖ_i %, mais estáveis serão os genótipos. Em termos de adaptabilidade, quanto melhor sua

classificação em termos de média, maior sua adaptabilidade.

Para o caráter produtividade de grãos, os genótipos que apresentaram menores valores para o parâmetro ecovalência, foram JB94-0413-2, JB95-50027-1, JB94-0201, JB95-20028, JB95-100029, bem como as cultivares MG/BR46 (Conquista) e BRSMG68 (Vencedora), sendo consideradas as mais estáveis (Tabela 6). O genótipo JB93-54323 foi o que apresentou maior média de produtividade (2.086 kg ha⁻¹). Entre os genótipos mais produtivos (JB95-50021-1, JB95-90023-2, JB95-50027-2, JB95-10035 e JB95- 40021), o mais estável foi o JB95-40021 (ϖ , % = 1,478).

Tabela 6 - Estimativas dos parâmetros de adaptabilidade e de estabilidade fenotípica da produtividade de grãos, de 28 genótipos avaliados em seis ambientes, segundo WRICKE (1965). Jaboticabal - SP, Unesp, 2005.

Table 6 - Estimates for stability and adaptability parameters of grain yield for 28 soybean genotypes evaluated in six environments according to WRICKE (1965). Jaboticabal - SP, Unesp, 2005.

Genótipos/ Genotypes	Média/ Mean (kg ha ⁻¹)	Ecovalência/ Ecovalence (ϖ_i)	$\sigma_{ m i}$	Genótipos/ Genotypes	Média/ Mean (kg ha ⁻¹)	Ecovalência/ Ecovalence (ϖ_i)	$\sigma_{ m i}$
JB95 – 10031-1	1856	475247.1560	4,267	JB95 – 40021	1989	164699.0482	1,478
JB95 – 10031-2	1869	146095.6689	1,311	JB95 – 40026	1883	218321.5293	1,960
JB95 – 10035	2006	1179978.6356	10,596	JB95 – 50021-1	2062	1436280.3122	12,897
JB95 – 10037	1925	193858.3421	1,740	JB95 – 50021-2	1885	164545.8098	1,477
JB95 – 10038	1918	389169.4114	3,494	JB95 – 50027-1	1984	108458.7434	0,973
JB94 – 0201	1883	42396.0834	0,380	JB95 – 50027-2	2017	446054.3635	4,005
JB94 – 0210	1935	519865.7568	4,668	JB93 – 54323	2086	2137831.0244	19,197
JB95 – 20028	1916	64584.3329	0,579	JB95 – 90023-1	1961	672509.9407	6,039
JB94 – 0306-1	1938	351690.3922	3,158	JB95 – 90023-2	2030	327519.6570	2,941
JB94 – 0306-2	1934	179436.0133	1,611	JB95 – 100029	1872	67177.3557	0,603
JB94 – 0310-1	1844	391395.9507	3,514	JB95 – 130025	1942	206672.1735	1,855
JB94 – 0310-2	1924	270702.6378	2,430	BRSMG68(Vencedora)	1938	38065.4680	0,341
JB94 – 0413-1	1953	358325.7142	3,217	MGBR46(Conquista)	1812	100871.4299	0,905
JB94 – 0413-2	1959	97005.1620	0,871	FT-Estrela	1878	387291.8716	3,477

The numbers after the comma are decimals. Example: 1,1 = one and one tenth.

A análise da Tabela 6 permite concluir que os genótipos mais produtivos (JB93-54323, JB95-50021-1 e JB95-10035) apresentaram os maiores valores para o parâmetro de ecovalência, sendo considerados como os mais instáveis.

De modo geral, as metodologias testadas apresentaram resultados semelhantes quanto à classificação dos genótipos em relação à estabilidade. Houve correlação negativa (-0,96) para os parâmetros coeficiente de determinação (R²) e ecovalência (ϖ_i %), o que revela concordância nas informações, pois menores escores de ϖ_i % e maiores escores de R² representam cultivares mais estáveis. Os genótipos mais produtivos foram os mais instáveis, por isso os critérios de seleção devem levar em consideração a produtividade média dos genótipos.

Todos os genótipos testados, bem como as cultivares utilizadas como padrão, atingiram altura média de plantas acima de 75 cm e altura de inserção da primeira vagem acima de 10 cm, o que possibilitou classificá-los como aptos à colheita mecanizada.

Conclusões

- a) Pelo método de regressão linear simples, com exceção do genótipo JB93 54323, todos os genótipos testados apresentaram ampla adaptabilidade à região de Jaboticabal SP, e a maioria dos genótipos testados mostraram-se estáveis, exceto os genótipos: JB95-50021-1, JB95-50027-2, JB95-10031-1, JB95-90023-1, JB95-10035, JB94-0210 e JB93-54323.
- b) Pelo método de ecovalência, para o caráter produtividade, os genótipos considerados os mais estáveis foram: JB94 0413-2, JB95-50027-1, JB94-0201, JB95-20028, JB95-100029.
- c) Os genótipos JB94 0413-2 e JB95 50027-1 mostraram-se estáveis e adaptados à região de Jaboticabal-SP, de acordo com as duas metodologias utilizadas.
- d) As duas metodologias apresentaram concordância quanto à estabilidade fenotípica para o caráter produtividade de grãos.

Referências

AGRIANUAL 2004: Anuário da agricultura brasileira. São Paulo: FNP Consultoria Agroinformativo, 2003. 498p.

BRASIL, E.M.; CHAVES, L.J. Utilización de un modelo cuadratico para el estudio de la respuesta de cultivares a la variación ambiental. In: CONGRESSO LATINOAMERICANO DE GENÉTICA, 11., Monterrey, 1994. **Memorias**. Monterrey: Asociacion Lationoamericana de Genética, 1994. p.616.

CAMPOS, F.L. Adaptabilidade, estabilidade e seleção de genótipos de soja para resistência ao cancro da haste e ao nematóide de cisto. 2001. 86p. Tese (Doutorado em Genética e Melhoramento de Plantas) – Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias, Universidade Estadual Paulista, Jaboticabal, 2001.

CHAVES, L.J. Interação de genótipos com ambientes. In: NASS, L.L.; VALOIS, A.C. C.; MELO, I.S.; VALADARES-INGLIS, M.C. (ed.) Recursos genéticos & melhoramento de plantas. Rondonópolis: Fundação MT, 2001. 1183p.

CROSSA, J. Statistical analyses of multilocation trials. **Advances in Agronomy**, v.44, San Diego, p.55-85, 1990.

CRUZ, C.D.; TORRES, R.A.A.; VENCOVSKY, R. An alternative approach to the stability analysis proposed by Silva and Barreto. **Revista Brasileira de Genética**, Ribeirão Preto, v.12, n.2, p.567-580, 1989.

CRUZ, C.D. **PROGRAMA GENES:** versão Windows: aplicativo computacional em genética e estatística. Viçosa: UFV, 2001. 648p.

DUARTE, J.B.; VENCOVSKY, R. Interação genótipos x ambientes: uma introdução à análise AMMI. Ribeirão Preto: Sociedade Brasileira de Genética, 1999. 60p. (Série Monografias, 9).

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

EMBRAPA. Centro Nacional de Pesquisa da Soja. Recomendações Técnicas para cultura de soja na região central do Brasil –2000/01. Londrina, 2000. 245p. (Documentos, 146).

FINLAY, K.W.; WILKINSON, G.N. The analysis of adaptation in a plant-breeding programme.

Australian Journal of Agricultural Research, Collingwood, v.14, n.5, p.742-754, 1963.

GAUCH, H.G.; ZOBEL, R.W. AMMI analysis of yield trials. In: KANG, M.S.; GAUCH, H.G. (ed.) **Genotype-by-environment interaction**. New York: CRC Press, 1996. 416p.

HANSON, W.D. Distance statistics and interpretation of Southern states regional soybean tests. **Crop Science**, Madison, v.34, n.6, p.1.498-1.504, 1994.

HILL, M.O. Correspondence analysis: a neglected multivariate method. **Applied Statistics**, v.23, n.2, p.340-354, I974.

HÜHN, M. Nonparametric analysis of genotype x environment interactions by ranks. In: KANG, M.S.; GAUCH, H.G. Genotype-by-environment interaction. Boca Raton: CRC Press, 1996. cap.9, p.235-270.

MIRANDA, F.T.S. Interação genótipos x ambientes em linhagens de soja selecionadas para resistência ao nematóide de cisto. 1999. 141f. Dissertação (Mestrado em Genética e Melhoramento de Plantas) — Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1999.

PERKINS, J.M.; JINKS, J.L. Environmental and genotype-environmental components of variability. III. Multiple lines and crosses. **Heredity**, Oxford, v.23, n.3, p.339-356, 1968.

PIMENTEL GOMES, F. Curso de estatística experimental. 12 ed. São Paulo: Nobel, 467p. 1990.

PRADO, E.E.; HIROMOTO, D.M.; GODINHO, V.P.C.; UTUMI, M.M.; RAMALHO, A.R. Adaptabilidade e estabilidade de cultivares de soja em cinco épocas de plantio no cerrado de Rondônia. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.36, n.4, p.625-635, 2001.

ROCHA, M. M. Seleção de linhagens experimentais de soja para adaptabilidade e estabilidade fenotípica. Piracicaba, 2002. 165f. Tese (Doutorado em Genética e Melhoramento de Plantas) Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2002.

ROSSE, L.N.; VENCOVSKY, R. Modelo de regressão não-linear aplicado ao estudo da estabilidade fenotípica de genótipos de feijão no Estado do Paraná. **Bragantia**, Campinas, v.59, n.1, p.99-107, 2000.

SILVA, J.G.C. Análise da adaptabilidade por regressão segmentada com estimação da junção dos segmentos. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.33, n.7, p.1013-1029, 1998.

STORCK, L.; VENCOVSKY, R. Stability analysis on a bi-segmented discontinuos model with measurement erros in the variables. **Revista Brasileira de Genética**, Ribeirão Preto, v.17, n.1, p.75-81, 1994.

TOLER, J.E.; BURROWS, P.M. Genotypic performance over environmental arrays: a nonlinear grouping protocol. **Journal of Applied Statistics**, v.25, n.1, p.131-143, 1998.

VERNETTI, F. de J.; GASTAL, M.F. da C.; ZONTA, E.P. Estabilidade fenotípica de cultivares de soja no sudeste do Rio Grande do Sul. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 25, n.2, p. 1.593-1.602, 1990.

VERNETTI, F. J. Origem da espécie, introdução e disseminação no Brasil. In: **Soja**: planta, clima, pragas, moléstias e invasoras. Campinas: Fundação Cargill, 1983. p.3-123.

WESTCOTT, B. A method of assessing the yield stability of crop genotypes. **Journal of Agricultural Sciences**, Cambridge, v.108, n.2, p.267-274, 1987.

WRICKE, G. Zur Berechning der okovalenz bei sommerweizen und hafer. **Zeitschrift fuer Pflanzenzuchtung**, Berlin, v.52 s.n., p.127-138, 1965.

YOKOMIZO, G.K. Interação genótipos x ambientes em topocruzamentos de soja tipo alimento com tipo grão. Piracicaba, 1999. 171f. Tese (Doutorado em Genética e Melhoramento de Plantas) – Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba,1999.

Recebido em 1º - 03 - 2006

Aceito para publicação em 9 - 03 - 2007