

ESTABILIDADE FENOTÍPICA DA PRODUÇÃO DE GRÃOS DE DEZ CULTIVARES DE SOJA
[*Glycine max* (L.) Merrill] NAS CONDIÇÕES DO RIO GRANDE DO SUL

EMÍLIO RIZZO BONATO

Orientador: ROLANO VENCovsky

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

PIRACICABA
Estado de São Paulo - Brasil
Novembro, 1978

A minha esposa Lília

Às minhas filhas Ana Lília e Cláudia

D E D I C O

AGRADECIMENTOS

À Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária - EMBRAPA - e ao Departamento de Genética da Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", pela oportunidade;

Ao Prof. Dr. Roland Vencovsky, pela orientação;

Ao Prof. Dr. José Branco de Miranda Filho, pela co-orientação durante o afastamento do orientador;

Ao Instituto de Pesquisas Agronômicas, da Secretaria da Agricultura do Estado do Rio Grande do Sul e à Unidade de Execução de Pesquisa de Âmbito Estadual de Pelotas, pela cessão de parte dos dados utilizados neste trabalho;

Aos colegas Amélio Dall'Agnol e José Alberto Roehde de Oliveira Velloso, pelo companheirismo durante a realização das pesquisas da ex-Estação Experimental de Passo Fundo;

Ao Dr. João Gilberto Corrêa da Silva, ao Eng^o Agr^o Renato César Dittrich, a Maria Cristina Neves e a Marina Tomie Takaki, pelo auxílio na realização das análises estatísticas;

Aos colegas, Romeu Afonso de Souza Kiihl, Milton Kaster, Carlos Caio Machado e Emilson França de Queiroz, pelas sugestões;

A Mabel Nakai, Emídio Casagrande e Rodolfo Preto Júnior, pela datilografia e desenhos;

Aos professores e colegas do Curso de Genética e Melhoramento de plantas, pela dedicação e amizade e

A todos que, de uma maneira ou outra, colaboraram para que este trabalho fosse realizado.

ÍNDICE

	Página
1. RESUMO	01
2. INTRODUÇÃO	03
3. REVISÃO DE LITERATURA	05
4. MATERIAL E MÉTODOS	18
5. RESULTADOS E DISCUSSÃO	27
5.1. Efeito do número diferente de repetições sobre a es- timativa dos parâmetros da estabilidade fenotípica..	27
5.2. Avaliação da estabilidade fenotípica	36
5.3. Avaliação da repetibilidade dos parâmetros da estabi- lidade fenotípica.....	50
6. CONCLUSÕES	55
7. SUMMARY	58
8. LITERATURA CITADA	60
9. APÊNDICE	68

LISTA DE TABELAS

	Página
Tabela 1. Cultivares de soja estudadas e respectivas origens..	21
Tabela 2. Indicação da decomposição dos graus de liberdade e do cálculo dos valores do teste F na análise conjunta da variância, considerando-se os efeitos de c cultivares, ensaiadas em r repetições, como fixos e os de l locais e p anos como aleatórios.....	22
Tabela 3. Causas de variação, decomposição dos graus de liberdade e indicação do cálculo das somas dos quadrados e dos valores do teste F na análise da variância para realizar testes e estimar os desvios da regressão linear de c cultivares estudadas em r repetições e a ambientes. (Modelo adaptado de EBERHART e RUSSELL, 1966).....	24
Tabela 4. Esperança dos quadrados médios para a análise em blocos casualizados, visando estimar a repetibilidade da produção de grãos, dos coeficientes b e das variâncias dos desvios da regressão.....	26
Tabela 5. Análise conjunta da variância da produção média de grãos de dez cultivares de soja ensaiadas em 11 locais do Rio Grande do Sul, durante 1973/74 e 1974/75.	28
Tabela 6. Análise da variância da produção média de grãos de dez cultivares de soja ensaiadas em 11 locais do Rio Grande do Sul, durante 1973/74 e 1974/75. (Modelo a	

	daptado de EBERHART e RUSSELL, 1966).....	29
Tabela 7.	Análise conjunta da variância da produção média de grãos de dez cultivares de soja ensaiadas em 11 locais do Rio Grande do Sul, durante 1972/73 a 1974/75.....	30
Tabela 8.	Análise da variância da produção média de grãos de dez cultivares de soja ensaiadas em 11 locais do Rio Grande do Sul, durante 1972/73 a 1974/75. (Modelo adaptado de EBERHART e RUSSELL, 1966).....	31
Tabela 9.	Análises conjuntas da variância da produção média de grãos de dez cultivares de soja ensaiadas em 11 locais do Rio Grande do Sul, nos anos agrícolas de 1972/73, 1973/74 e 1974/75, respectivamente.....	33
Tabela 10.	Análises das variâncias da produção média de grãos de dez cultivares de soja ensaiadas em 11 locais do Rio Grande do Sul, nos anos agrícolas de 1972/73, 1973/74 e 1974/75, respectivamente. (Modelo adaptado de EBERHART e RUSSELL, 1966).....	34
Tabela 11.	Parâmetros da estabilidade fenotípica da produção de grãos de dez cultivares de soja estudadas em 11 locais do Rio Grande do Sul, em ensaios com quatro repetições em 1973/74 e 1974/75 e da análise conjunta dos ensaios com três repetições em 1972/73 e dos quatro em 1973/74 e 1974/75.....	35
Tabela 12.	Produções médias de grãos, coeficientes da regres-	

	são linear (\bar{b}), variâncias dos desvios da regressão (\bar{s}^2_d) e coeficientes de determinação (R^2) de dez cultivares de soja estudadas em 33 ambientes, durante os anos agrícolas de 1972/73 a 1974/75 no Rio Grande do Sul.....	39
Tabela 13.	Valores médios de produção de grãos, coeficiente de regressão linear (\bar{b}) e variância dos desvios da regressão (\bar{s}^2_d) de dez cultivares de soja, agrupadas segundo a procedência.....	48
Tabela 14.	Valores médios de produção de grãos, coeficiente de regressão linear (\bar{b}) e variância dos desvios da regressão (\bar{s}^2_d) de dez cultivares de soja, agrupadas segundo o ciclo.....	49
Tabela 15.	Produções médias de grãos, coeficientes de regressão linear (\bar{b}), variâncias dos desvios da regressão (\bar{s}^2_d) e coeficientes de determinação (R^2) de dez cultivares de soja estudadas em 11 locais do Rio Grande do Sul, nos anos agrícolas de 1972/73, 1973/74 e 1974/75, respectivamente.....	51
Tabela 16.	Produções médias de grãos, coeficientes de regressão linear (\bar{b}) e variâncias dos desvios da regressão (\bar{s}^2_d) de dez cultivares de soja, nas repetições dos arranjos básicos dos reticulados quadrados X_1, Y_1 e X_2, Y_2 , em 22 ensaios realizados no Rio Grande do Sul, durante 1973/74 e 1974/75.....	52

- Tabela 17. Análise da variância em blocos casualizados, estimativa da variância genética (σ_g^2), da variância ambiental (σ_e^2) e do coeficiente de repetibilidade (r_I) para produção média de grãos, coeficientes da regressão linear e variâncias dos desvios da regressão linear de dez cultivares de soja, com valores obtidos das repetições dos arranjos básicos dos reticulados quadrados X_1, Y_1 e X_2, Y_2, \dots 54
- Tabela A.1. Produções médias, em kg/ha e datas de semeadura de dez cultivares de soja; variâncias residuais das médias (s^2/r), coeficientes de variação (CV), eficiência do reticulado quadrado (Ef), médias, em kg/ha ($\bar{Y}_{.j}$) e índices ambientais (I_j) dos ensaios realizados em 11 locais do RS, em 1972/73..... 69
- Tabela A.2. Produções médias, em kg/ha e datas de semeadura de dez cultivares de soja; variâncias residuais das médias (s^2/r), coeficientes de variação (CV), eficiência do reticulado quadrado (Ef), médias, em kg/ha ($\bar{Y}_{.j}$) e índices ambientais (I_j) dos ensaios realizados em 11 locais do RS, em 1973/74..... 70
- Tabela A.3. Produções médias, em kg/ha e datas de semeadura de dez cultivares de soja; variâncias residuais das médias (s^2/r), coeficientes de variação (CV), eficiência do reticulado quadrado (Ef), médias, em kg/ha ($\bar{Y}_{.j}$) e índices ambientais (I_j) dos ensaios realiza

	dos em 11 locais do RS, em 1974/75	71
Tabela A.4.	Produções médias, em kg/ha, de dez cultivares de soja; variâncias residuais das médias (s^2/r), coeficientes de variação (CV), eficiência do reticulado quadrado (Ef), médias, em kg/ha (\bar{Y}_j) e índices ambientais (I_j) dos arranjos básicos X_1, Y_1 , em 11 locais do RS, em 1973/74	72
Tabela A.5.	Produções médias, em kg/ha, de dez cultivares de soja; variâncias residuais das médias (s^2/r), coeficientes de variação (CV), eficiência do reticulado quadrado (Ef), médias, em kg/ha (\bar{Y}_j), e índices ambientais (I_j) dos arranjos básicos X_1, Y_1 , em 11 locais do RS, em 1974/75.....	73
Tabela A.6.	Produções médias, em kg/ha, de dez cultivares de soja; variâncias residuais das médias (s^2/r), coeficientes de variação (CV), eficiência do reticulado quadrado (Ef), médias, em kg/ha (\bar{Y}_j), e índices ambientais (I_j) dos arranjos básicos X_2, Y_2 , em 11 locais do RS, em 1973/74.....	74
Tabela A.7.	Produções médias, em kg/ha, de dez cultivares de soja; variâncias residuais das médias (s^2/r), coeficientes de variação (CV), eficiência do reticulado quadrado (Ef), médias, em kg/ha (\bar{Y}_j) e índices ambientais (I_j) dos arranjos básicos X_2, Y_2 , em 11 locais do RS, em 1974/75.....	75

LISTA DE FIGURAS

	Página
Fig. 1. Caracterização dos 11 locais estudados segundo as latitudes, as altitudes e as micro-regiões homogêneas 4, 6, 8, 10, 14, 15, 17, 19 e 21.....	20
Fig. 2. Regressão linear da produção de grãos das cultivares 'IAS-4', 'Bragg' e 'Prata' em 33 ambientes (RS).....	43
Fig. 3. Relação entre produção média de grãos e coeficientes de regressão linear das dez cultivares em 33 ambientes (RS).....	44
Fig. 4. Regressão linear da produção de grãos das cultivares 'Pérola' e 'Planalto' em 33 ambientes (RS).....	45
Fig. 5. Regressão linear da produção de grãos das cultivares 'IAS-1', 'IAS-2', 'IAS-5', 'Bossier' e 'Hardee' em 33 ambientes (RS).....	46
Fig. 6. Regressão linear e respectivos desvios das cultivares 'IAS-4' e 'Hardee' em 33 ambientes (RS).....	47

1. RESUMO

A partir de dados obtidos em 11 locais do Rio Grande do Sul, nos anos agrícolas de 1972/73 a 1974/75, foi estudada a estabilidade fenotípica da produção de grãos de dez cultivares de soja.

A metodologia empregada foi a proposta por EBERHART e RUSSELL (1966), segundo a qual, a estabilidade fenotípica é avaliada através da regressão linear da produção média de cada cultivar em relação à produção média de todas as cultivares em cada ambiente.

As dez cultivares estudadas mostraram coeficientes da regressão linear semelhantes entre si e $a b = 1,00$, indicando boa adaptação às condições do Rio Grande do Sul, bem como, capacidade para responderem com aumentos de produtividade, proporcionais às melhorias introduzidas no manejo da cultura. Isso revela, igualmente, que o esquema de pesquisa varietal de soja utilizado no Estado é adequado para detectar aqueles genótipos que apresentem tais capacidades.

Face à similaridade entre as cultivares quanto ao seu comportamento linear, a diferenciação de sua estabilidade só pôde ser feita através da magnitude dos desvios da linearidade.

Dentro dos ambientes considerados, as cultivares 'IAS-4' 'Bragg' e 'Prata' mostraram ser as mais estáveis entre as dez estudadas. As duas primeiras são, pela ordem, as mais desejáveis, considerando-se em conjunto os coeficientes da regressão linear, os desvios da linearidade e a capacidade produtiva. A cultivar 'Prata', apesar de estável, não apresentou boa produção média. Enquanto isso, 'Pérola' e 'Planalto' evidenciaram uma estabilidade intermediária entre as dez cultivares. Foram, entretanto, as que melhor produziram nos ambientes de baixa produtividade. As cultivares 'Bossier', 'Hardee', 'IAS-1', 'IAS-2' e 'IAS-5' mostraram grandes desvios da regressão linear.

As cultivares de ciclo longo, consideradas como grupo, mostraram tendência para maiores desvios da regressão linear e menores produções que as dos outros ciclos. Enquanto isso, a tendência das do grupo de ciclo médio foi para maior produtividade.

O desempenho médio das cultivares, segundo sua procedência, mostrou que aquelas criadas em nossas condições apresentam menores desvios que a média das introduzidas, e que possuem a tendência para coeficientes da regressão menores que 1,00.

A repetibilidade da produção de grãos e dos coeficientes de regressão linear mostrou valores próximos, indicando que a seleção para esses dois caracteres oferece possibilidades semelhantes. Já a seleção para baixos desvios da linearidade é mais difícil, visto ser esse caráter mais influenciado pelo ambiente. O estudo sugere, ainda, que em soja a resposta linear das cultivares, possivelmente, tenha base genética diferente da não linear.

É discutido, ainda, a importância do estudo da estabilidade fenotípica para a recomendação de cultivares.

2. INTRODUÇÃO

A soja alcançou no País, especialmente na última década, um acentuado desenvolvimento. Passou a ter, entre os produtos anuais, uma destacada participação na receita obtida pelo setor agrícola. Novas e extensas áreas foram e estão sendo, anualmente, incorporadas à cultura, assumindo crescente importância mesmo em regiões onde, há pouco tempo, não era sequer conhecida. A área do Brasil Central está cada vez mais solidificando sua economia agrícola na cultura dessa leguminosa.

Além da expansão da fronteira agrícola, novos e significativos acréscimos de produtividade vem sendo conseguidos através da utilização de modernas tecnologias, adequando melhor os ambientes, especialmente, nas áreas onde o seu cultivo já se encontra alicerçado em uma sólida infraestrutura.

A pesquisa brasileira, por sua vez, está prestes a romper definitivamente a barreira da latitude, colocando à disposição dos agricultores cultivares específicas para serem utilizadas nos diferentes pontos do País.

Dentro dessa realidade, os programas de melhoramento devem

conter como importante objetivo, além da procura de cultivares adaptadas às condições específicas de determinados ambientes, a busca de genótipos com capacidade de explorar economicamente amplas faixas ambientais, quer seja essa ampliação representada por extensões de áreas ou pela utilização de novas e mais eficientes técnicas de manejo. Ao par da amplitude de adaptação das cultivares, deve-se assegurar aos agricultores retornos compensadores e proporcionais aos investimentos realizados com a utilização de novas tecnologias na melhoria das condições de cultivo. Por outro lado, essas cultivares devem encerrar garantias no sentido de proporcionar bons rendimentos quando as condições ambientais não puderem ser mantidas dentro de níveis desejáveis.

As técnicas disponíveis para avaliar a capacidade genética de adaptação, ampla ou específica, e o desempenho das cultivares frente às variações ambientais, devem ser utilizadas rotineiramente nos programas de melhoramento.

Este estudo objetiva avaliar, através da análise da estabilidade fenotípica, a capacidade de adaptação da produção de grãos de dez cultivares de soja, recomendadas para cultivo no Rio Grande do Sul, procurar detalhar a metodologia de utilização dessa técnica e evidenciar sua importância na orientação dos programas de melhoramento de plantas.

3. REVISÃO DE LITERATURA

As condições ambientais que contribuem para as interações com os genótipos podem ser agrupadas em duas categorias. Na primeira, incluem-se as variações do ambiente que ocorrem de região para região, dentro da área de distribuição de uma cultura. Nesse grupo podem ser citados os caracteres gerais de clima, o tipo de solo e aquelas características do ambiente que variam de maneira sistemática, como o comprimento do dia, a insolação e outras. Também se incluem, nesse grupo, os fatores do ambiente que são diretamente influenciados pelo homem e que são conhecidos como práticas agronômicas, tais como, a data e a densidade de semeadura, as doses e formas de adubação, os métodos de colheita e outras. A segunda categoria engloba as variações do tempo no âmbito de uma mesma região, como quantidade e distribuição de chuva, da temperatura e outras que não podem ser conhecidas a priori (PORCEDDU, 1970).

A metodologia mais antiga para avaliar os genótipos, frente a essas variações ambientais, é a tradicional análise de grupos de experimentos. Através dessa análise, a magnitude das interações é avaliada pela variância dos efeitos dos genótipos x anos, genótipos x locais e genóti-

pos x anos x locais.

Segundo FINLAY e WILKINSON (1963) e SMITH et alii (1967), os parâmetros estimados por essa análise conjunta, embora úteis, não fornecem uma indicação adequada da resposta das cultivares aos diferentes ambientes onde são cultivadas. BILBRO e RAY (1976) concordam com isto e afirmam que essa análise elucida apenas alguns aspectos, necessários aos melhoristas para decidirem onde recomendar seu material, e que outras informações, no entanto, não podem ser satisfatoriamente obtidas. Para JOPPA et alii (1971), nos estudos das interações, necessitam-se de valores numéricos, de fácil obtenção, para quantificar de maneira adequada os ambientes. A quantificação dos ambientes é a ferramenta específica que, segundo BAGNARA e ROSSI (1972), os melhoristas precisam para poder avaliar cada genótipo estudado.

Recentemente, porém, têm sido desenvolvidos diversos métodos que possibilitam caracterizar numericamente os efeitos ambientais. Tornou-se, assim, possível acompanhar o desempenho das cultivares frente as variações dos ambientes. Esses métodos fundamentam-se na decomposição do efeito da interação genótipo x ambiente em funções da linearidade.

A metodologia foi originalmente proposta por YATES e COCKRAN (1938), para estudos de materiais cultivados em diversos anos e em diferentes locais. Ficou, no entanto, esquecida até que FINLAY e WILKINSON (1963) a adaptaram para o estudo da estabilidade fenotípica do germoplasma de cevada na Austrália. Esses autores determinaram a adaptação de cada cultivar estabelecendo a regressão linear de sua produção média em relação à produção média de todas as cultivares do experimento. A descrição e a graduação quantitativa dos ambientes são, assim, feitas através da produção média de todas as cultivares ensaiadas. De acordo com a metodologia, a produção me

dia baixa em um experimento realizado em determinado local e ano, caracteriza um ambiente de baixa produção, enquanto um experimento de alta média de produção evidencia um ambiente de alto potencial produtivo.

Mais recentemente, EBERHART e RUSSELL (1966) ampliaram o método de FINLAY e WILKINSON (1963) e propuseram, além da produção média e do coeficiente de regressão linear, os desvios da linearidade como um terceiro parâmetro para avaliar a estabilidade fenotípica.

O conceito de estabilidade, no entanto, difere entre os dois métodos. FINLAY e WILKINSON (1963) consideram como cultivar ideal aquela que apresenta maior potencial de produção na maioria dos ambientes e que tem coeficiente da regressão linear igual ou próximo de zero ($b=0$). Já EBERHART e RUSSELL (1966) classificam como desejável a cultivar que apresenta alta média de produção, coeficiente de regressão igual a unidade ($b=1$) e variância dos desvios igual a zero ($s^2_d = 0$).

HANSON (1970) enfatiza que o conceito de estabilidade genotípica não é evidenciado através dos parâmetros sugeridos por EBERHART e RUSSELL (1966), visto representarem apenas descrições estatísticas. Sugeriu, então, um outro método, cujas medidas de estabilidade genotípica são também fornecidas pela combinação das informações da regressão linear e dos seus desvios.

Outros métodos, baseados na regressão linear para estimar os efeitos genético, ambiental e a interação entre eles, usando linhagens puras e as gerações obtidas pelo cruzamento destas linhagens, foram propostos.

BUCIO ALANIS (1966) elaborou um modelo que permite fracionar um caráter de linhagens puras nos seus efeitos genético e ambiental e na interação genótipo x ambiente. Segundo o autor, esse método é de grande u

tilidade para os melhoristas, pois possibilita obter estimativas mais seguras da herdabilidade, bem como permite predizer, com maior precisão, o ganho na seleção. O modelo de BUCIO ALANIS (1966) foi adaptado para o estudo, além das linhagens puras, também da geração F_1 , por BUCIO ALANIS e HILL (1966). Outra adaptação foi feita por BUCIO ALANIS et alii (1969), com a finalidade de incorporar, no modelo, o estudo da geração F_2 e dos retro-cruzamentos.

PERKINS e JINKS (1968) desenvolveram um método genético-estatístico alternativo para estimar esses parâmetros.

Outro modelo, com o uso da regressão, foi desenvolvido por TAI (1971), o qual difere do de EBERHART e RUSSELL (1966) na maneira de estimar os parâmetros da estabilidade. Para a estimação do parâmetro linear, através desse método, utiliza-se a covariância entre os efeitos dos ambientes e os da interação genótipos x ambientes, dividida pela variância dos efeitos ambientais. Os desvios da regressão são estimados pela razão entre a variância dos desvios da resposta linear e a variância associada aos efeitos da interação genótipos x ambientes.

KNIGHT (1971) desenvolveu um método para uso da regressão múltipla. São utilizados, neste método, coeficientes de regressão separadamente para cada pai, com o propósito de determinar o vigor híbrido dos seus descendentes imediatos.

FREEMAN (1973) traçou um paralelo entre os diferentes métodos, comentando detalhadamente cada um.

Outros métodos têm sido propostos para o estudo da estabilidade fenotípica, não tendo, porém como base, a análise da regressão linear.

PLAISTED e PETERSON (1959) utilizaram a análise conjunta da

variância para cada combinação de cultivares, tomadas duas a duas. WRICKE (1962)^{1/} utilizou um parâmetro de estabilidade, ao qual denominou de "eco-valência". Por esse método, o efeito da interação cultivares x ambientes é dividido entre as cultivares isoladas.

Vários estudos comparativos têm sido feitos sobre a eficiência desses diferentes métodos (JOWETT, 1972; EASTON e CLEMENTS, 1973; LUTHRA e SINGH, 1974; OLIVEIRA, 1976).

A técnica da regressão linear para estudo da estabilidade fenotípica tem sofrido algumas objeções. KNIGHT (1970) verificou que os melhores rendimentos são obtidos no ambiente ótimo e, quando os ambientes se desviam muito deste ótimo, a produtividade da população mostra uma relação quadrática e não linear ao ambiente. Os rendimentos nos ambientes, tanto super ótimos como sub-ótimos, são baixos e se justapõem. Reconhece, no entanto, que, a nível de campo, dificilmente ocorrem condições super ótimas. Salienta, porém, que se a amplitude ambiental for pequena, a resposta parece ser linear, e, nesse caso, a caracterização da produtividade por uma função linear é uma técnica válida.

Evidências de uma relação não linear da produtividade, em condições extremas dos ambientes, foram também obtidas por SAMUEL et alii (1970). Em soja, VERMA et alii (1972) verificaram, igualmente, uma predominância da não linearidade da interação genótipos x ambientes em diversos caracteres da planta. Outro comportamento típico foi observado em trigo por EASTON e CLEMENTS (1973). Em um experimento com cinco níveis de nitrogênio, não conseguiram explicar a interação com o ambiente através da linearidade.

^{1/} Citado por FREEMAN (1973)

Esses autores criaram, porém, ambientes extremos com as adubações de 0 e 270 kg/ha de nitrogênio, quando o ambiente ótimo era aquele com 135 kg/ha.

Um grande número de trabalhos, em diversas culturas, e utilizando os mais variados caracteres da planta, comprova, no entanto, uma perfeita relação linear dos genótipos com os ambientes. BUCIO ALANIS et alii (1969) atribuíram o efeito da interação genótipos x ambientes, em *Nicotiana rustica*, ao componente linear tanto em duas linhagens puras, como nas gerações F_1 e F_2 e nos retro-cruzamentos. A conclusão semelhante chegaram PERKINS e JINKS (1971) com a mesma espécie. FRIPP e CATEN (1971) verificaram que, a interação das cultivares com os ambientes, em *Schizophyllum commune*, era perfeitamente linear. Evidências semelhantes foram obtidas por PARODA et alii (1973) para produção de feno verde em aveia; GOODING et alii (1975) para número de frutos por inflorescência em morango; SINGH et alii (1975) para produção em amendoim; KARWASRA et alii (1975) para produção de feno em trevo.

Uma interessante informação sobre a interação genótipos x ambientes, quanto à sua relação linear, foi obtida por BREESE (1969). Esse autor, estudando cinco populações de *Dactylis glomerata* em diversos locais, durante dois anos, verificou que boa linearidade da resposta aos ambientes só ocorria em um dos dois anos, quando os anos foram analisados separadamente. Na análise conjunta dos dois anos, porém, obteve resposta linear muito boa. Verificou, pois, que a linearidade foi mais explicativa da interação quando combinados anos e locais, do que quando analisados os locais dentro de um mesmo ano.

Esses trabalhos todos parecem evidenciar que a relação linear ou não da resposta dos genótipos frente às variações ambientais, está na dependência, principalmente, da magnitude das faixas de ambientes consi-

deradas.

Dúvidas quanto a validade da determinação dos ambientes através de medidas dependentes, ou seja, utilizando para este fim os mesmos genótipos a serem comparados em determinado local e ano, como proposto por EBERHART e RUSSELL (1966), foram levantadas por FREEMAN e PERKINS (1971). Segundo esses autores, quando o ambiente é determinado pela média de todos os genótipos estudados, o método leva a regressões estatísticas inválidas, nas quais a soma de quadrados do efeito linear entre ambientes parece ser a mesma que a de quadrados total entre ambientes, e não parte desta. Sugerem, então, várias maneiras alternativas para determinar biologicamente, e de maneira independente, os efeitos ambientais. Uma das maneiras seria a divisão das repetições do experimento, em dois grupos, de tal modo que cada grupo contenha, no mínimo, três repetições. Assim, um grupo seria utilizado para estimar as interações e o outro para medir o ambiente. Uma segunda alternativa seria a utilização de um ou mais genótipos, como padrões, para determinar o ambiente, como por exemplo, as linhagens paternas poderiam ser usadas no estudo de qualquer geração derivada do cruzamento entre ambas.

A respeito da caracterização dos ambientes, através de medidas dependentes ou independentes do material a ser estudado, tem surgido nos últimos anos um número bastante apreciável de informações. FRIPP e CATEN (1971) mostraram que os resultados da regressão diferem pouco, sendo o ambiente determinado pela média de todos os genótipos estudados, ou estimado por um genótipo padrão geneticamente relacionado aos genótipos em estudo.

FRIPP (1972) evidenciou não existirem diferenças, quer sejam os ambientes medidos por meios biológicos, tanto por medidas dependentes co

mo independentes, quer sejam medidos por meios físicos. Conclusão semelhante foi obtida por PERKINS e JINKS (1973). Segundo esses últimos autores, as análises da regressão linear fornecem valores semelhantes, sejam os ambientes determinados através das médias de todos os genótipos estudados, ou sejam determinados por um grupo de genótipos estreitamente relacionados com os em estudo. TATUNLA e FREY (1976) evidenciaram que os ambientes podem ser determinados com qualquer número de cultivares padrões. Isto concorda com FRIPP (1972), que mostrou ser possível determinar o ambiente, de maneira satisfatória, pela utilização de todos, de parte ou mesmo de apenas um genótipo presente no estudo.

Diversas hipóteses têm sido, desde há muito tempo, formuladas na tentativa de esclarecer os mecanismos genéticos determinantes da estabilidade dos organismos.

Para MATHER (1953), a estabilidade dos indivíduos em condições ambientais variadas está na dependência de um balanço gênico heterozigótico. Segundo essa teoria, a estabilidade aumenta com o aumento da heterozigose, ao menos até o nível estabelecido em populações de acasalamento ao acaso em equilíbrio. Esse autor supõe que, na natureza, o sistema é poligênico, embora não tenha estabelecido uma prova definitiva. A mesma hipótese é suportada por DOBZHANSKY e WALLACE (1953). Para esses, a adaptação de uma população a uma variedade de ambientes ocorre devido ou as propriedades polimórficas das espécies, as quais são constituídas de uma variedade de genótipos, cada qual adaptado a diferentes sequências do ambiente, ou aos próprios indivíduos da população, os quais respondem às variações assim, que os heterozigotos têm maiores propriedades de tamponamento que os homozigotos.

A propriedade que têm as populações de cruzamento de maximizar o nível de heterozigosidade, que lhes confere vantagens adaptativas a diferentes ambientes, foi denominada de homeostasia por LERNER (1954). A homeostasia foi por ele definida como a capacidade de autoregulação do indivíduo frente às condições variáveis do ambiente, conduzindo a maior estabilidade do organismo.

Já LEWIS (1954) explica a estabilidade fenotípica pela teoria de que os genes possuem caminhos alternativos de biossíntese. Essa versatilidade bioquímica surge de acordo com as condições ambientais onde se encontram os organismos. GRAFIUS (1956), estudando aveia, mostrou que as variações ambientais promoviam um balanceamento dos caracteres componentes da produção, enquanto que o produto final, a produção de grãos, permanecia relativamente invariável. Explicou esta flexibilidade dos componentes como decorrente da versatilidade bioquímica conferida pela heterozigosidade. Na mesma linha de raciocínio, HALDANE (1954) explica que o tamponamento do organismo, frente às variações ambientais, ocorre através de uma enzima complexa, cujas partes constituintes funcionam alternativamente conforme as flutuações do ambiente. Para ADAMS e SHANK (1959), tal enzima pode ser resultado de um ou mais genes em estado heterozigótico, ou de dois ou mais genes alelos interagindo em diferentes locos, sendo pois, uma propriedade tanto dos organismos hetero como homozigóticos. Segundo eles, o tamponamento diferencial nos indivíduos homozigóticos está na dependência de um menor ou maior grau de interações epistáticas. ANDRUS (1963), por sua vez, salienta que, enquanto nas espécies alógamas a estabilidade é conferida por um sistema de heterozigosidade dos genes que controlam a adaptação, nas autógamas é conferida por um sistema complexo e favoravelmente balanceado de genes homozigóticos, ou, por blocos de gene co-adaptativos.

ALLARD e BRADSHAW (1964), tendo em vista que uma variedade pode ser composta por um numero de diferentes genótipos, cada um adaptado a uma diferente faixa de ambientes, ou pode ser composta por indivíduos semelhantes, mas cada um adaptado individualmente a uma faixa de ambientes, consideram que a estabilidade é devida a um tamponamento do indivíduo ou a um tamponamento da população. O tamponamento individual surge devido à habilidade de um genótipo de produzir um fenótipo aceitável em uma larga faixa de condições ambientais. O tamponamento populacional deriva da adaptação de diferentes genótipos a diferentes faixas ambientais. Assim, as espécies autógamas se valeriam de genótipos específicos, não associados à heteroziguidade, para promoverem uma maior estabilização. Já as espécies alógamas se utilizariam tanto do tamponamento individual, como do populacional.

Recentemente um grande número de pesquisas trouxe algumas informações sobre a genética da estabilidade. Os parâmetros da linearidade e não linearidade parecem possuir herança tão complexa quanto à da própria produção de biomassa, onde estão envolvidos sistemas poligênicos com diferentes tipos de ações. Não existe, porém, uma perfeita concordância entre os autores a esse respeito.

EBERHART e RUSSELL (1969) demonstraram efeitos de homeostasia em híbridos duplos de milho e consideraram a estabilidade como um caráter altamente herdável, onde podem estar envolvidos todos os tipos de ação gênica. Segundo PATANOIHAHAI e ATKINS (1974), os desvios da regressão para a produção de sorgo possuem uma herança bastante complexa, não podendo ser explicada pelos efeitos aditivos pois os efeitos de dominância são mais importante gênica aditiva, visto que os efeitos dos genes dominantes são de menor importância. A conclusão diferente chegaram BUSCH et alii (1976) para a es

tabilidade da produção de trigo. Segundo esses autores, os desvios da linearidade parecem mostrar uma herança simples, podendo ser a estabilidade predita a partir daquela demonstrada pelos pais. BUCIO ALANIS et alii (1969), por sua vez, comentam que a magnitude da função linear, em fumo, é determinada por um sistema gênico que exhibe efeitos tanto dominantes como aditivos, mas não epistáticos. A função linear pode, então, ser predita a partir de um modelo aditivo-dominante.

Evidências de que os efeitos lineares e seus desvios são não somente independentes, mas também governados por diferentes sistemas genéticos, foram obtidas por PERKINS e JINKS (1968b) em fumo, PARODA e HAYES (1971) em cevada, FRIPP e CATEN (1973) em *Schizophyllum commune* e BAINS (1976) em trigo.

PHALER (1965) argumenta que, se a adaptação do indivíduo às mudanças ambientais for considerado um ajustamento fisiológico, o nível de ploidia das espécies pode ser um fator de grande importância, pois, com o aumento do nível de ploidia, o número de diferentes alelos possíveis, em um indivíduo, é aumentado. RAM (1970), no entanto, não conseguiu, em *Brassica campestris*, relacionar a estabilidade com níveis de ploidia, como também, com tipos de incompatibilidade.

MONTEIRO (1975) prefere atribuir as diferenças de estabilidade, verificadas entre os híbridos de beringela, como evidências da participação, e não a condição de homo ou heterozigose dos genótipos.

A estabilidade fenotípica tem sido estudada em vários produtos, envolvendo os mais diversos caracteres de importância econômica. Em plantas autógamas tem sido mais pesquisada em populações híbridas e misturas de variedades do que em linhagens puras. Várias evidências têm sido ob

tidas, comprovando que populações homozigóticas heterogêneas apresentam um melhor desempenho frente a ambientes variados, quando comparadas com populações homozigóticas homogêneas (PROBST, 1957; ALLARD, 1961; PHAHLER, 1964 e 1965; JENSEN, 1965; SMITH et alii, 1967; BITH e WEBER, 1968; JOWET, 1972; PATANOTHAI e ATKINS, 1974). Parece, no entanto, que essa superioridade não pode ser generalizada. Alguns pesquisadores têm demonstrado que, determinadas populações homozigóticas homogêneas apresentam um elevado grau de homeostasia. Assim, ROSS (1965) evidenciou apenas uma pequena superioridade dos híbridos de sorgo sobre as linhas puras. RASMUSSEN (1968) e CLAY e ALLARD (1969), em cevada, e BUSCH et alii (1976), em trigo, não encontraram vantagens evidentes quanto à estabilidade das misturas sobre a das linhas componentes, ou sobre a melhor linhagem componente.

Em soja, sendo utilizadas cultivares homozigóticas homogêneas, diversas pesquisas demonstraram a existência de uma ampla graduação na estabilidade fenotípica entre os genótipos, não só para o rendimento de grãos, mas também, para alguns dos componentes da produção (ROHEWAL, 1970; BUITAGRO et alii, 1971; GOPANI et alii, 1972; VERMA et alii, 1972; LAL et alii, 1974; SANTOS, 1975 e BAIHAKI et alii, 1976).

Esta revisão mostra a existência de um grande volume de informações sobre os mais diversos aspectos relacionados com o estudo da estabilidade fenotípica.

Apesar dos métodos existentes não serem demasiadamente complexos e estarem disponíveis há mais de dez anos, observa-se que não estão sendo utilizados na pesquisa agrícola brasileira. Em nosso meio poucos resume-se, praticamente, a algumas dissertações de mestrado.

A literatura mundial está repleta de exemplos evidenciando

que o estudo da estabilidade oferece informações detalhadas que permitem recomendar, com grande segurança, novas técnicas agrícolas. Por isso, deveria ser considerado como um método rotineiro, especialmente, nos estudos de indicação de novas cultivares.

4. MATERIAL E MÉTODOS

Para a realização deste estudo, foram utilizados dados de produção de grãos obtidos dos ensaios de pesquisa varietal de soja conduzidos pela Secretaria da Agricultura e pelo Instituto de Pesquisas Agropecuárias do Sul, no Estado do Rio Grande do Sul, durante os anos agrícolas de 1972/73, 1973/74 e 1974/75.

Os dados de 1972/73 foram obtidos dos "Ensaio Estaduais de Soja". Foi empregado o delineamento em reticulado quadrado triplo 5x5, com a área total das parcelas de 2,40x4,00m, sendo a área útil de 1,20x4,00m.

Nos outros dois anos, os dados foram extraídos dos "Ensaio de Cultivares Recomendadas". O delineamento usado foi o reticulado quadrado simples duplicado 5x5. Em 1973/74, as dimensões totais das parcelas em Júlio de Castilhos, Santa Rosa, Verapólis e Cachoeira do Sul foram de 2,40x4,00m, sendo a área útil de 1,20x4,00m. Nos demais locais, a área total foi de 1,80x4,00m e a área útil de 0,60x4,00m. Em 1974/75 as parcelas experimentais tiveram 1,80x5,00m de área total e 0,60x5,00m de área útil.

O espaçamento usado foi de 0,60m entre linhas, com uma densidade de 24 plantas por metro linear, nos três anos.

Em todos os ensaios foram realizadas correção e adubação do solo, segundo recomendação feita através de análise.

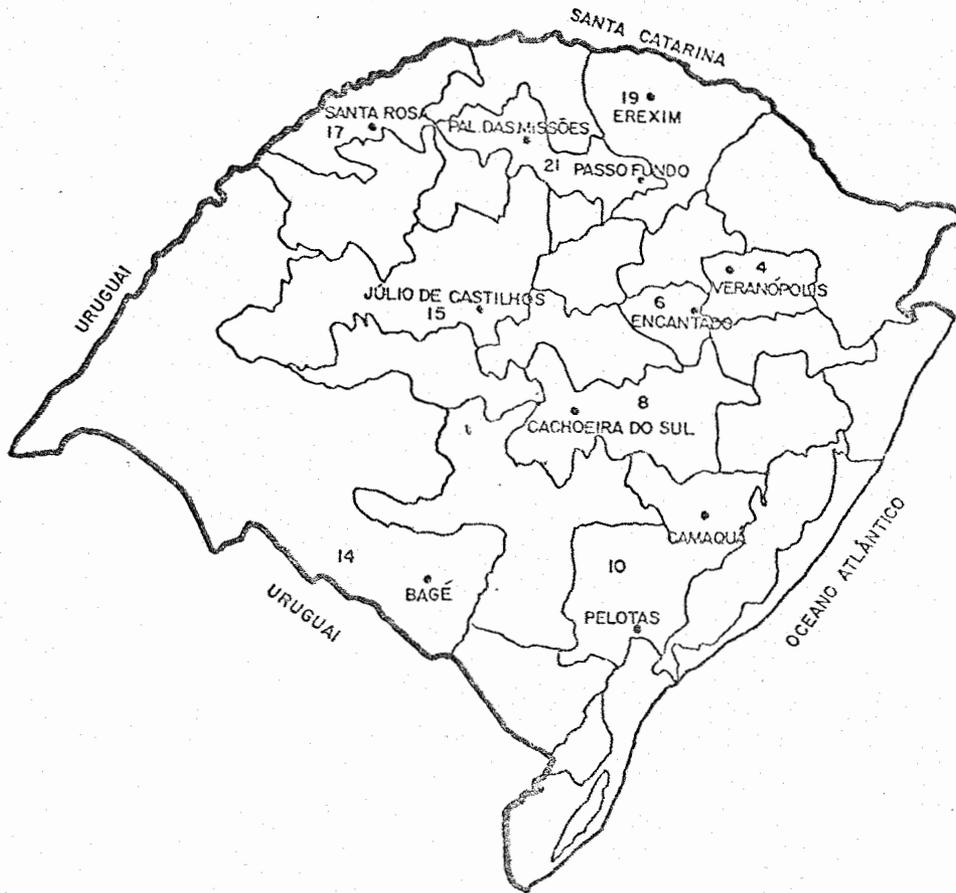
Toda a semente foi inoculada com inoculante comercial específico. Os ensaios foram mantidos livres de invasoras e pragas. Todas as técnicas de manejo, recomendadas para a cultura, foram empregadas na condução dos testes de campo.

Os ensaios foram instalados em locais distribuídos de tal maneira que representassem as diferentes áreas produtoras do Estado. Para o presente estudo, foram escolhidos os 11 locais onde a pesquisa foi desenvolvida nos três anos consecutivos. Na Figura 1 (pág. 20) estão relacionados os locais estudados, cada qual dentro da micro-região homogênea que representa. São também fornecidas informações quanto à latitude e à altitude das sedes dos respectivos municípios.

Das 25 cultivares originalmente ensaiadas, foram escolhidas, para análise, as dez comuns a todos os 11 locais nos três anos. A relação dessas cultivares, com suas respectivas origens, é fornecida na Tabela 1 (pág. 21).

Os ensaios utilizados neste estudo foram instalados dentro da melhor época recomendada para o Estado do Rio Grande do Sul. As datas de semeadura variaram entre os dias 17 de outubro a 26 de novembro (Tabelas A.1, A.2 e A.3, págs. 69, 70 e 71, respectivamente). Nessas tabelas, além das datas de semeadura, são fornecidos, para cada local nos anos agrícolas de 1972/73, 1973/74 e 1974/75, respectivamente, as produções médias das cultivares, os coeficientes de variação, as estimativas das variâncias residuais das médias, as médias dos ambientes e os índices ambientais.

Cada experimento foi, inicialmente, analisado em separado.



<u>LOCAIS</u>	<u>LATITUDE/Sul</u>	<u>ALTITUDE/m</u>
Pelotas	31° 45' 43"	007
Bagé	31° 20' 13"	223
Camaquã	30° 59' 00"	038
Cachoeira do Sul	30° 02' 45"	060
Encantado	29° 14' 30"	315
Júlio de Castilhos	29° 13' 26"	529
Veranópolis	28° 58' 10"	705
Passo Fundo	28° 15' 39"	709
Palmeira das Missões	27° 52' 55"	634
Santa Rosa	27° 50' --	360
Erexim	27° 37' 54"	768

Fig. 1. Caracterização dos 11 locais estudados segundo as latitudes, as altitudes e as micro-regiões homogêneas 4, 6, 8, 10, 14, 15, 17, 19 e 21.

Os que apresentaram uma eficiência do reticulado quadrado superior a 105%, em relação ao delineamento em blocos ao acaso, foram analisados segundo a a quele delineamento. Aqueles que tiveram eficiência inferior a 105%, foram considerados como blocos casualizados.

Tabela 1. Cultivares de soja estudadas e respectivas origens.

Cultivares	Origens
Bossier	Seleção dentro de Lee (S-100 x CNS)
Bragg	Jackson x D49-2491
Hardee	D49-772 x Improved Pelican
IAS-1	Jackson x D49-2491
IAS-2	Hill x (Roanoke x Ogden)
IAS-4	Hood x Jackson
IAS-5	Hill x (Roanoke x Ogden)
Pérola	Hood x Industrial
Planalto	Hood x Kedeelee STB n°452
Prata	Hood x Hill

A análise conjunta foi feita considerando-se os efeitos das cultivares como fixos e os dos locais e anos como aleatórios.

O cálculo do valor do teste F para essa análise foi feito conforme indicado na Tabela 2 (pág. 22).

Para se proceder a análise conjunta e a da estabilidade fenotípica, foi determinado o erro efetivo para aqueles ensaios analisados como reticulados quadrados, conforme sugerido por COCHRAN e COX (1957).

As análises conjunta e da estabilidade fenotípica foram feitas a partir das médias ajustadas para aqueles ensaios analisados como reticulados quadrados e, a partir das médias não ajustadas para os analisa-

dos em blocos casualizados. Como as referidas análises foram realizadas com base na média das cultivares, os quadrados médios do erro de cada ensaio foram divididos pelo respectivo número de repetições.

Tabela 2. Indicação da decomposição dos graus de liberdade e do cálculo dos valores do teste F na análise conjunta da variância, considerando-se os efeitos de c cultivares, ensaiadas em r repetições, como fixos e os de ℓ locais e p anos como aleatórios.

Causas de variação	G L	Q M	F
Total	$c\ell p-1$		
Cultivares	$c-1$	Q_1	$(Q_1+Q_9)/(Q_7+Q_8)$
Ambientes	$\ell p-1$	Q_2	Q_2/Q_{10}
Locais	$\ell-1$	Q_3	Q_3/Q_5
Anos	$p-1$	Q_4	Q_4/Q_5
Locais x Anos	$(\ell-1)(p-1)$	Q_5	Q_5/Q_{10}
Cultivares x Ambientes	$(c-1)(\ell p-1)$	Q_6	Q_6/Q_{10}
Cultivares x Locais	$(c-1)(\ell-1)$	Q_7	Q_7/Q_9
Cultivares x Anos	$(c-1)(p-1)$	Q_8	Q_8/Q_9
Cultivares x Locais x Anos	$(c-1)(\ell-1)(p-1)$	Q_9	Q_9/Q_{10}
Resíduo médio	$\ell p(c-1)(r-1)$	Q_{10}	

A estimação da estabilidade foi feita pelo coeficiente da regressão de todas as cultivares em cada ambiente, e pelos seus respectivos desvios, seguindo-se o modelo proposto por EBERHART e RUSSELL (1966):

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

onde:

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

μ_i = média da cultivar i em todos os ambientes;

β_i = coeficiente de regressão que mede a resposta da cultivar i à variação dos ambientes;

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

I_j = índice ambiental dado pela diferença entre a produção média de cada ambiente com a produção média de todos os ambientes;

$\bar{\epsilon}_{ij}$ = erro residual associado a media.

Além da análise conjunta das cultivares nos 11 locais e nos três anos, foram analisados separadamente os dados de cada ano. Assim, as produções médias dos 11 ensaios caracterizaram os 33 ambientes no estudo conjunto dos três anos, e, os 11 ambientes nos estudos dentro de cada ano.

A análise da variância empregada foi desenvolvida a partir do modelo proposto por EBERHART e RUSSELL (1966), é dada na Tabela 3 (pág. 24). Dos quadrados médios, mostrados nessa tabela, destaca-se o Q_{11} , o qual é adequado para se testar as diferenças entre os coeficientes da regressão linear das cultivares. Os quadrados médios $Q'_{11}, Q'_{22}, \dots, Q'_{cc}$ e $Q''_{11}, Q''_{22}, \dots, Q''_{cc}$, por sua vez, permitem um estudo detalhado de cada cultivar, respectivamente, ou não de

ções ambientais.

Os coeficientes da regressão linear para o cultivares em

Tabela 3. Causas de variação, decomposição dos graus de liberdade e indicação do cálculo das somas de quadrados e dos valores do teste F na análise da variância para realizar testes e estimar os desvios da regressão linear de \bar{y} cultivares, e todas as repetições e \bar{y} ambientes. (Modelo adaptado de EDERHART e RUSSELL, 1966).

Causas de Variação	GL	SQ	QM	F
Cultivares	c-1	$\frac{1}{a} \left[\sum_{i=1}^c \frac{Y_i^2}{i} - \frac{1}{ca} Y_{..}^2 \right]$	Q1	Q1/Q5
Ambientes dentro de cultivares	c(a-1)	$\sum_{i=1}^c \left[\left(\sum_{j=1}^a \frac{Y_{ij}^2}{j} - \frac{1}{a} Y_{i.}^2 \right) \right]$	Q2	Q2/Q5
Ambientes (linear)	1	$\frac{1}{c} \left[\sum_{j=1}^a Y_{.j} \left(\frac{1}{c} Y_{.j} - \frac{1}{ca} Y_{..} \right) \right]^2$	Q3	Q3/Q5
Ambientes (Linear) x Cultivares	c-1	$\sum_{i=1}^c \left[\sum_{j=1}^a Y_{ij} \left(\frac{1}{c} Y_{.j} - \frac{1}{ca} Y_{..} \right) \right]^2$	Q4	Q4/Q5
Desvios da regressão	c(a-2)	$\sum_{i=1}^c \left[\sum_{j=1}^a \frac{\delta_{ij}^2}{i} \right]$	Q5	Q5/Q6
<hr/>				
Ambientes dentro de cultivares	c(a-1)		Q2	
Efeito linear:				
Cultivar 1	1	$\left[\sum_{j=1}^a Y_{1j} \left(\frac{1}{c} Y_{.j} - \frac{1}{ca} Y_{..} \right) \right]^2$	Q'1	Q'1/Q'1
Cultivar 2	1	$\left[\sum_{j=1}^a Y_{2j} \left(\frac{1}{c} Y_{.j} - \frac{1}{ca} Y_{..} \right) \right]^2$	Q'2	Q'2/Q'2
.
.
.
Cultivar c	1	.	Q'c	Q'c/Q'c
Desvios da regressão:				
Cultivar 1	a-2	$\left[\sum_{j=1}^a \frac{Y_{1j}^2}{j} - \frac{1}{a} Y_{1.}^2 \right] - \left[\sum_{j=1}^a Y_{1j} \left(\frac{1}{c} Y_{.j} - \frac{1}{ca} Y_{..} \right) \right]^2$	Q''1	Q''1/Q'1
Cultivar 2	a-2	$\left[\sum_{j=1}^a \frac{Y_{2j}^2}{j} - \frac{1}{a} Y_{2.}^2 \right] - \left[\sum_{j=1}^a Y_{2j} \left(\frac{1}{c} Y_{.j} - \frac{1}{ca} Y_{..} \right) \right]^2$	Q''2	Q''2/Q'2
.
.
.
Cultivar c	a-2	.	Q''c	Q''c/Q'c
<hr/>				
Resíduo Médio	a(r-1)(c-1)		Q6	

a ambientes, foram estimados por:

$$b_i = \frac{\sum_{j=1}^a Y_{ij} \left(\frac{1}{c} Y_{.j} - \frac{1}{ca} Y_{..} \right)}{\sum_{j=1}^a \left(\frac{1}{c} Y_{.j} - \frac{1}{ca} Y_{..} \right)^2}$$

Como os dados utilizados foram extraídos de ensaios com três e quatro repetições, procurou-se, em primeiro lugar, averiguar o possível efeito dessa diferença sobre a estimativa dos parâmetros da estabilidade fenotípica. Para tal verificação, foram feitas duas análises: uma considerando-se apenas os dados dos anos de 1973/74 e 1974/75, cujos ensaios tinham todos quatro repetições, e outra, juntando-se aos dados desses dois anos, os de 1972/73 obtidos de três repetições.

Como a variância dos resíduos dos diversos ensaios foi heterogênea, os graus de liberdade para o resíduo e para a interação de cultivares x ambientes foram ajustados, conforme proposto por PIMENTEL GOMES (1970). Com os números de graus de liberdade ajustados, foi julgada a significância dos valores de F obtidos e aplicado o teste de Duncan.

A hipótese de que os coeficientes da regressão linear estima dos não diferem da unidade, foi avaliada pelo teste t a 5%.

Para medir o quanto da variação total de cada cultivar foi devida aos efeitos lineares e aos não lineares, foi calculado o coeficiente de determinação, R^2 , conforme STEEL e TORRIE (1960).

A partir dos dados dos ensaios em reticulado quadrado simples duplicado, nos anos de 1973/74 e 1974/75, foi determinada a repetibilidade da produção de grãos, dos coeficientes da regressão linear e das variâncias dos desvios da linearidade. Para este estudo, foram realizadas

duas análises de estabilidade, uma para cada repetição dos dois grupos básicos do delineamento, como se fossem dois ensaios em reticulados quadrados simples para cada local. Os dados da repetição X_1, Y_1 , por local nos dois anos, estão nas Tabelas A.4 e A.5 (págs. 72 e 73). e os da repetição X_2, Y_2 , nas Tabelas A.6 e A.7 (págs. 74 e 75). A partir das produções médias, dos coeficientes e das variâncias dos desvios da regressão linear assim calculados, foi estimada a variância genética para esses três parâmetros através de uma análise em blocos casualizados, onde os resultados da análise conjunta de cada reticulado simples caracterizava uma repetição. A esperança dos quadrados médios para essa análise está na Tabela 4.

Tabela 4. Esperança dos quadrados médios para a análise em blocos casualizados, visando estimar a repetibilidade da produção de grãos, dos coeficientes b e das variâncias dos desvios da regressão.

Causas de variação	G L	S Q	Q M	E (Q M
Total	cr-1	S		
Blocos	r-1	S ₁	Q ₁	
Cultivares	c-1	S ₂	Q ₂	$\sigma_e^2 + r\sigma$
Resíduo	(c-1)(r-1)	S ₃	Q ₃	σ_e^2

Onde: $\hat{\sigma}_e^2 = Q_3$

A repetibilidade da produção de grãos, dos coeficientes da regressão linear e das variâncias dos desvios da linearidade foi estimada por:

$$\hat{\sigma}_e^2 +$$

5. RESULTADOS E DISCUSSÃO

A média de produção dos ensaios variou de 1.383,3 kg/ha, em Bagé no ano agrícola de 1974/75, a 4.521,5 kg/ha, em Santa Rosa no ano de 1972/73 (Tabelas A.1, A.2 e A.3, págs. 69, 70 e 71, respectivamente). Esses limites indicam haver uma ampla faixa de ambientes, indispensável para o estudo da estabilidade. Na condução dos ensaios foram utilizadas as melhores técnicas disponíveis, tanto para preparo, correção e adubação do solo, como para controle de invasoras e pragas, inoculação, época de semeadura, população de plantas e demais tratos culturais. Por isso, as variações da produção média verificadas no mesmo local, nos diferentes anos, devem-se, especialmente, aos efeitos das oscilações climáticas ocorridas. As diferenças entre locais, igualmente podem ser consideradas como decorrentes das variações climáticas, bem como, das diferenciações edáficas e ecológicas que normalmente condicionam a adaptação das cultivares.

5.1. Efeito do número diferente de repetições sobre a estimativa dos parâmetros da estabilidade fenotípica

As Tabelas 5 (pág. 28) e 6 (pág. 29) mostram as análises,

conjunta e da estabilidade, realizadas com os dados obtidos de quatro re-
petições nos anos agrícolas de 1973/74 e 1974/75. As análises feitas a
partir dos dados desses dois anos em conjunto com os de 1972/73, obtidos
de três repetições, constam nas Tabelas 7 (pág. 30) e 8 (pág. 31), respec-
tivamente.

Tabela 5. Análise conjunta da variância da produção média de grãos de
dez cultivares de soja ensaiadas em 11 locais do Rio Grande
do Sul, durante 1973/74 e 1974/75.

Causas de variação	L	Q M
Total	219	
Cultivares	9	713.872,6**
Ambientes	21	5.039.723,7**
Anos	1	1.075.481,5
Locais	10	5.953.639,2
Anos x Locais	10	4.522.232,5**
Cultivares x Ambientes	189	114.801,1**
Cultivares x Anos	9	125.541,0
Cultivares x Locais	90	132.935,3
Cultivares x Anos x Locais	90	95.592,8**
Resíduo médio	1520	58.719,7
C.V. %		7,4

** indicam significância ao nível de 1% de probabilidade

Observa-se nessas análises uma grande similaridade nas infor-
mações. Diferenças mais salientes aparecem nos quadrados médios dos des-
vios da regressão linear da cultivar 'Hardee'. A cultivar mostrou, na ana-

Tabella 6. Análise da variância da produção média de grãos de dez cultivares de soja ensaiadas em 11 locais do Rio Grande do Sul, durante 1973/74 e 1974/75. (Modelo adaptado de EBERHART e RUSSELL, 1966).

Causas de Variação	G L	Q M
Cultivares	9	713.872,6**
Ambientes dentro de cultivares	210	607.293,3**
Ambiente (linear)	1	105.834.198,6**
Ambiente (linear) x cultivares	9	112.275,4
Desvios da regressão reunidos	200	103.434,6**
Resíduo Médio	1520	58.719,7
Ambientes dentro de cultivares	210	607.293,3**
Efeito linear das cultivares:		
Bossier	1	7.119.882,2**
Bragg	1	14.109.873,7**
Hardee	1	10.551.101,1**
IAS-1	1	11.018.126,3**
IAS-2	1	9.260.098,3**
IAS-4	1	13.791.821,1**
IAS-5	1	11.327.984,6**
Pérola	1	9.139.311,6**
Planalto	1	11.563.766,9**
Prata	1	8.962.711,6**
Desvios da regressão das cultivares:		
Bossier	20	116.486,7**
Bragg	20	90.386,6
Hardee	20	92.895,4*
IAS-1	20	134.132,4**
IAS-2	20	130.861,5**
IAS-4	20	84.155,4
IAS-5	20	136.535,9**
Pérola	20	99.975,2*
Planalto	20	
Prata	20	62.595,3
Resíduo Médio	1520	58.719,7
C.V. %		9,8

e indicam significância aos níveis de 5% e 1% de probabilidade, respectivamente.

Tabela 7. Análise conjunta da variância da produção média de grãos de dez cultivares de soja ensaiadas em 11 locais do Rio Grande do Sul, durante 1972/73 a 1974/75.

Causas de variação	G L	Q M
Total	329	
Cultivares	9	1.372.047,2**
Ambientes	32	5.190.281,5**
Anos	2	549.453,3
Locais	10	6.037.006,8
Anos x Locais	20	5.231.001,7**
Cultivares x Ambientes	288	123.213,0**
Cultivares x Anos	18	108.990,4
Cultivares x Locais	90	145.331,4
Cultivares x Anos x Locais	180	113.576,1**
Resíduo médio	1964	55.575,9
C.V. %		7,2

** indicam significância ao nível de 1% de probabilidade

lise dos três anos a maior variância dos desvios da linearidade entre todas as cultivares estudadas e na análise dos dois anos uma variância menor que a média, ocasionando diferenças significativas aos níveis de 1 e 5% de probabilidade, respectivamente. Tal diferença é devida à variação dos desvios da regressão linear dentro dos anos. Observa-se, na Tabela A. 1 (pág. 69), que a cultivar 'Hardee' apresentou reduzida produção em Pelotas, no ano de 1972/73. Isso contribuiu para que, nesse ano, a interação

Tabela 8. Análise da variância da produção média de grãos de dez cultivares de soja ensaiadas em 11 locais do Rio Grande do Sul, durante 1972/73 a 1974/75. (Modelo adaptado de EBERHART e RUSSELL, 1966).

Causas de Variação	G L	Q M
Cultivares	9	1.372.047,2**
Ambientes dentro de cultivares	320	629.919,8**
Ambiente (linear)	1	166.089.907,9**
Ambiente (linear) x cultivares	9	110.837,6
Desvios da regressão reunidos	310	111.251,0**
Resíduo Médio	1964	55.575,9
Ambientes dentro de cultivares	320	629.919,8**
Efeito linear das cultivares:		
Bossier	1	14.438.796,3**
Bragg	1	22.377.546,0**
Hardee	1	17.344.141,1**
IAS-1	1	16.088.328,5**
IAS-2	1	14.951.411,0**
IAS-4		20.823.571,8**
IAS-5	1	16.921.235,3**
Pérola	1	14.077.660,6**
Planalto	1	15.668.579,5**
Prata	1	14.397.875,1**
Desvios da regressão das cultivares:		
Bossier	31	112.089,0**
Bragg	31	69.575,9
Hardee	31	191.276,9**
IAS-1	31	179.116,1**
IAS-2	31	
IAS-4	31	64.553,5
IAS-5	31	131.892,0**
Pérola	31	88.934,7*
Planalto	31	84.782,0*
Prata	31	70.563,7
Resíduo Médio	1964	55.575,9
C.V. %		10,2

* ** e indicam significância aos níveis de 5% e 1% de probabilidade, respectivamente.

cultivares x ambientes fosse mais evidente que nos demais, bem como a 'Hardee' apresentasse os maiores desvios da linearidade entre as dez cultivares, enquanto que nos demais anos seus desvios foram bem menores (Tabelas 9 e 10, págs.33 e 34, respectivamente).

Os parâmetros da estabilidade fenotípica determinados nas duas situações estão sintetizados na Tabela 11(pág.35). A cultivar 'Planalto' apresentou, na análise conjunta dos três anos com número diferente de repetições, desvios da linearidade significativos ao nível de 5% de probabilidade e não significativos quando foram considerados apenas os dados dos dois anos, com igual número de repetições. Os valores foram, no entanto, semelhantes.

Quanto aos coeficientes da regressão linear, observa-se que apenas a cultivar 'Bossier' apresentou maior diferença. O valor de b passou de 0,93, nos três anos, para 0,82, nos dois anos. Essa diferença também pode ser explicada pela análise de cada ano separadamente. Na Tabela 10 (pág.34) observa-se que em 1972/73, não considerado na análise dos dois anos, aquela cultivar apresentou o segundo maior efeito linear, enquanto que em 1973/74 e 1974/75 mostrou o segundo menor e o menor, respectivamente.

Embora tenham sido verificadas pequenas variações nos valores dos coeficientes da regressão linear das demais cultivares, constata-se que todas possuem forte tendência para manter valores semelhantes quanto sua magnitude em relação à unidade (Tabela 11, pág.35). As diferenças entre os coeficientes da regressão linear 0,93 e 0,82, bem como as observadas entre os coeficientes das outras cultivares, não são, entretanto, significativas, segundo o teste t a 5%.

Desta maneira pode-se aceitar que o número diferente de repetições não teve efeito acentuado na estimação dos parâmetros que avaliam

Tabela 9. Análises conjuntas da variância da produção média de grãos de dez cultivares de soja ensaiadas em 11 locais do Rio Grande do Sul, nos anos agrícolas de 1972/73, 1973/74 e 1974/75, respectivamente.

Causas de Variação	1972/73		1973/74		1974/75	
	G L	Q M	G L	Q M	G L	Q M
Total	109		109		109	
Cultivares	9	750.614,3**	9	358.836,7**	9	480.576,9**
Ambientes (locais)	10	6.023.138,4**	10	3.347.634,7**	10	7.128.236,0**
Cultivares x Ambientes (locais)	90	143.955,4**	90	99.127,5*	90	129.400,7**
Resíduo Médio	444	49.208,2	760	68.912,4	760	48.526,9
C.V. %		6,8		6,2		6,6

* e ** indicam significância aos níveis de 5% e 1% de probabilidade, respectivamente.

Tabela 10. Análises das variâncias da produção média de grãos de dez cultivares de soja ensaiadas em 11 locais do Rio Grande do Sul, nos anos agrícolas de 1972/73, 1973/74 e 1974/75, respectivamente. (Tabela adaptada por EBERHART e RUSSELL, 1966).

Causas de Variação	1972/73		1973/74		1974/75	
	G L	Q M	G L	Q M	G L	Q M
Cultivares	9	750.614,3**	9	358.836,7**	9	480.576,9**
Ambientes dentro de cultivares	100	713.673,7**	100	423.978,2**	100	829.284,3**
Ambiente (linear)	1	60.231.384,2**	1	33.476.347,2**	1	71.282.388,9**
Ambiente (linear) x cultivares	9	66.185,3	9	100.038,3	9	110.611,7
Desvios da regressão reunidos	90	137.336,9**	90	89.123,6*	90	118.338,5**
Resíduo Médio	444	49.288,2	760	68.912,4	760	48.526,9
Ambientes dentro de cultivares	100	731.673,7**	100	423.978,2**	100	829.284,3**
Efeito linear das cultivares:						
Bossier	1	7.655.722,9**	1	2.240.953,6**	1	4.608.494,5**
Bragg	1	8.234.565,1**	1	5.700.338,5**	1	8.545.141,0**
Hardee	1	6.749.732,6**	1	3.249.871,3**	1	7.267.941,6**
IAS-1	1	5.100.697,4**	1	2.669.199,7**	1	8.441.041,0**
IAS-2	1	5.697.338,4**	1	3.583.237,1**	1	6.069.910,4**
IAS-4	1	7.063.472,9**	1	3.574.566,6**	1	9.875.587,0**
IAS-5	1	5.650.350,7**	1	2.295.028,5**	1	8.882.845,4**
Pérola	1	4.946.675,0**	1	4.647.165,6**	1	4.771.700,5**
Planalto	1	4.290.627,1**	1	4.367.256,9**	1	6.934.222,7**
Prata	1	5.437.869,6**	1	2.049.044,1**	1	6.860.390,9**
Desvios da regressão das cultivares:						
Bossier	9	79.489,2	9	67.724,0	9	175.577,3**
Bragg	9	30.360,4	9	98.028,5	9	85.469,0
Hardee	9	416.783,1**	9	117.730,0	9	67.179,1
IAS-1	9	314.214,7**	9	125.147,2	9	159.848,1**
IAS-2	9	120.891,2*	9	141.635,0*	9	84.786,0
IAS-4	9	29.517,6	9	64.463,9	9	
IAS-5	9	127.768,9**	9	86.220,6	9	183.757,8**
Pérola	9	82.835,3	9	60.807,7	9	126.759,5**
Planalto	9	67.961,1	9	59.365,3	9	116.661,6*
Prata	9	103.547,4*	9	70.114,3	9	
Resíduo Médio	444	49.288,2	760	68.912,4	760	48.526,9
C.V. %		11,4		9,3		10,3

* ** e indicam significância aos níveis de 5% e 1% de probabilidade, respectivamente.

Tabela 11. Parâmetros de estabilidade fenotípica da produção de grãos de dez cultivares de soja estudadas em 11 locais do Rio Grande do Sul, em ensaios com quatro repetições em 1973/74 e 1974/75 e da análise conjunta dos ensaios com três repetições em 1972/73 e dos com quatro em 1973/74 e 1974/75.

CULTIVARES	PARÂMETROS		Produção - Kg/ha		b		s ² d	
	ANOS		1972/73	1973/74	1972/73	1973/74	1972/73	1973/74
	1973/74	1974/75	e	e	a	e	a	a
Bossier	3.067 d ¹	3.030 bc	0,82	0,93	116.486,7**	112.089,0**		
Bragg	3.410 a	3.369 a	1,15	1,16	90.386,6	69.575,9		
Hardee	2.964 d	2.890 c	1,00	1,02	92.895,4*	131.276,9**		
IAS-1	3.432 a	3.419 a	1,02	0,98	134.132,4**	179.116,1**		
IAS-2	3.174 bc	3.172 b	0,94	0,95	130.861,5**	119.726,0**		
IAS-4	3.515 a	3.533 a	1,14	1,12	84.155,4	64.553,5		
IAS-5	3.332 ab	3.380 a	1,03	1,01	136.535,9**	131.892,0**		
Pérola	3.349 ab	3.356 a	0,93	0,92	99.975,2*	88.934,7*		
Planalto	3.360 ab	3.400 a	1,05	0,97	86.321,7	84.782,0*		
Prata	3.115 cd	3.112 b	0,92	0,93	62.595,3	70.563,7		
MÉDIA	3.272	3.266	1,00	0,99	103.434,6	111.251,0		

¹ valores seguidos de uma mesma letra não diferem significativamente, segundo o teste Duncan a 5%.

** indicam significância aos níveis de 5% e 1% de probabilidade, respectivamente.

a estabilidade fenotípica. Na realidade, a diferença de três para quatro repetições é muito pequena para determinar grandes variações. Por outro lado, as diferenças observadas, especialmente nos desvios da regressão linear, podem ser consideradas normais, uma vez que a redução do número de ambientes reduz também as possibilidades de maiores variações, tornando as estimativas menos precisas. Aceitou-se assim, como mais seguro, o estudo conjunto dos dados obtidos nos três anos, mesmo sem a ponderação pelo número de repetições.

5.2. Avaliação da estabilidade fenotípica

A análise conjunta da variancia para os 11 locais nos três anos (Tabela 7, pág. 30) evidencia, além da existência de diferenças altamente significativas entre cultivares e ambientes, uma alta significância também para a interação cultivares x ambientes. A decomposição dos efeitos devidos a essa interação, em cultivares x anos, cultivares x locais e cultivares x anos x locais, mostra que apenas a interação tripla foi significativa. Isso indica haver um comportamento diferencial específico de determinadas cultivares em determinados anos e locais.

Apesar da interação cultivares x locais não ter sido significativa na análise conjunta dos três anos, o foi nas análises conjuntas realizadas para cada ano (Tabela 9, pág. 33). De qualquer maneira, a pequena interação observada entre as cultivares e locais, embora esses se distribuam em uma faixa de mais de quatro graus de latitude (Fig. 1, pág. 20), pode ser, também, atribuída ao fato de que as cultivares estudadas foram suficientemente ensaiadas e eleitas como as mais indicadas para todo o Estado do Rio Grande do Sul.

A indicação de um comportamento diferencial das cultivares frente à faixa de ambientes utilizada, dada pela interação de cultivares x ambientes, possibilita um estudo mais detalhado do desempenho de cada uma, como a da estabilidade fenotípica.

A análise, mostrada na Tabela 8 (pág. 31), revela que a maior parte da variação devida a ambientes dentro de cultivares é explicada pela regressão linear. A variância de ambiente (linear) comparada com a dos desvios da regressão reunidos mostra que o efeito linear é de 1.492,9 vezes maior do que o efeito não linear. O coeficiente de determinação, R^2 , mostra que 83,88% da variação total, em termos de soma de quadrados, é devida ao efeito linear. Esse resultado não concorda com os obtidos, em outras culturas, por KNIGHT (1970), VERMA et alii (1972) e EASTON e CLEMENTS (1973), os quais não conseguiram explicar a variação das cultivares frente às flutuações ambientais através da linearidade. Concordam, entretanto, com as observações realizadas por BUCIO ALANIS et alii (1969), FRIPP e CATEN (1971), PERKINS e JINKS (1971), PARODA et alii (1973), GOODING et alii (1975), SINGH et alii (1975) e KARWASRA et alii (1975).

A análise da estabilidade, constante na Tabela 8 (pág. 31), indica, ainda, através da não significância da interação de cultivares x ambiente (linear) não haver pronunciadas diferenças genéticas entre as dez cultivares estudadas, quanto a seu comportamento linear frente aos ambientes. Desta maneira, os coeficientes da regressão linear não se constituem nos parâmetros mais úteis para diferenciar a adaptação dessas cultivares a algum ambiente em particular. São, entretanto, ótimos indicadores do desempenho médio das cultivares através da amplitude ambiental considerada.

Apesar do comportamento semelhante das cultivares quanto à linearidade, os efeitos devidos ao ambiente (linear) e a interação de cul-

tivares x ambientes (linear) foram decompostos em efeito linear para cada cultivar (segunda parte da análise da Tabela 8, pág. 31). Essa decomposição foi realizada com o objetivo de evidenciar quanto da variação de cada cultivar pode ser explicada pela reta da regressão e, também, para apresentar, aos interessados em estudos de estabilidade fenotípica, uma análise pormenorizada.

Pela comparação do efeito linear de cada cultivar com seus respectivos desvios, observa-se que o quociente entre o quadrado médio do efeito linear e o devido aos desvios da linearidade variou de 89,82, para a cultivar 'IAS-1', até 322,58, para a 'IAS-4'. O coeficiente de determinação, corroborando esta informação, evidencia que o efeito linear das diversas cultivares é responsável por no mínimo 74,34 e no máximo 91,23% da variação total das mesmas (Tabela 12, pág. 39).

Na Tabela 8 (pág. 31) observa-se, ainda, a não significância para os desvios da regressão linear nas cultivares 'Bragg', 'IAS-4' e 'Prata'. As cultivares 'Pérola' e 'Planalto' apresentam desvios intermediários, sendo significativos apenas ao nível de 5% de probabilidade. As demais exibem grandes desvios da regressão.

Os coeficientes da regressão linear das dez cultivares variaram de 0,92 a 1,16 (Tabela 12, pág. 39). Apenas o coeficiente $b = 1,16$, da cultivar 'Bragg', diferiu de $b = 1,00$, segundo o teste t a 5%. Apesar dessa indicação do teste t, a diferença foi atribuída à própria margem de segurança do teste. Isso pode ser inferido, visto que a interação entre cultivares e ambiente (linear) não evidenciou diferenças significativas entre os coeficientes das dez cultivares. Assim sendo, é difícil compreender diferença significativa de algum coeficiente em relação a $b = 1,00$.

Tabela 12. Produções médias de grãos, coeficientes da regressão linear (b), variâncias dos desvios da regressão ($s^2 d$) e coeficientes de determinação (R^2) de dez cultivares de soja estudadas em 33 ambientes, durante os anos agrícolas de 1972/73 a 1974/75 no Rio Grande do Sul.

Cultivares	Produção média de grãos		b	$s^2 d$	R^2
	kg/ha	%			
Bossier	3.030bc ¹	92,8	0,93±0,08	112.089,0**	0,8060
Bragg	3.369a	103,2	1,16±0,06	69.575,9	0,9121
Hardee	2.890c	88,5	1,02±0,11	191.276,9**	0,7452
IAS-1	3.419a	104,7	0,98±0,10	179.116,1**	0,7434
IAS-2	3.172b	97,2	0,95±0,08	119.726,0**	0,8011
IAS-4	3.533a	108,2	1,12±0,06	64.553,5	0,9123
IAS-5	3.380a	103,5	1,01±0,09	131.892,0**	0,8054
Pérola	3.356a	102,8	0,92±0,07	88.934,7*	0,8362
Planalto	3.400a	104,1	0,97±0,07	84.782,0*	0,8563
Prata	3.112b	95,3	0,93±0,07	70.563,7	0,8681
Média	3.266	100,0	0,99	111.251,0	0,8388

¹ valores seguidos de uma mesma letra não diferem significativamente, segundo o teste Duncan a 5%

* e ** indicam significância aos níveis de 5% e 1% de probabilidade, respectivamente

A similaridade das cultivares quanto à resposta linear aos ambientes evidencia que a pesquisa varietal conduzida no Rio Grande do Sul é eficiente na eleição daqueles genótipos que respondem bem às melhores introduzidas nos ambientes. Deve-se ressaltar que, nesse Estado, a a

valiação da estabilidade não é utilizada como técnica de rotina para a recomendação de cultivares.

Se, por um lado, a metodologia da pesquisa varietal tem se mostrado eficiente para a recomendação de cultivares com $b = 1,00$, não mostrou a mesma eficiência para indicar aqueles que apresentam uma produção consistente através dos diferentes ambientes. Nota-se que apenas 30% das cultivares estudadas tiveram desvios da regressão linear não significativos.

EBERHART e RUSSELL (1966) definem como uma cultivar estável aquela que apresenta $b = 1$ e $s^2 d = 0$. Esse conceito de estabilidade fenotípica não significa que seja estável aquele genótipo que não sofre variações em seu comportamento quando submetido a diferentes condições ambientais. Tal estabilidade seria representada por $b = 0$, como definida por FINLAY e WILKINSON (1963). A estabilidade como conceituada por EBERHART e RUSSELL (1966) pode ser considerada como uma resposta sistematicamente proporcional às progressivas alterações do ambiente. Esta é, na verdade, a que mais interessa à agricultura moderna, empenhada, cada vez mais, na busca de maiores quantidades de alimentos por área, para suprir uma população sempre crescente.

A soja no Brasil talvez seja hoje o produto agrícola anual que utiliza a mais completa e moderna tecnologia de produção. Isto implica na necessidade de altos investimentos por parte do produtor. Nestas condições de alta tecnificação, exigem-se cultivares que respondam sempre com maior produtividade para que, além de amortizarem os pesados investimentos em infraestrutura, insumos e tratamentos culturais, propiciem um estimulante retorno ao agricultor.

Para satisfazer a essas condições, as cultivares desejáveis devem possuir um potencial genético para altas produções, coeficientes da regressão linear iguais a 1,00 e os menores desvios da linearidade possíveis.

Os genótipos que possuem $b > 1,00$ propiciam respostas altamente positivas aos melhoramentos introduzidos nos ambientes mas também podem representar uma reação pronunciadamente negativa frente a qualquer fator que condicione redução da capacidade produtiva do ambiente. Os que apresentam $b < 1,00$ são, em geral, os de melhor comportamento em ambientes pobres mas não respondem com aumentos de produção proporcionais às melhorias introduzidas nos ambientes. Esses últimos são especialmente indicados para áreas novas, durante o processo de sua incorporação à cultura, onde ainda não se dispõe de uma boa tecnologia ou de conhecimentos suficientes para garantir altos rendimentos.

Por outro lado, ao agricultor interessa ter uma boa margem de garantia de que uma cultivar, quando cultivada em condições ambientais similares tenha, também, um comportamento similar. Assim, os desvios da regressão se tornam um parâmetro de grande importância no julgamento da estabilidade. Cultivares com baixa variância dos desvios podem produzir praticamente o mesmo, quando as condições ambientais são similares. Porém, as que apresentam altas variâncias dos desvios dificilmente repetem o seu desempenho (BAGNARA e ROSSI, 1972).

Dentro dessas colocações, é fácil perceber o tipo de informação que cada parâmetro fornece, se considerado isoladamente. O coeficiente de regressão indica a que tipos, ou a que faixa de ambientes se adapta melhor uma determinada cultivar. Já os desvios da regressão constituem-se nos mais importantes e verdadeiros indicadores da estabilidade fenotípica.

pica. Uma dada cultivar pode ser considerada estável, com qualquer magnitude de b , desde que apresente pequenos desvios da linearidade. Qualquer um dos dois parâmetros, no entanto, só será de real utilidade se estiver associado a altos rendimentos médios da respectiva cultivar. Para o estágio atual da agricultura, a eleição de cultivares desejáveis não pode ser feita considerando-se apenas um parâmetro, ou tomando-se cada um isoladamente. O que realmente se deseja em uma cultivar é que tenha uma boa adaptação a todos os ambientes que possam ocorrer dentro de uma determinada área, que possua um desempenho consistente através das flutuações ambientais e um alto potencial produtivo.

Analisando dentro desse critério a Tabela 12. (pág. 39), nota-se que a cultivar 'IAS-4' é a que apresenta maior potencial produtivo, 8,2% mais que a média geral, desvios da regressão linear não significativos e se adapta bem a todos os ambientes pois o seu coeficiente de regressão linear não difere de 1,00, segundo o teste t . Apesar do $b = 1,12$ indicar uma tendência para se ajustar melhor aos melhores ambientes (Figs. 2 e 3, pags. 43 e 44, respectivamente), é a mais desejável sob o ponto de vista da estabilidade, como aqui definida. A cultivar 'Bragg' mostra um comportamento semelhante a 'IAS-4', embora a sua produtividade média seja um pouco menor. O coeficiente da regressão linear $b = 1,16$ indica que a cultivar apresenta uma tendência para melhor comportamento quando submetida aos melhores ambientes. Devido ao seu menor potencial produtivo, difere da 'IAS-4' por um desempenho abaixo da média nos ambientes de menor produtividade. (Figs. 2 e 3, págs. 43 e 44, respectivamente).

A cultivar 'Prata', por sua vez, também apresenta desvios não significativos, bem como, responde progressivamente às melhorias dos ambientes pois seu b não difere de 1,00, segundo o teste t . Embora estável,

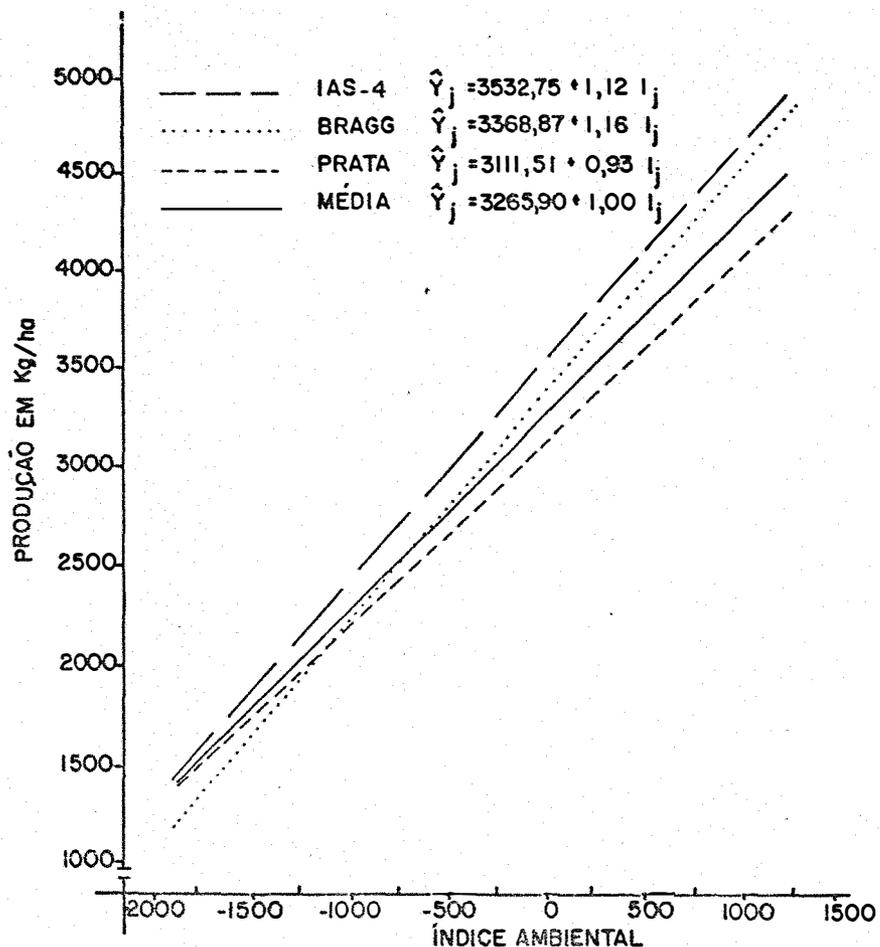
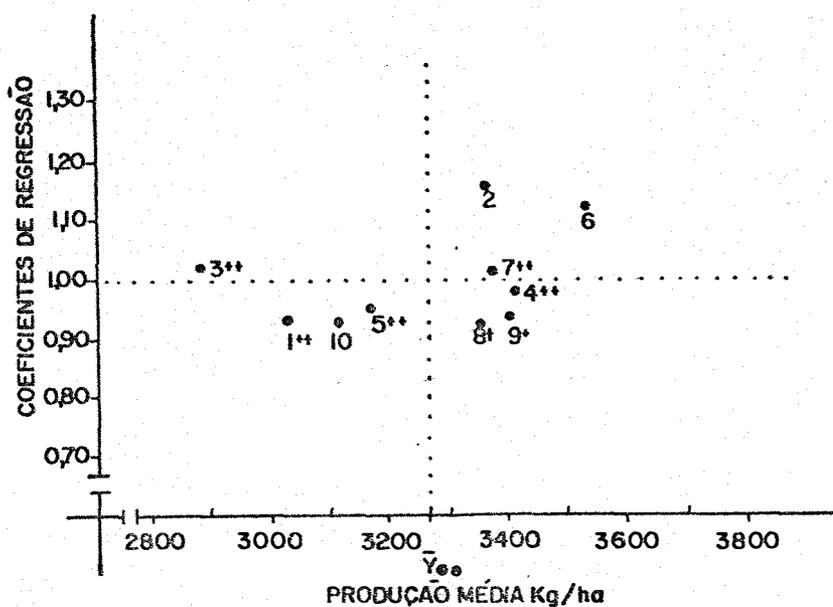


Fig. 2. Regressão linear da produção de grãos das cultivares 'IAS-4', 'Bragg' e 'Prata' em 33 ambientes (RS).

apresenta baixa produção média, 4,7% menor que a média geral (Fig. 2). As cultivares 'Pérola' e 'Planalto' têm produções de 2,8 e 4,1% maiores que a média geral, coeficientes da regressão linear de 0,92 e 0,97, respectivamente, e desvios significativos ao nível de 5% de probabilidade. De um modo geral, podem ser consideradas como adaptadas a todos os ambientes, em



+ e ** indicam a significância dos desvios da regressão linear a 5% e 1% de probabilidade, respectivamente.

Os números identificam as cultivares: 1. Bossier, 2. Bragg, 3. Hardee, 4. IAS-1, 5. IAS-2, 6. IAS-4, 7. IAS-5, 8. Pérola, 9. Planalto e 10. Prata.

Fig. 3. Relação entre produção média de grãos e coeficientes de regressão linear das dez cultivares em 33 ambientes (RS).

bora os desvios sejam um pouco maiores que o desejável. São as mais produtivas nos piores ambientes e mantêm produções em torno da média, nos melhores (Fig. 4).

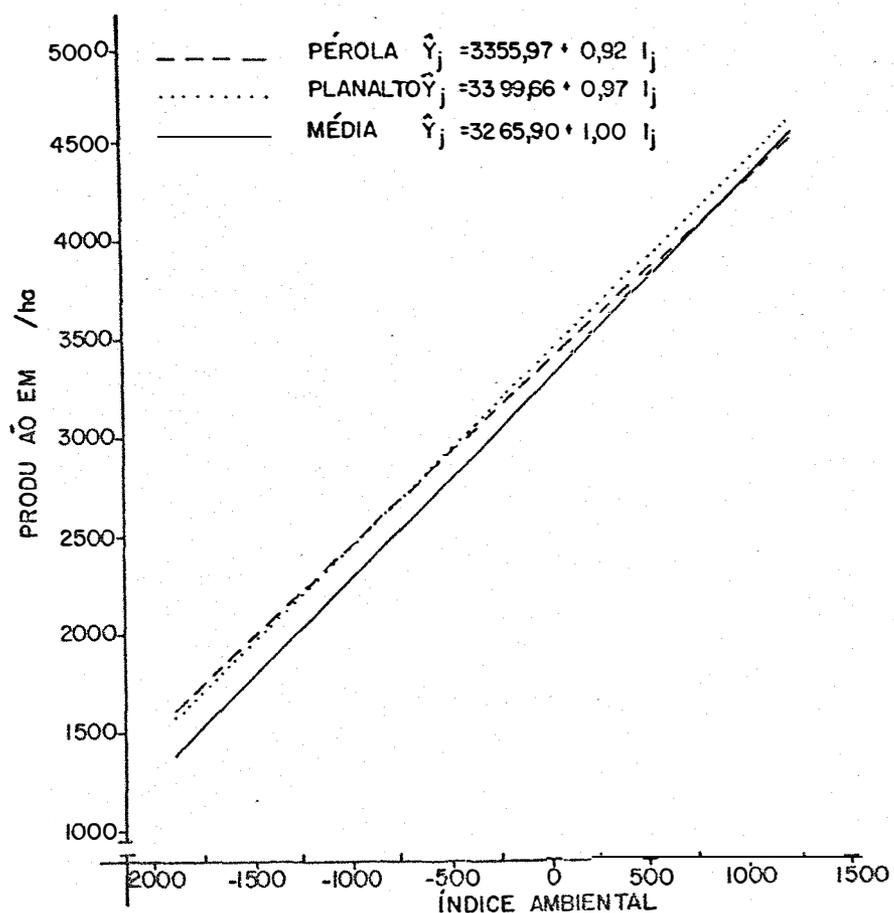


Fig. 4. Regressão linear da produção de grãos das cultivares 'Pérola' e 'Planalto' em 33 ambientes (RS).

As cultivares 'IAS-1' e 'IAS-5' tendem exibir produções médias maiores que a média geral, enquanto que 'Hardee', 'Bossier' e 'IAS-2' mostram tendência para produções menores (Fig. 3, pág.44 e Fig.5). As cinco, no entanto, apresentam pronunciados desvios da linearidade.

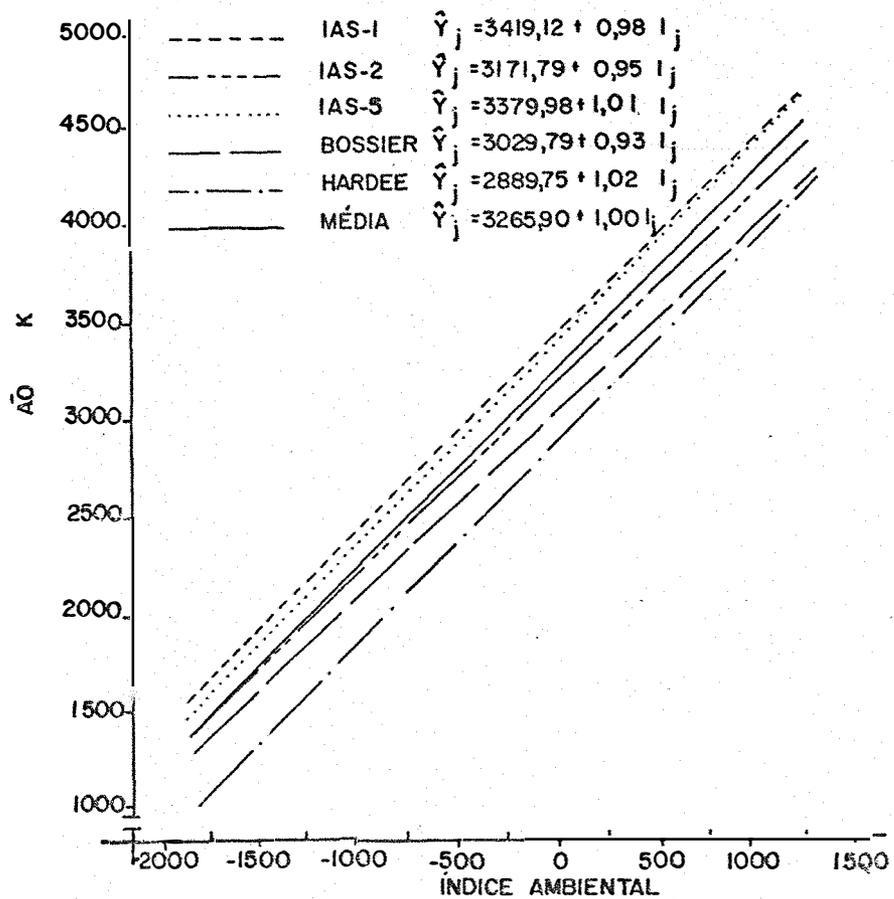


Fig. 5. Regressão linear da produção de grãos das cultivares 'IAS-1', 'IAS-2', 'IAS-5', 'Bossier' e 'Hardee' em 33 ambientes (RS).

Uma comparação entre a cultivar 'IAS-4', com alta produção média e pequenos desvios da linearidade, e a 'Hardee', de baixa produção média e desvios grandes, é feita na Fig.6.

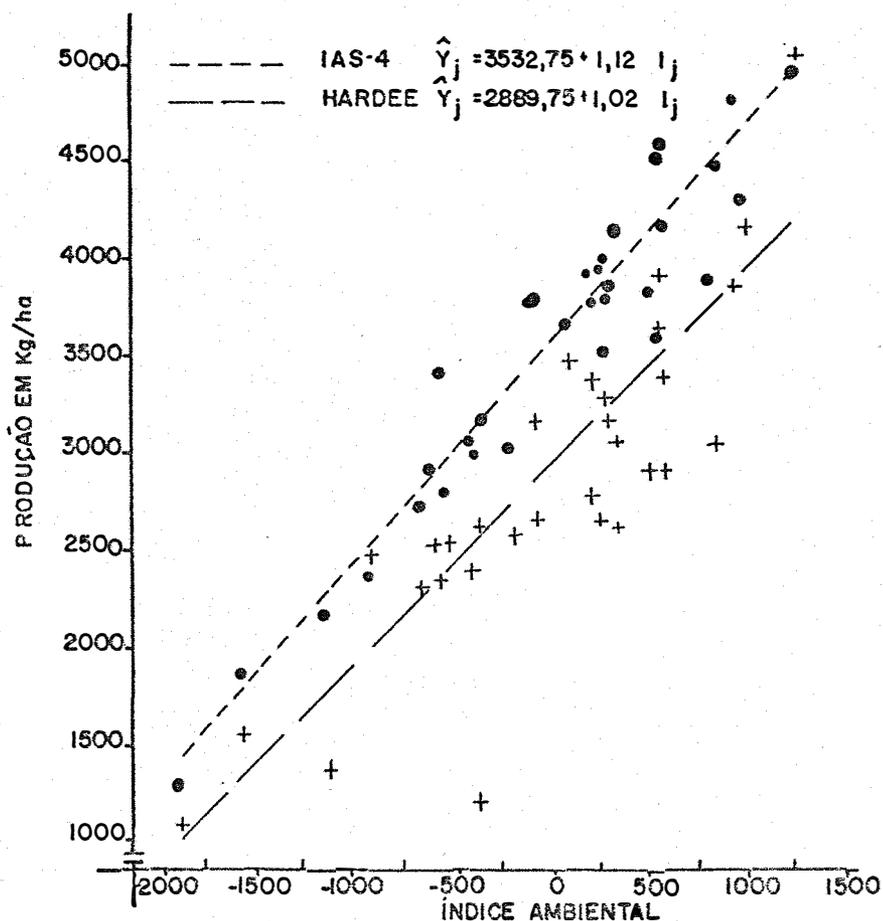


Fig. 6. Regressão linear e respectivos desvios das cultivares 'IAS-4' e 'Hardee' em 33 ambientes (RS).

A cultivar 'Bragg' foi, das dez aqui consideradas, a que teve a estabilidade fenotípica mais estudada. SANTOS (1975) considerou-a adaptada a todos os ambientes na Região da Depressão Central do Rio Grande do Sul, embora tenha apresentado uma produção média inferior à média geral dos ambientes. Já ROHEWAL et alii (1970) e LAL et alii (1974) verificaram que se adaptava melhor a ambientes mais favoráveis. GOPANI et alii (1972), por sua vez, encontraram coeficientes de regressão linear menores que 1,00 tanto para produção de grãos, como para produção de forragem, número de vagens por planta, peso de sementes, número de ramos e altura de plantas.

A Tabela 13 mostra que as cultivares criadas em nosso meio apresentam tendência para menores desvios da regressão linear do que as provenientes dos Estados Unidos. Entre as introduzidas como cultivares co

Tabela 13. Valores médios de produção de grãos, coeficiente de regressão linear (\bar{b}) e variância dos desvios da regressão ($\bar{s}^2 d$) de dez cultivares de soja, agrupadas segundo a procedência.

Procedência das cultivares	Produção média kg/ha	\bar{b}	$\bar{s}^2 d$
Cultivares comerciais introduzidas - EUA			
(Bossier, Bragg e Hardee)	3.096	1,04	124.313,9
Linhagens experimentais introduzidas - EUA			
(IAS-1, IAS-2, IAS-4 e IAS-5)	3.376	1,02	123.821,9
Cultivares desenvolvidas no Brasil - RS			
(Pérola, Planalto e Prata)	3.289	0,94	81.426,8

merciais e as provenientes de introduções de linhagens experimentais não são observadas maiores diferenças nas médias dos seus desvios da linearidade.

O coeficiente da regressão linear médio das cultivares desenvolvidas no Rio Grande do Sul tende ser inferior a 1,00. As provenientes dos Estados Unidos tendem ter coeficientes mais próximos e ligeiramente superiores a $b = 1,00$.

A comparação das dez cultivares em grupo conforme o seu ciclo mostra que as de ciclo longo exibem as maiores variâncias dos desvios (Tabela 14). As de ciclo curto aparentemente apresentam um menor desvio médio, mas isto se deve a influência das cultivares criadas no Estado, todas de ciclo médio. As cultivares 'IAS-5' e 'IAS-2', provenientes de linhagens introduzidas, também de ciclo curto, têm, respectivamente a terceira e a quarta maior variância dos desvios, evidenciando que, os pequenos desvios não estão associados com o ciclo curto. Com relação ao coefi-

Tabela 14. Valores médios de produção de grãos, coeficiente de regressão linear (\bar{b}) e variância dos desvios de regressão ($\bar{s}^2 d$) de dez cultivares de soja, agrupadas segundo o ciclo.

Ciclo das cultivares	Produção média kg/ha	\bar{b}	$\bar{s}^2 d$
Curto (Pérola, Planalto, Prata, IAS-2 e IAS-5)	3.284	0,96	99.179,7
Médio (Bragg, IAS-1 e IAS-4)	3.440	1,09	104.415,2
Longo (Bossier e Hardee)	2.960	0,98	151.683,0

ciente de regressão, há uma leve tendência para as de ciclo médio e para as de ciclo curto terem valores maiores e menores que 1,00, respectivamente. As de ciclo longo apresentam um valor mais próximo da unidade. Por outro lado, as melhores produções médias foram obtidas pelas cultivares de ciclo médio, indicando serem as que melhor expressam o seu potencial produtivo no Estado do Rio Grande do Sul.

Os resultados das análises realizadas a partir dos dados de cada ano separadamente confirmam as anteriores, com exceção da interação de ambientes x cultivares e dos desvios da regressão reunidos, em 1973/74, que foram significativos apenas ao nível de 5% de probabilidade (Tabelas 9, pág.33 e 10, pág. 34). Com a redução do número de ambientes, várias cultivares passaram a apresentar menores desvios. Não houve, contudo, uma consistência através dos três anos, evidenciando claramente o efeito da interação tripla, observada na análise conjunta (Tabela 7, pág. 30). Os coeficientes de regressão, igualmente, não mantiveram uma mesma ordenação através dos anos, embora em nenhum tenham diferido entre si (Tabela 15, pág. 51).

Estes resultados mostram que o estudo de vários locais, em apenas um ano, não fornece indicação segura da estabilidade fenotípica dessas cultivares, especialmente com relação à estimativa dos desvios da regressão linear. Confirmam, no entanto, a existência, em todos os anos, de um pronunciado efeito linear no comportamento das cultivares frente a diferentes ambientes, o que não concorda com o obtido por BRESSE (1969)

5.3. Avaliação da repetibilidade dos parâmetros da estabilidade fenotípica

Os resultados das análises da estabilidade fenotípica, rea

Tabela 15. Produções médias de grãos, coeficientes de regressão linear (b), variâncias dos desvios da regressão (s^2_d) e coeficientes de determinação (R^2) de dez cultivares de soja estudadas em 11 locais do Rio Grande do Sul, nos anos agrícolas de 1972/73, 1973/74 e 1974/75, respectivamente.

Cultivares	1972/73				1973/74				1974/75			
	Produção Kg/ha	b	s^2_d	R^2	Produção Kg/ha	b	s^2_d	R^2	Produção Kg/ha	b	s^2_d	R^2
Bossier	2.955 del	1,13±0,11	79.489,2	0,9145	2.931 c	91,5	0,82±0,14	0,7862	3.204 bcde	95,9	0,96±0,16	0,7447
Bregg	3.203 abcd	1,17±0,07§	30.360,4	0,9679	3.379 a	105,5	1,30±0,17	0,8660	3.440 abc	102,9	1,09±0,11	0,9174
Hardee	2.741 e	1,06±0,26	416.703,1**	0,6428	2.918 a	91,1	0,99±0,19	0,7541	3.010 e	90,1	1,01±0,11	0,9026
IAS-1	3.393 abc	0,92±0,23	314.214,7**	0,6433	3.398 a	106,1	0,89±0,19	0,7032	3.466 abc	103,7	1,09±0,15	0,8544
IAS-2	3.168 bcd	0,97±0,14	120.891,2*	0,8396	3.266 ab	102,0	1,03±0,21	0,7376	3.082 de	92,2	0,92±0,11	0,6553
IAS-6	3.568 a	1,08±0,07	29.517,6	0,9637	3.364 a	105,1	1,03±0,14	0,8604	3.666 a	109,7	1,18±0,12	0,9128
IAS-5	3.475 ab	0,97±0,15	127.768,9**	0,8309	3.189 abc	99,6	0,83±0,16	0,7473	3.475 abc	104,0	1,12±0,16	0,8430
Pêroia	3.370 abc	0,91±0,12	82.835,3	0,8690	3.311 ab	103,4	1,18±0,13	0,8946	3.387 abcd	101,3	0,82±0,13	0,8070
Planalto	3.478 ab	0,84±0,11	67.961,1	0,8752	3.225 ab	100,7	1,14±0,13	0,8910	3.496 ab	104,6	0,99±0,13	0,8685
Prata	3.104 cd	0,95±0,13	103.547,4*	0,8537	3.039 bc	94,9	0,78±0,14	0,7645	3.191 cde	95,5	0,98±0,09	0,9269
Média	3.254	1,00	137.336,9		3.202	100,0	0,99		3.342	100,0	1,00	118.339,5

1 valores seguidos de uma mesma letra não diferem significativamente, segundo o teste Duncan a 5%.

§ indica valor de b diferente de 1,00, segundo o teste t a 5%.

* e ** indicam significância aos níveis de 5% e 1% de probabilidade, respectivamente.

zadas separadamente para as repetições dos arranjos básicos X_1, Y_1 e X_2, Y_2 dos ensaios conduzidos nos 11 locais durante os anos agrícolas de 1973/74 e 1974/75, são fornecidos na Tabela 16.

Tabela 16. Produções médias de grãos, coeficientes de regressão linear (b) e variâncias dos desvios da regressão ($s^2 d$) de dez cultivares de soja, nas repetições dos arranjos básicos dos reticulados dos quadrados X_1, Y_1 e X_2, Y_2 , em 22 ensaios realizados no Rio Grande do Sul, durante 1973/74 e 1974/75.

Cultivares	b		$s^2 d$		kg/ha	
	X_1, Y_1	X_2, Y_2	X_1, Y_1	X_2, Y_2	X_1, Y_1	X_2, Y_2
Bossier	0,73	0,84	257.794,9	122.406,6	3.046	3.060
Bragg	1,08	1,20	150.810,9	291.137,8	3.439	3.335
Hardee	0,98	0,98	153.444,1	204.124,4	2.877	3.119
IAS-1	1,07	1,03	154.391,1	378.188,7	3.484	3.347
IAS-2	0,96	0,88	173.776,9	241.749,5	3.279	3.070
IAS-4	1,15	1,16	169.136,6	237.020,9	3.594	3.494
IAS-5	1,05	1,07	154.878,9	206.038,7	3.403	3.289
Pérola	0,88	0,96	123.554,8	210.187,0	3.367	3.323
Planalto	1,18	0,95	127.408,6	145.768,8	3.468	3.256
Prata	0,92	0,91	168.065,5	88.107,3	3.131	3.155
Média	1,00	1,00	163.326,2	212.473,0	3.309	3.245

O estudo da repetibilidade, baseado no desempenho médio das cultivares nessas duas repetições, revelou um valor de 0,6768 para os coeficientes de regressão linear, 0,7445 para a produção e -0,2404 para as variâncias dos desvios da regressão (Tabela 17, pág. 54). Estes valores mostram que a resposta linear do comportamento das cultivares frente aos diferentes ambientes é fortemente condicionada por fatores genéticos. A contribuição dos genes, para a determinação do comportamento linear, é similar em magnitude, à contribuição dada para a expressão do potencial produtivo. A participação da herança na expressão dos desvios da linearidade, por sua vez, não é assim tão evidente.

Esses dados sugerem que a herança para os efeitos linear e não linear das cultivares tem base genética diferente. O destacado efeito genético sobre o comportamento linear, entretanto, explica a facilidade havida na seleção de cultivares com respostas lineares semelhantes entre si e à unidade. A dificuldade de seleção de cultivares com baixos desvios da linearidade, também pode ser explicada através da pequena participação da herança na expressão dessa característica.

Tabela 17. Análise da variância em blocos casualizados, estimativa da variância genética (σ_g^2), da variância ambiental (σ_e^2) e do coeficiente de repetibilidade (r_I) para produção média de grãos, coeficientes da regressão linear e variâncias dos desvios da regressão linear de dez cultivares de soja, com valores obtidos das repetições dos arranjos básicos dos reticulados quadrados X_1, Y_1 e X_2, Y_2 .

Causas de Variação	Produção média de grãos			Coeficientes da regressão linear			Log. s ² desvios da regressão linear		
	G L	Q M	COMPONENTES	G L	Q M	COMPONENTES	G L	Q M	COMPONENTES
Total	19			19			19		
Blocos	1	20.480,0000		1	0,0000		1	0,0403	
Cultivares	9	61.257,6000	$\sigma_g^2 = 26.142,2889$	9	0,0275	$\sigma_g^2 = 0,0111$	9	0,0159	$\sigma_g^2 = - 0,0050$
Resíduo	9	6.973,2222	$\sigma_e^2 = 6.973,2222$	9	0,0053	$\sigma_e^2 = 0,0053$	9	0,0258	$\sigma_e^2 = 0,0258$
C.V. %		2,9			7,3			3,1	
r_I			0,7445			0,6768			- 0,2404

6. CONCLUSÕES

O presente estudo possibilita concluir:

1. A produção de grãos mostrou uma relação predominantemente linear frente às variações dos ambientes.
2. Os coeficientes da regressão linear obtidos indicam que as dez cultivares possuem capacidade genética similar para ajustar a produção de grãos às diferentes condições ambientais e responder com aumentos proporcionais de produtividade às melhorias processadas nos ambientes. A magnitude do efeito linear indica, também, que todas possuem boa adaptação a toda a faixa ambiental considerada.
3. Face a similaridade quanto ao comportamento linear, a variancia dos desvios da regressão linear se tornou o parâmetro mais indicado para diferenciar a estabilidade fenotípica das dez cultivares estudadas.
4. As cultivares mais estáveis para a produção de grãos foram: 'IAS-4', 'Bragg' e 'Prata'. As duas primeiras são, pela ordem, as mais desejáveis, visto terem apresentado, também, altas produções médias. A cultivar 'Prata', embora tenha se mostrado estável, apresentou menor potencial produtivo.

'Pérola' e 'Planalto' apresentaram estabilidade intermediária entre as dez cultivares estudadas. Mostraram, entretanto, as melhores produções médias nos ambientes de menor produtividade.

As cultivares 'IAS-1' e 'IAS-5' apresentaram alto potencial produtivo, mas não evidenciaram consistência através dos ambientes.

'IAS-2', 'Bossier' e 'Hardee' mostraram ser instáveis e de baixa produção média.

5. O comportamento linear das cultivares demonstrou que a pesquisa varietal de soja no Rio Grande do Sul tem sido eficiente para identificar aqueles genótipos com ampla adaptação e com potencial para manifestar crescente produtividade à medida que os ambientes, onde cultivadas, forem sendo melhorados.
6. Os desvios da regressão linear evidenciaram que as cultivares criadas em nossas condições tendem ser mais estáveis que as introduzidas.
7. As cultivares de ciclo longo mostraram tendência para maiores desvios da linearidade que as dos outros ciclos, indicando sua menor adaptação as condições do Rio Grande do Sul, tomado como um todo. A tendência das de ciclo médio, entretanto, foi para maior produtividade.
8. O estudo de cultivares de soja em vários locais em apenas um ano não fornece informações seguras quanto sua estabilidade fenotípica.
9. O coeficiente de repetibilidade evidenciou que a seleção de cultivares para resposta linear oferece possibilidades semelhantes àquela praticada para a produção de grãos. Enquanto isso, a seleção para baixos desvios da linearidade é mais difícil, visto ser a expressão desse caráter mais influenciada pelo ambiente. Os resultados sugerem, ainda, que, em soja, a resposta linear das cultivares, possivelmente, tenha base genética diferente da dos desvios.

10. Os resultados obtidos demonstraram que o estudo da estabilidade fenotípica fornece informações detalhadas sobre o comportamento de cultivares em diversos ambientes. Essa técnica permite indicar, com segurança, as cultivares mais adaptadas tanto a ambientes específicos, como a todos aqueles que ocorrem dentro de uma determinada área.

7. SUMMARY

The phenotypic stability for yield of ten soybean cultivars, grown in 11 locations of Rio Grande do Sul State, during 1972/73 to 1974/75 seasons, was studied. Following the methodology described by EBERHART and RUSSELL (1966) the phenotypic stability was evaluated by linear regression of the average yield of each cultivar in relation to the average yield of all cultivars in each environment.

The linear regression coefficients of the ten cultivars were similar to each other and to $b = 1.0$. This indicates good adaptation to the environmental conditions of Rio Grande do Sul, as well as ability to show better yields with improvement in the crop management. This also indicates that the varietal research approach used in that State is adequate to detect genotypes with such capacities.

Due to similarities on the linear performance of the cultivars, the differentiation of their stability was only detectable by the study of deviations from regression.

For all the environmental conditions considered, 'IAS-4'

'Bragg' and 'Prata' had the highest stability. The cultivars 'IAS-4' and 'Bragg' were also considered the most desirable, if the linear regression coefficient, linearity deviations and yield ability were considered together. Despite its stability, the cultivar 'Prata' did not have good average yield. The cultivar 'Pérola' and 'Planalto', although showing an intermediate stability, were the ones with highest yields in low productivity environments. The cultivars 'Bossier', 'Hardee', 'IAS-2' and 'IAS-5' had the highest linear regression deviations. The late cultivars, as a group, had a tendency to higher deviations from linear regression and lower yield than the others. The medium maturing cultivars, as a group showed the tendency to high productivity.

The average performance of the cultivars indicated that the ones developed in Brazil had lower deviations than the average of the introduced cultivars and had a tendency for linear regression coefficient smaller than 1.0.

The interclass correlation of yield and linear regression coefficient was similar and this indicates that selection for these two characters has similar possibilities. Selection for low deviations from regression is more difficult due to the fact that this character is more influenced by the environment. This study also suggests that the genetic control of the linear response of the cultivars is possibly different from the non-linear.

The study of phenotypic stability in the recommendation of cultivars is also discussed in this paper.

8. LITERATURA CITADA

- ADAMS, M.W. e D.B. SHANK, 1959. The relationship of heterozygosity to homeostasis in maize hybrids. Genetics. Austin, 44:777-786
- ALLARD, R.W., 1961. Relationship between genetic diversity and consistency of performance in different environments. Crop Sci. Madison, 1:127-133
- ALLARD, R.W. e A.D. BRADSHAW, 1964. Implications of genotype- environment interactions in applied plant breeding. Crop Sci. Madison, 4:503-508
- ANDRUS, C.F., 1963. Plant breeding systems. Euphytica. Wageningen, 12: 205-228
- BAGNARA, D. e L. ROSSI, 1972. Criteria of evaluation of new lines in durum wheat. Genet. Agr. Pavia, 26:233-246
- BAIHAKE, A., R.E. STUCKER e J.W. LAMBERT, 1976. Association of genotype x environment interactions with performance level of soybean lines in preliminary yield tests. Crop Sci. Madison, 16:718-721
- BAINS, K.S., 1976. Parent dependent genotype x environment interaction in crosses of spring wheat. Heredity. Edinburgh, 36:163-171
- BILBRO, J.D. e L.L. RAY, 1976. Environmental stability and adaptation of several cotton cultivars. Crop Sci. Madison, 16:821-824

- BREESE, E.L., 1969. The measurement and significance of genotype-environment interactions in grasses. Heredity. Edinburgh, 24:27-44
- BUCIO ALANIS, L., 1966. Environmental and genotype - environmental components of variability. I. Inbred lines. Heredity. Edinburgh, 21:387-397.
- BUCIO ALANIS, L. e J. HILL, 1966. Environmental and genotype-environmental components of variability. II. Heterozygotes. Heredity. Edinburgh, 21:399-405
- BUCIO ALANIS, L., J.M. PERKINS e J.L. JINKS, 1969. Environmental and genotype-environmental components of variability. V. Segregating generations. Heredity. Edinburgh, 24:115-127
- BUITAGRO, L.A., S.S.J. OROZCO e M.L.H. CAMACHO, 1971. Estudios sobre estabilidad del rendimiento em 16 lineas homocigotes de soya (*Glycine max* (L.) Merr.). Acta Agronomica. Palmira, 21:93-102
- BUSCH, R.H., J. HAMMOD e R.C. FROHBERG, 1976. Stability and performance of hard red spring wheat bulks for grain yield. Crop Sci. Madison, 16:256-259.
- BYTH, D.E. e C.R. WEBER, 1968. Effects of genetic heterogeneity within two soybean populations. I. Variability within environments and stability across environments. Crop Sci. Madison, 8:44-47.
- CLAY, R.E. e R.W. ALLARD, 1969. A comparison of the performance of homogeneous and heterogeneous barley populations. Crop Sci. Madison, 9:407-412.
- COCHRAN, W.G. e G.M. COX, 1957. Experimental Designs. 2a.ed. New York, John Wiley & Sons, INC. 611 p.
- DOBZHANSKY, T.H. e B. WALLACE, 1953. The genetics of homeostasis in *Drosophila*. Proc. Natl. Reach. Sci. 39:162-171.

- EASTON, H.S. e R.J. CLEMENTS, 1973. The interaction of wheat genotypes with a specific factor of the environment. J.Agric.Sci. London, 80:43-52.
- EBERHART, S.A. e W.A. RUSSELL, 1966. Stability parameters for comparing varieties. Crop Sci. Madison, 6:36-40
- EBERHART, S.A. e W.A. RUSSELL, 1969. Yield and stability for a 10 line diallel of single-cross and double-cross maize hybrids. Crop Sci. Madison, 9:357-361.
- FINLAY, K.W. e G.N. WILKINSON, 1963. The analysis of adaptation in a plant-breeding programme. Aust.J.Agric.Res. Victoria, 14:742-754.
- FREEMAN, G.H., 1973. Statistical methods for the analysis of genotype-environment interaction. Heredity Edinburgh, 31:339-354.
- FREEMAN, G.H. e J.M. PERKINS, 1971. Environmental and genotype-environmental components of variability. VIII. Relations between genotype grown in different environments and measures of these environments. Heredity. Edinburgh, 27:15-23.
- FRIPP, YVONNE, J., 1972. Genotype-environments interactions in *Schizophyllus commune*. II. Assessing the environment. Heredity. Edinburgh, 28: 223-238.
- FRIPP, YVONNE, J. e C.E. CATEN, 1971. Genotype-environment interactions in *Schizophyllus commune*. I. Analysis and character. Heredity. Edinburgh, 27:393-407.
- FRIPP, YVONNE, J. e C.E. CATEN, 1973. Genotype-environment interaction in *Schizophyllus commune*. III. The relationship between mean expression and sensitivity to change in environment. Heredity. Edinburgh, 30:341-349.
- GOODING, H.J., D.L. JENNINGS e P.B. TOPHAM, 1975. A genotype-environment experiment on strawberries in Scotland. Heredity. Edinburgh, 34:105-

115.

- GOPANI, D.D., M.M. KABARIA e S.N. JOSHI, 1972. Stability parameters for comparing varieties of soybean (*Glycine max* (L.) Merr.). Indian J. Agric.Sci. New Delhi, 42:400-404
- GRAFIUS, J.E., 1956. Components of yield in oats: a geometrical interpretation. Agron. J. Madison, 48:419-423
- HALDANE, J.B.S., 1954. The Biochemistry of Genetics. London, George Allen & Unwin Ltd. 144 p.
- HANSON, W.D., 1970. Genotypic stability. Theoret. Appl. Genetics. Berlin, 40:226-231
- JOPPA, L.R., K.L. LEBSOCK e R.H. BUSCH, 1971. Yield stability of selected spring wheat cultivars (*Triticum aestivum*, L. em Thell) in the uniform regional nurseries, 1959 to 1968. Crop Sci. Madison, 11:238-241
- JENSEN, N.F., 1965. Multiline superiority in cereals. Crop Sci. Madison, 5:566-568
- JOWETT, D., 1972. Yield stability parameters for sorghum in East Africa. Crop Sci. Madison, 12:314-317
- KARWASRA, R.R., H.R. YADAV e R.S. PARODA, 1975. Prediction of phenotypic performance through genotype-environment interaction studies in yellow sweet clover (*Melilotus panviflora*, Desf.). Euphytica. Wageningen, 23: 261-267
- KNIGHT, R., 1970. The measurement and interpretation of genotype-environment interactions. Euphytica. Wageningen, 19:225-235
- KNIGHT, R., 1971. A multiple regression analysis of hybrid vigour in single crosses of *Dactylis glomenata* (L.). Theoret. Appl. Genetics. Berlin, 41:306-311
- LAL, M.S., S.K. MEHTA e S.C. PANDYA, 1974. Stability of performance of

- soybean varieties in Madhya Pradesh. Indian J. Agric. Sci. New Delhi, 44:217-220
- LERNER, I.M., 1954. Genetic Homeostasis. New York, John Wiley and Sons, INC. 134 p.
- LEWIS, D., 1954. Gene-environment interaction: A relationship between dominance, heterosis, phenotypic stability and variability. Heredity. Edinburgh, 8:333-356
- LUTHRA, D.P. e R.K. SINGH, 1974. A comparison of different stability models in wheat. Theoret. Appl. Genetics. Berlin, 45:143-149
- MATHER, K., 1953. Genetical control of stability in development. Heredity. Edinburgh, 7:297-336
- MONTEIRO, M.S.R., 1975. Comportamento heterótico e estabilidade fenotípica em híbridos de beringela (*Solanum melangena*, L.). Piracicaba, ESALQ/USP, 81 p.(Dissertação de Mestrado).
- OLIVEIRA, A.C. de, 1976. Comparação de alguns métodos de determinação da estabilidade em plantas cultivadas. Brasília, UnB, 64 p.(Dissertação de Mestrado).
- PARODA, R.S. e J.D. HAYES, 1971. An investigation of genotype-environment interactions for rate of ear emergence in spring barley. Heredity. Edinburgh, 26:157-175
- PARODA, R.S., K.R. SOLANKI e B.S. CHAUDHARY, 1973. Phenotype stability in oats. Indian J. Genet. and Plant Breeding. New Delhi, 33:92-95
- PATANOTHAI, A. e R.E. ATKINS, 1974. Genetic effects for mean yield and yield responses to environments in three-way and single-cross hybrids of grain sorghum. Crop Sci. Madison, 14:485-488.
- PERKINS, J.M. e J.L. JINKS, 1968. Environmental and genotype environmental components of variability. III. Multiple lines and crosses. Heredity.

- Edinburgh, 23:339-356
- PERKINS, J.M. e J.L. JINKS, 1968b. Environmental and genotype-environmental components of variability. IV. Non-linear interaction for multiple inbred lines. Heredity. Edinburgh, 23:525-535
- PERKINS, J.M. e J.L. JINKS, 1971. Specificity of the interaction of genotypes with contrasting environments. Heredity. Edinburgh, 26:463-474
- PERKINS, J.M. e J.L. JINKS, 1973. The assessment and specificity of environmental and genotype-environmental components of variability. Heredity. Edinburgh, 30:111-126
- PHALER, P.L., 1965. Genetic diversity for environmental variability within the cultivated species of Avena: Crop Sci. Madison, 5:47-50
- PHALER, P.L., 1964. Fitness and variability in fitness in the cultivated species of Avena. Crop Sci. Madison, 4:29-31
- PIMENTEL GOMES, F., 1970. Curso de Estatística Experimental. 4a. ed. São Paulo, Livraria Nobel S/A 430 p.
- PLAISTED, R.L. e L.C. PETERSON, 1959. A technique for evaluating the ability of selections to yield consistently in different locations on seasons. American Potato Journal. Maine, 36:381-385
- PORCEDDU, E., 1970. La componente ambientale e L'interazione genotipo x ambiente nel lavoro de selezione. Genet. Agr. Pavia, 24:129-144
- PROBST, A.H., 1957. Performance of variety blends in soybeans. Agron. J. Madison, 49:148-150
- RAM, J., 1970. Stability of performance of some strains derived from descriptive selection for flowering time in *Brassica campestris* var. Brown Sarson. Indian J. Genet. and Plant Breeding. New Delhi, 30:116-125.

- RASMUSSEN, O.C., 1969. Yield and stability of yield of barley populations. Crop Sci. Madison, 8:600-602
- ROHEWAL, S.S., 1970. Stability of some superior soybean varieties. Indian J. Genet. and Plant Breeding. New Delhi, 30:650-653
- ROSS, W.M., 1965. Yield of grain sorghum (*Sorghum vulgare* Pens.) hybrids alone and in blends. Crop Sci. Madison, 5:593-594
- SAMUEL, C.J.A., J. HILL, E.K. BREESE e A. DAVIES, 1970. Assessing and predicting environmental response in *Lolium perene*. J. Agric.Sci. Lon don, 75:1-9
- SANTOS, D.S., 1975. Comportamento de dez variedade de soja em diferentes ambientes do Estado do Rio Grande do Sul. Viçosa-UFV, 71 p.(Dissertação de Mestrado).
- SINGH, M.B.S.S. e S.U. JASWAL, 1975. Stability of pod yield in groundmet. Indian J. Genet. and Plant Breeding. New Delhi, 35:26-28
- SMITH, R.R., D.E. BYTH, B.E. CALDWELL e C.R. WEBER, 1967. Phenotype stability in soybean populations. Crop Sci. Madison, 7:590-592
- STEEL, R.G.O. e J.H. TORRIE, 1960. Principles and Procedures of Statistics, New York, Mc Graw Hill Book Company, INC, 481 p.
- TAI, G.C.C., 1971. Genotype stability analysis and its application to potato regional trials. Crop Sci. Madison, 11:184-190
- TATUNLA, T. e K.J. FREY, 1976. Repeatability of regression stability indexes for grain yield of oats (*Avena sativa* L.) Euphytica. Wageningen, 25:21-28
- VERMA, M.M., B.B. MURTY e H. SINGH, 1972. Adaptation and genetic diversity in soybean. Indian J. Genet. and Plant Breeding. New Delhi, 32:266-275.

YATES, F. e M.G. COCHRAN, 1938. The analysis of group of experiments. J.
Agric. Sci. London, 28:556-580

APÊNDICE

Tabela A.1. Produções médias, em Kg/ha e datas de semeadura de dez cultivares de soja; variâncias residuais das médias (s^2/r), coeficientes de variação (CV), eficiência do reticulado quadrado (Ef), médias, em Kg/ha (\bar{Y}_j) e índices ambientais (I_j) dos ensaios realizados em 11 locais do RS, em 1972/73.

CULTIVARES	AMBIENTES										
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
LOCALS	Pelotas	Camaquã	Bagé	Cachoeira do Sul	Veranópolis	Encantado	Erexim	Passo Fundo	Palmeira das Missões	Júlio de Castilhos	Santa Rosa
DATAS DE SEMEADURA	17/10	23/11	24/11	23/11	21/11	22/11	17/11	21/11	17/11	21/11	17/11
Bossier	2453	3684	3819	3476	2521	2822	2562	1148	2471	2933	4604
Bragg	2921	4025	3708	4003	2729	3329	2724	1367	2948	3490	4920
Hardee	1201	3040	3764	2899	2389	2643	2341	1558	2530	2761	5028
IAS-1	2628	4263	2493	3948	2736	3558	3036	1968	3221	4686	4583
IAS-2	3068	4164	2806	3684	3285	3827	2408	1550	2468	3311	4278
IAS-4	3125	4482	3781	4167	3062	3913	3395	1847	2783	3758	4937
IAS-5	2669	4783	3833	4573	3090	3726	2682	2093	2913	3654	4014
Pérola	3373	4412	3750	3302	3111	3703	2503	2071	2715	3587	4538
Planalto	3420	4051	3944	4288	2819	3994	2880	2246	2782	3566	4271
Prata	3435	4071	3486	3871	2674	3364	2374	1560	2411	2856	4042
s^2 residual/r	48222,1	52006,1	70050,9	53463,7	27887,4	36955,2	51288,2	38371,6	29771,0	19706,9	119047,3
C.V. %	12,3	9,0	13,4	10,9	10,2	9,1	13,4	18,8	10,4	6,6	13,7
Ef. %	118,6	115,5	100,7	100,6	100,2	112,0	115,0	126,9	139,5	106,4	101,2
\bar{Y}_j	2870,3	4097,5	3536,4	3621,1	2841,6	3487,9	2690,5	1740,8	2724,2	3460,4	4521,5
I_j	-395,6	831,6	272,5	555,2	-424,3	222,0	-575,4	-1525,1	-541,7	194,5	1255,6

Tabela A.2. Produções médias, em Kg/ha e datas de semeadura de dez cultivares de soja; variâncias residuais das médias (s^2/r), coeficientes de variação (CV), eficiência do reticulado quadrado (Ef), médias, em Kg/ha (\bar{Y}_j) e índices ambientais (I_j) dos ensaios realizados em 11 locais do RS, em 1973/74.

CULTIVARES	AMBIENTES										
	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22
LOCALS	Pelotas	Camaquã	Bagé	Cachoeira do Sul	Veranópolis	Encantado	Erexim	Passo Fundo	Palmeira das Missões	Júlio de Castilhos	Santa Rosa
RE S	10/11	08/11	06/11	06/11	23/11	23/11	19/11	26/11	21/11	25/10	19/11
Bossier	3760	3000	2807	3302	1893	3281	3191	3208	3010	2198	2588
Bregg	5000	4344	3068	3479	2449	3312	3736	3442	3333	2937	2068
Hardee	3771	2896	2562	3156	1963	3354	3264	3479	3167	2615	2459
IAS-1	4302	4469	3234	2872	2383	3615	3507	3687	3260	3198	2854
IAS-2	3602	3927	3641	3997	2116	3198	3836	3417	2646	3260	2083
IAS-4	3906	3812	3021	3961	2148	3896	3518	3646	3760	2984	2354
IAS-5	3729	3708	2776	4039	2322	3323	3509	2812	3333	3094	2432
Pérola	4323	3792	3260	3466	2163	3797	3533	3167	3104	2917	2401
Planalto	4094	4198	3042	3227	2155	3906	3511	3146	3260	2865	2060
Prata	3385	3437	3130	3685	2176	2927	3542	3396	2750	2802	2203
s^2 residual/r	126345,6	150089,6	58540,8	54930,3	20714,3	51426,4	47093,9	89696,5	36343,8	44791,2	77464,3
C.V. %	17,4	21,8	16,6	13,6	16,6	13,4	11,8	17,3	12,4	15,0	24,9
Ef. %	100,7	100,4	100,0	102,2	109,4	101,3	114,2	101,9	100,3	101,8	100,3
\bar{Y}_j	4057,2	3758,3	3054,1	3518,4	2116,8	3460,9	3514,7	3340,0	3162,3	2887,0	2352,0
I_j	791,3	492,4	-211,8	252,5	-1149,1	195,0	248,8	74,1	-103,6	-378,9	-913,9

Tabela A.3. Produções médias, em Kg/ha e datas de semeadura de dez cultivares de soja; variâncias residuais das médias (s^2/r), coeficientes de variação (CV), eficiência do reticulado quadrado (Ef), médias, em Kg/ha (\bar{Y}_j) e índices ambientais (I_j) dos ensaios realizados em 11 locais do RS, em 1974/75.

CULTIVARES	AMBIENTES										
	23	24	25	26	27	28	29	30	31	32	33
LOCALS	Peletas	Camaquã	Bagé	Cachoeira do Sul	Veranópolis	Encantado	Erexim	Passo Fundo	Palmeira das Missões	Júlio de Castilhos	Santa Rosa
SEMEADURA	13/11	22/11	07/11	12/11	29/10	13/11	04/11	31/10	12/11	29/10	30/10
Bossier	2333	3858	1591	3583	2375	3742	2983	3558	3676	3427	4117
Dragão	2717	4758	1350	3571	2529	3900	3408	4067	3470	4547	3525
Hardee	2517	4158	1092	3042	2296	2600	3383	3900	2656	3652	3617
IAS-1	2517	4475	1253	4012	2750	3408	3917	3908	4022	4677	3192
IAS-2	2575	4192	1352	2917	2437	3200	4025	3592	2685	3848	3075
IAS-4	2900	4267	1288	4129	2617	3858	4575	4525	3767	4800	3600
IAS-5	2633	4358	1426	3683	2579	3275	4383	3808	2952	4130	5000
Pérola	2933	3992	1603	3900	3046	4075	3192	3422	2507	4223	3967
Plenalto	3008	4208	1702	3912	2850	4025	4075	3750	2491	4534	4100
Prata	2450	4000	1176	3125	2646	3392	4217	3517	3083	3815	3683
s^2 residual/r	25121,0	23443,5	15519,4	34306,9	54450,7	36695,8	77085,7	37454,1	54572,2	75888,4	99468,8
C.V. %	12,4	7,6	17,5	11,0	18,1	10,8	14,8	10,6	13,2	13,3	16,8
Ef. %	101,9	100,1	124,5	100,7	100,1	102,0	100,8	103,4	148,3	100,4	100,2
\bar{Y}_j	2658,3	4226,6	1383,3	3587,4	2592,5	3547,5	3815,8	3804,7	3170,9	4185,3	3787,6
I_j	-607,6	960,7	-1882,6	321,5	-673,4	281,6	549,9	538,8	-95,0	919,4	521,7

Tabela A.4. Produções médias, em Kg/ha, de dez cultivares de soja; variâncias residuais das médias (s^2/r), coeficientes de variação (CV), eficiência do reticulado quadrado (Ef), médias, em Kg/ha (\bar{Y}_j) e índices ambientais (I_j) dos arranjos básicos X_1, Y_1 , em 11 locais do RS, em 1973/74.

C U L T I V A R E S	AMBIENTES										
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
LOCALS	Pelotas	Camaquã	Begá	Cachoeira do Sul	Veranópolis	Encantado	Erexim	Passo Fundo	Palmeira das Missões	Júlio de Castilhos	Santa Rosa
Bossier	3833	2521	2473	3260	1792	3271	3583	3333	2958	2125	2615
Bragg	4708	4521	3254	4000	2760	3292	3521	2781	3229	2885	2046
Hardee	3896	3042	2482	3198	1208	3229	3333	3688	2917	2281	2874
IAS-1	4604	4438	3364	3396	2562	3854	3688	3208	3188	2740	2255
IAS-2	4125	4417	3854	3698	2047	3625	3812	3583	2625	3208	2114
IAS-4	4125	3000	3249	3870	2255	4021	3917	3917	3688	3229	2791
IAS-5	3958	3646	2620	4339	2615	2979	3688	2667	3292	3208	2226
Pérola	4479	3604	3462	3797	2495	4052	3250	3083	3000	2656	2890
Pianalto	4417	4188	2800	3870	2266	4083	3458	2958	3146	2719	1926
Prata	3062	2792	3060	3812	2474	2938	3646	3458	2708	2531	2630
s^2 residual/r	289206,6	329656,3	89433,4	82342,6	49289,5	69517,5	100756,3	187788,0	60285,7	102096,2	184413,4
C.V. %	18,5	23,2	13,7	11,1	15,4	10,8	12,8	17,5	11,5	16,0	29,2
Ef. %	103,5	102,0	113,8	102,5	101,5	102,3	101,3	103,3	100,2	103,2	106,5
Y_j	4120,7	3616,9	3061,8	3724,0	2249,4	3534,4	3589,6	3287,6	3075,1	2758,2	2416,7
I_j	811,9	308,1	-247,0	415,2	-1059,4	225,6	280,8	-41,2	-233,7	-550,6	-892,1

Tabela A.5. Produções médias, em Kg/ha, de dez cultivares de soja; variâncias residuais das médias (s^2/r), coeficientes de variação (CV), eficiência do reticulado quadrado (Ef), médias, em Kg/ha (\bar{Y}_j) e índices ambientais (I_j) dos arranjos básicos X_1, Y_1 , em 11 locais do RS, em 1974/75.

V A R I E	AMBIENTES											19	20	21	22
	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22				
LOCAIS	Pelotas	Camaquã	Bagé	Cachoeira do Sul	Veranó polis	Encan tado	Erexim	Passo Fundo	Palmeira das Missões	Júlio de Castilhos	Santa Rosa				
Bossier	2290	3800	1967	3692	2669	3998	2382	3325	3829	3185	4117				
Braeg	2703	4917	1776	3300	2754	3599	3408	4085	3705	4534	3883				
Hardee	2599	4017	901	2992	2244	2775	3356	3566	2313	3273	3100				
IAS-1	2992	4517	1323	4033	3154	3185	3981	3950	4403	4428	3383				
IAS-2	2805	4183	1506	2783	2808	3178	4203	3417	3006	3969	3167				
IAS-4	2674	4200	1429	4000	2456	3937	4831	4947	3744	4780	4000				
IAS-5	2909	4550	1697	3667	3102	3472	4586	3783	2910	4140	4817				
Pérola	3376	3717	1709	3858	2752	4016	3559	3023	2895	4494	4100				
Planalto	3104	4450	1909	4158	3086	3835	4346	3819	2495	4749	4500				
Prata	2577	3917	1211	3292	2516	3381	4826	3148	3021	3873	4017				
s^2 residual/r	47458,9	49364,3	30716,5	93593,2	103908,1	62389,9	163768,9	32135,5	100550,7	96859,0	141630,7				
C.V. %	12,6	7,8	15,2	12,7	18,3	9,1	13,8	12,3	12,2	14,0	13,9				
Ef. %	106,5	100,9	139,5	101,9	112,4	124,9	122,4	237,8	179,4	141,3	102,2				
\bar{Y}_j	2802,9	4226,8	1542,8	3577,5	2754,1	3537,6	3947,6	3706,3	3232,1	4142,5	3908,4				
I_j	-505,9	918,0	-1766,0	268,7	-554,7	228,8	639,0	397,5	-76,7	833,7	599,6				

Tabela A.6. Produções médias, em Kg/ha, de dez cultivares de soja; variâncias residuais das médias (s^2/r), coeficientes de variação (CV), eficiência do reticulado quadrado (Ef), médias, em Kg/ha ($\bar{Y}_{.j}$) e índices ambientais ($I_{.j}$) dos arranjos básicos X_2, Y_2 , em 11 locais do RS, em 1973/74.

CULTIVARES	AMBIENTES										
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
LOCALS	Pelotas	Camaquã	Bagé	Cachoeira do Sul	Veranópolis	Encopado	Erexim	Passo Fundo	Palmeira das Missões	Júlio de Castilhos	Santa Rosa
Bossier	3688	3479	2988	3844	2016	3450	2612	3083	3062	2271	2594
Brage	5292	4167	2706	1992	2147	3240	3969	4103	3438	2990	2135
Hardee	3646	2750	2951	4314	1448	3358	3377	3271	3417	2948	2271
IAS-1	4000	4500	3143	1671	2039	3195	3278	4167	3333	3656	3365
IAS-2	3479	3438	3241	4947	2136	2817	3583	3250	2667	3312	1979
IAS-4	3688	4825	2833	5042	2012	3653	3181	3375	3833	2740	2010
IAS-5	3500	3771	2795	4055	2036	3784	3219	2958	3375	2979	2469
Pérola	5167	3979	2856	2793	2036	3670	3904	3250	3208	3177	2083
Planalto	3771	4208	3439	2515	1791	3621	3501	3333	3375	3010	2229
Prata	3708	4083	3176	3811	2048	2810	3998	3333	2792	3073	2010
s^2 residual/r	244750,0	230065,3	105744,7	117750,2	27002,6	120619,7	85409,6	183669,4	78336,9	64474,8	139356,5
C.V. %	17,2	18,9	18,1	17,8	18,5	13,8	11,2	17,7	12,6	12,7	24,1
Ef. %	100,1	100,1	116,8	113,0	171,8	110,1	155,3	100,1	103,6	102,0	100,3
$\bar{Y}_{.j}$	3993,9	3900,0	3012,8	3498,4	1970,9	3359,8	3462,2	3412,3	3250,0	3015,6	2314,5
$I_{.j}$	749,2	655,3	-231,9	253,7	-1273,8	115,1	217,5	167,6	5,3	-229,1	-930,2

Tabela A.7. Produções médias, em Kg/ha, de dez cultivares de soja; variâncias residuais das médias (s^2/r), coeficientes de variação (CV), eficiência do reticulado quadrado (Ef), médias, em Kg/ha ($\bar{Y}.j$) e índices ambientais (I_j) dos arranjos básicos X_2, Y_2 , em 11 locais do RS, em 1974/75.

CULTIVARES	AMBIENTES											
	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	
LOCAIS	Pelotas	Camaquã	Bagé	Cachoeira		Veranópolis	Encantado	Erexim	Passo Fundo	Palmeira das Missões	Júlio de Castilhos	Santa Rosa
				do Sul	do Sul							
Bossier	2330	3935	1264	3411	2092	3344	3283	3518	3495	3435	4117	
Bragg	2782	4609	893	3893	2325	4215	3300	4395	3238	4367	3167	
Hardee	2356	4193	1265	3025	2467	2434	3633	4009	2997	4352	4133	
IAS-1	2042	4370	1112	3993	2383	3618	3933	4264	3658	4917	3000	
IAS-2	2598	4212	1261	3113	2017	3252	3783	3626	2322	3527	2983	
IAS-4	3146	4364	1052	4284	2717	3739	4267	4347	3824	4927	3200	
IAS-5	2246	4127	1162	3738	2208	3260	4417	3812	2985	4252	5183	
Párola	2713	4301	1495	3980	3208	4110	2817	3578	2908	4050	3833	
Planalto	2852	3999	1543	3754	2350	4443	3850	3609	2465	4267	3700	
Prata	2526	4024	1163	2972	2742	3405	3733	3795	3117	3740	3350	
$s^2_{residual/r}$	26939,9	39008,0	20002,7	31154,4	65113,2	64223,9	84190,8	60481,1	141894,0	232585,6	278217,1	
C.V. %	8,6	6,6	15,7	8,3	15,5	9,1	11,5	8,5	15,7	16,8	20,1	
Ef. %	135,1	106,4	199,3	107,2	100,2	137,2	104,8	147,5	130,9	101,3	104,9	
$\bar{Y}.j$	2559,1	4213,4	1221,0	3616,3	2450,9	3584,0	3701,6	3895,3	3100,9	4183,4	3666,6	
I_j	-685,6	968,7	-2023,7	371,6	-793,8	339,3	456,9	650,6	-143,8	938,7	421,9	