



**Universidade
Estadual de Londrina**

OSMAIR MENDONÇA

**ANÁLISE DE FATORES E ESTRATIFICAÇÃO AMBIENTAL
NA AVALIAÇÃO DA ADAPTABILIDADE DE SOJA.**

Londrina
2006

OSMAIR MENDONÇA

**ANÁLISE DE FATORES E ESTRATIFICAÇÃO AMBIENTAL
NA AVALIAÇÃO DA ADAPTABILIDADE DE SOJA.**

**Dissertação apresentada ao Curso
de Pós-Graduação em Agronomia da Universidade
Estadual de Londrina, como requisito à obtenção do
título de Mestre em Agronomia.**

Orientadora: Prof.^a Dr.^a. Valéria Carpentieri Pípolo.

Londrina
2006

COMISSÃO EXAMINADORA

Prof^a Dr^a Valéria Carpentieri Pípolo

Dr. Nelson da Silva Fonseca Júnior

Dr. Antonio Eduardo Pípolo

Suplente – Prof. Dr. Dionísio Destro

Suplente – Dr. Carlos Alberto Arrabal Arias

Londrina, 27 de março de 2006.

Tecnologia pode ser comprada.
Estruturas podem ser copiadas.
Quem faz a diferença são seres humanos.

Roberto Shinyashiki

DEDICATÓRIA

Aos meus pais José e Edna.
À minha esposa Marly.
Aos meus filhos Heitor e Arthur.

AGRADECIMENTOS

A DEUS, que tudo pode e que me sustenta, pois é a minha confiança.

A Universidade Estadual de Londrina e ao Departamento de Agronomia, pela excelência na formação de seus pós-graduandos.

A Coordenação do Curso de Pós – Graduação em Agronomia pelo apoio e esclarecimentos prestados.

A Prof^a. Dr^a. Valéria Carpentieri Pípolo, pela tolerância, dedicação e orientação firme, acadêmica e profissional em todo desenvolvimento do meu trabalho.

Ao Dr. Nelson da Silva Fonseca Júnior pela atenção, incentivo e auxílio durante elaboração das análises estatísticas.

Ao colega Deoclécio pelo auxílio na elaboração das tabelas.

A Marly, pelo apoio incondicional, incentivo e presença decisiva em todos os momentos.

A Milenia Biotecnologia e Genética Ltda, na pessoa do Dr. Éberson, pela oportunidade e pelas linhagens de soja disponibilizadas.

Aos professores e funcionários do Departamento de Agronomia, pela presteza e apoio proporcionado durante todo o curso.

Resumo

Com o objetivo de investigar a eficiência de diferentes métodos de estratificação ambiental, conhecer o grau de representatividade dos locais onde foram conduzidos os ensaios e realizar estudos de adaptabilidade e estabilidade das linhagens, foi conduzido ensaios de avaliação final de produtividade das linhagens de soja nos Estados do Paraná e Santa Catarina nos anos de 2000 a 2003, perfazendo um total de 15 ambientes. Foram utilizados, para estratificação ambiental os métodos tradicional de Lin, de porcentagem da interação G x A e análise de fatores. Para determinação da adaptabilidade e estabilidade das linhagens foi utilizada a metodologia clássica de Eberhart e Russell e de retas bissegmentadas de Cruz et al. Foram testadas 21 genótipos pertencentes ao grupo de maturação semiprecoce. Os experimentos foram conduzidos no delineamento de blocos ao acaso, com três repetições. A comparação entre as metodologias foi efetuada considerando o caráter rendimento de grãos. Verificou-se que o método de análise de fatores associada à de porcentagem da interação mostrou-se mais seletivo para estratificação ambiental e, segundo esses métodos, o local Abelardo Luz é distinto e não pode ser agrupado com nenhum outro local de ensaio estudado. O genótipo RB 605 foi considerado ideal pelos métodos avaliados dado seu alto rendimento de grãos e ampla faixa de adaptação, devendo ser, portanto, indicado para o cultivo.

Abstract

For final evaluation of soybean varieties productivity, essays were conducted in the States of Santa Catarina and Paraná from 2000 to 2003. A total of 15 environments were analyzed in order to investigate the efficiency of different methods of environment stratification, get to know the level of representativeness of the sites where essays were conducted, and carry out studies of adaptability and stability of the varieties. For environmental stratification were used the traditional Lin's method, percentage of G x A interaction and factor analysis. For determination of adaptability and stability of the varieties, the classic methodology of Eberhart and Russell and bisegmented double strands of Cruz et al were applied. 21 semi-early maturation varieties were tested. Trials were conducted through randomly delimiting blocks, with three repetitions. Comparisons between the applied methodologies were carried out taking grain yield into account. It was observed that the factor analysis method associated to interaction percentage is more selective for environmental stratification. According to these methods, the site Abelardo Luz is distinct from the others and can not be grouped with any other environment studied. The RB 605 genotype was found ideal by the applied methods due to its high level of grain yield and broad adaptation. Therefore, it should be indicated.

SUMÁRIO

	Página
1. INTRODUÇÃO.....	09
2. REVISÃO DE LITERATURA.....	13
2.1 Taxonomia, Origem, Introdução e Expansão da Soja no Brasil.....	13
2.2 Influência Ambiental.....	14
2.3 Interação Genótipo x Ambiente.....	14
2.4 Causas e Natureza da Interação.....	17
2.5 Meios de Atenuar o Efeito da Interação Genótipo x Ambiente.....	18
2.6 Análise da Estabilidade e Adaptabilidade.....	19
2.7 Análise de Interação Genótipo x Ambiente.....	21
3. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	23
4. ARTIGO: Análise de fatores e estratificação ambiental na avaliação da adaptabilidade de soja.	
Resumo.....	27
Abstract.....	28
Introdução.....	29
Material e Métodos.....	31
Resultados e Discussão.....	34
Conclusões.....	42
Referências Bibliográficas.....	43
Tabelas.....	45

1. INTRODUÇÃO

Os maiores produtores mundiais de soja são os Estados Unidos com aproximadamente 76 milhões de toneladas seguido pelo Brasil com 58 milhões e a Argentina com 22 milhões de toneladas, safra 2004/2005. No Brasil, o Mato Grosso destaca-se com a produção de 16,2 milhões de toneladas seguido pelo Paraná (12,2 milhões de toneladas) e Rio Grande do Sul (9,2 milhões de toneladas) (CONAB, 2006).

Em função da crescente demanda de alimentos, a agricultura moderna necessita de cultivares que, além de rendimento médio elevado, tenham boa estabilidade e adaptabilidade nos ambientes cultivados (Di Mauro, 2000).

No melhoramento de plantas, os efeitos das interações de genótipos com ambientes se constitui num grande problema, seja na fase de seleção ou de recomendação dos cultivares, daí a necessidade de se buscar alternativas para se amenizar a influencia dessa interação selecionando cultivares com ampla adaptação e estabilidade (Cruz e Carneiro, 2003).

Estudos a respeito da interação genótipo x ambiente, embora de grande importância para o melhoramento, não oferece informações detalhadas sobre o comportamento de cada genótipo mediante as variações ambientais. Para tal, realizam-se análises de adaptabilidade e estabilidade, tornando possível à identificação de cultivares de comportamento previsíveis e responsivos às variações ambientais. Atualmente existe mais de uma dezena de métodos para se avaliar o desempenho genotípico, utilizado mais freqüentemente no melhoramento de plantas (Cruz et al, 2004). A diferença entre eles encontra-se nos parâmetros adotados para a sua avaliação, nos procedimentos biométricos empregados para avalia-lo ou na informação ou detalhamento de sua análise (Vencovsky e BARRIGA, 1992; Cruz e Regazzi, 1994).

Mariotti et al. (1976) definem adaptabilidade como sendo a capacidade de genótipos responder vantajosamente à melhoria do ambiente e estabilidade refere-se a capacidade de os genótipos apresentarem comportamento altamente previsível em função das variações ambientais. Este conceito de estabilidade é o que interessa ao melhorista e está associado ao conceito de adaptabilidade, ou seja, a estabilidade de um cultivar determina a confiabilidade do parâmetro adaptabilidade estimado (Cruz e Carneiro, 2003).

Eberhart e Russell (1966) consideram como genótipo ideal aquele que apresenta alta produção média, coeficiente de regressão igual a 1,0 ($\beta_i=1$) e desvios da regressão tão pequenos quanto possível (S^2_{di}), e propõem o método que se baseia na análise de regressão linear, com dados não transformados (Cruz e Carneiro, 2003).

Nas análises de estabilidade e adaptabilidade, diversos modelos fundamentados em metodologias de regressão bissegmentada vem sendo amplamente utilizados. A metodologia consiste na formação de grupos de ambientes favoráveis e desfavoráveis, onde são considerados responsivos a esses ambientes quando o índice for maior que um. Neste caso, o genótipo ideal é aquele que apresenta alta capacidade produtiva, pouco responsivo a ambientes desfavoráveis e altamente responsivo a ambientes favoráveis . O estudo de adaptabilidade e estabilidade favorece a identificação de genótipos de comportamento previsível e que sejam responsivos às variações ambientais, em condições específicas ou amplas (Cruz e Regazzi, 1994; Cruz et al, 2004).

Apesar da importância deste estudo, o critério de recomendação de cultivares pode basear-se apenas na produtividade média obtida nos ambientes testados. Essa estratégia tem sido bastante utilizada nos programas de melhoramento da soja no Paraná. Contudo, a indicação generalizada, sem considerar a existência de ambientes favoráveis e desfavoráveis, pode beneficiar ou prejudicar as cultivares com adaptação específicas a esses ambientes (Carneiro, 1998).

Devido ao elevado custo financeiro que demanda os ensaios de avaliações finais para testar os genótipos nos diversos ambientes e repeti-los em mais de um ano, torna-se fundamental identificar se há, entre os ambientes disponíveis, padrões similares de respostas de cultivares (estratificação ambiental), e se possível tomar decisões com relação à redução do número de ambientes quando existem problemas técnicos ou escassez de recursos. Dentre os métodos de estratificação ambiental citam-se aqueles que procuram formar subgrupos homogêneos, em que a interação seja não significativa, ou em outros casos, significativas, mas de natureza predominantemente simples (Cruz e Regazzi, 1994). Cruz e Castoldi (1991), definiram uma metodologia para formação de subgrupos contendo pares de ambientes, onde a interação $G \times A$ apresente uma natureza predominantemente simples, ou seja, onde as posições relativas dos genótipos de um ambiente para outro não sofram alterações relevantes ou que comprometam as recomendações dos cultivares. É razoável admitir que na análise de estratificação deve-se reunir ambientes que promovam classificação genotípica similar, independentemente da qualidade ambiental (Cruz e Carneiro, 2003).

Tendo em vista as metodologias citadas e que são fundamentadas em regressão bissegmentada onde permitem a formação de dois subgrupos de ambientes, favoráveis e desfavoráveis, Murakami e Cruz (2002) propuseram metodologia que contempla a análise de adaptabilidade e estratificação pelo princípio da similaridade do desempenho genotípico baseada na técnica multivariada de análise de fatores. Esta técnica permite reduzir um grande número de variáveis originais observadas a um pequeno número de variáveis abstratas, os fatores. Desta forma cada fator reúne variáveis originais fortemente correlacionadas entre si, mas fracamente correlacionadas com as dos outros fatores.

Os objetivos deste trabalho foram investigar a eficiência de diferentes métodos de estratificação ambiental, conhecer o grau de representatividade dos locais onde

são conduzidos os ensaios no Paraná e Abelardo Luz em Santa Catarina e realizar estudos de adaptabilidade e estabilidade das linhagens.

2. REVISÃO DE LITERATURA

2.1. Taxonomia, Origem, Introdução e Expansão da Soja no Brasil.

A soja (*Glycine max* (L.) Merrill) constitui-se uma das leguminosas mais cultivada no mundo. Originária da China foi domesticada no nordeste daquele país, entre 35° e 45° de latitude e difundiu-se posteriormente pela Europa, América do Norte e América do Sul. No Brasil foi introduzida na Bahia em 1882 e depois na região sul do país, onde apresentou melhor adaptação devido às condições climáticas mais semelhantes àsquelas encontradas nas regiões de cultivo (Verneti, 1983).

Até o início da década de 1960, a cultura da soja restringia-se praticamente ao Estado do Rio Grande do Sul, desenvolvendo-se lentamente em outros estados. A partir de 1968 ocorreu uma maior expansão de plantio nos Estados de Santa Catarina, Paraná, São Paulo, Mato Grosso, Minas Gerais e Goiás. Atualmente a soja é cultivada, praticamente, em todas as unidades da federação, sendo o Brasil o segundo maior produtor mundial com 61.400.000 toneladas, atrás apenas dos EUA, que produz 76.000.000 toneladas da oleaginosa (CONAB, 2006).

Com o histórico da evolução e expansão do cultivo da soja no Brasil (22,3 milhões de ha em 2002), o aumento da produtividade média, como resultado dos avanços tecnológicos e da pesquisa genética é possível prever que em breve o Brasil deverá ser o maior produtor mundial dessa oleaginosa (EMBRAPA, 2003).

2.2. Interação Genótipo x Ambiente

Fatores como precipitação, temperatura, luminosidade, estrutura física e química do solo, são componentes que comumente identificam um ambiente. Estes fatores atuam sobre o genótipo da planta, que conseqüentemente irá produzir respostas diferentes em locais ou situações diferentes, influenciando em última análise a estabilidade de produção no caso de plantas cultivadas (Alliprandini 1992).

Um dos princípios básicos da herança de caracteres métricos é o de que o valor de um indivíduo (fenótipo) é determinado por dois componentes básicos: a constituição genética (genótipo) e uma contribuição do ambiente específico em que aquele indivíduo se encontra. Este princípio pode ser representado pela expressão:

$$F = G + A + I$$

Sendo F o valor fenótipo, G o valor genótipo e A um desvio provocado pelo ambiente. Se um dado genótipo puder ser copiado e plantado em diferentes pontos representativos do conjunto de ambiente da área experimental, toda a variação observada entre indivíduo será de natureza ambiental. Uma vez que a contribuição do ambiente se manifesta como desvios em torno do valor genótipo G, na média, estes valores tendem a se anular (Chaves et al, 1989).

A interação G x A tem sido estudada em soja com o objetivo de avaliar os seguintes efeitos: efeitos envolvendo genótipos x locais (Soldini, 1993), estudos genótipos x anos e genótipo x locais x anos (Toledo et al. 1990; Alliprandini et al. 1994;), genótipos x anos x ciclo (Carvalho et al, 2002), genótipo x épocas de semeadura (Prado et al. 2001), genótipo x anos x época de semeadura e genótipo x locais x anos x épocas de semeaduras (Arantes, 1979).

Geralmente as correlações genotípicas são maiores que as fenotípicas. Este fato demonstra como este tipo de desvio pode levar a conclusões muitas vezes errôneas por

parte do melhorista, quando precauções não são tomadas na avaliação de materiais a campo (Cruz et al, 2004).

Quando um dado genótipo é submetido a dois ambientes diferentes espera-se uma variação no valor fenotípico maior que aquela ocorrida ao nível do microambiente experimental. Neste caso, o valor genotípico deve ser estimado com base na média dos dois locais. O mesmo princípio vale quando se consideram vários ambientes de teste. Quando vários genótipos são avaliados em vários ambientes, pode ocorrer – e geralmente ocorre – de o ambiente alterar diferentemente o mesmo caráter em diferentes genótipos, ou seja, pode ocorrer uma interação entre fatores. Define-se então, a interação de genótipos com ambiente como sendo o efeito diferencial dos ambientes sobre os genótipos. Visto pelo outro lado, a interação resulta da resposta dos genótipos à variação ambiental (Chaves et al, 1989).

No melhoramento de plantas, os efeitos das interações de genótipos com ambientes são essenciais para a eficiência do processo, tendo em vista que a maioria dos caracteres de importância para o melhoramento são caracteres métricos. Estes caracteres apresentam distribuição contínua, possuem herança poligênica e sofrem grande influência das variações ambientais. Para que um genótipo seja reconhecido como cultivar, deverá ter passado por avaliações em diversas condições ambientais para se ter segurança quanto ao seu desempenho. As variações que ocorrem entre ambientes podem ser agrupadas em duas categorias, as previsíveis e as imprevisíveis. Dos fatores previsíveis do ambiente podem-se citar o tipo de solo, as tecnologias aplicadas, a época de plantio, a latitude e a altitude, entre outros. Os fatores imprevisíveis são apresentados, principalmente, pelas variações erráticas do clima, como quantidade e distribuição de chuvas, temperatura, ocorrência de geadas etc. Portanto, o efeito do ambiente representa, na realidade, um confundimento de efeitos de fatores físicos (previsíveis) e aleatórios (imprevisíveis) (Allard, 1971).

O aproveitamento dos efeitos favoráveis da interação de genótipos com ambientes implicam em que se tenha, para cada ambiente, o genótipo mais adaptado. Quanto mais previsível for o ambiente de uma lavoura, maior será a possibilidade de aproveitamento dos efeitos da interação. Um desafio, portanto, na avaliação de cultivares para recomendação, segundo Chaves et al (1989), será o máximo de caracterização dos ambientes de teste para possibilitar o máximo de previsibilidade no ambiente de cada agricultor.

Com o melhoramento moderno, recursos genéticos de diferentes origens passaram a ser utilizados. Por uma questão de escala, busca-se selecionar cultivares que sejam adaptadas à maior gamas possíveis de condições ambientais. Não é de se estranhar, portanto, que a manifestação da interação seja a regra, nos ensaios de avaliação dos genótipos em vários ambientes. Portanto, a interação de genótipos com ambientes devem ser encaradas, não como um problema ou um fator indesejável, cujo efeito deve ser minimizado em um programa de melhoramento. Ao contrário, como um fenômeno biológico natural, cumpre conhecê-la bem, para melhor aproveitá-la no processo de seleção (Chaves et al 1989).

2.3. Causas e Natureza da Interação.

A interação de genótipo com ambientes deve ser encarada como um fenômeno biológico em suas aplicações no melhoramento de plantas e não como um simples efeito estatístico. Considerando que em biologia a evolução é contínua, cumpre buscar a explicação evolutiva do fenômeno se quisermos aproveitá-lo no melhoramento. Para este propósito o conceito de adaptação é o mais adequado. Vencovsky e Barriga (1992) relataram que não basta apenas detectar a presença de interações, deve-se também considerar a sua natureza. Assim a interação $G \times A$ pode ser simples (não causa mudanças na classificação dos genótipos entre ambientes) e complexa (altera a classificação dos genótipos entre ambientes).

A interação simples indica a presença de genótipos adaptados a uma ampla faixa de ambientes; assim, a recomendação de cultivares pode ser feita de forma generalizada. A interação complexa indica a presença de material adaptado a ambientes particulares, tornando a recomendação restrita a ambientes específicos (Ramalho et al., 1993). Somente quando ocorre a interação complexa haverá dificuldades no melhoramento (Cruz e Regazzi, 1994). Além de dificultar a recomendação de cultivares com ampla adaptabilidade, a existência desse tipo de interação indica a necessidade de realizar testes em um número maior de ambientes.

Segundo Chaves et al (1989), diferenças em adaptação de genótipos em populações resultam, obviamente, de diferenças de constituição gênica para os caracteres importantes nesta adaptação. A reação diferencial às mudanças ambientais pode-se dar desde os mecanismos de regulação gênica até caracteres morfológicos finais.

Considerando um número maior de ambientes e de cultivares, a presença de interação complexa quase sempre indica a existência de cultivares especificamente adaptada à ambientes particulares, bem como de outros com adaptação mais ampla, porém nem sempre com alto potencial produtivo. Isso impede que a recomendação de cultivares possa ser feita de maneira generalizada, acarretando maiores dificuldades e exigindo a adoção de medidas que controlem ou minimizem os efeitos dessa interação, para então proceder à recomendação mais segura (Ramalho et al., 2000).

Nem sempre a presença de interação implica diferenças na adaptabilidade dos genótipos. Pode acontecer de se detectar interação devido ao fato de os dados não se ajustarem ao modelo matemático adotado na sua análise (Chaves et al., 1989).

Se o valor do genótipo for, por exemplo, triplicado de um ambiente para o outro em todos os cultivares, será detectada interação significativa, embora esta realmente não ocorra. Nessa situação a análise dos dados transformados, poderá indicar que não existe interação. Também se considerarmos a produtividade de grãos (w), um caráter que é

composto de vários outros, como o número de vagens por planta (x), número de sementes por vagem (y) e o peso das sementes (z), de tal modo que $w=x.y.z$, mesmo que não ocorra um efeito diferencial dos ambientes sobre as cultivares, poderá ser detectada a interação se o ambiente provocar variações em qualquer um desses componentes. Aqui a recíproca também é verdadeira. Pode-se não detectar interação para o caráter (w), porque os seus componentes primários se ajustam de modo a tamponar o efeito diferencial do ambiente sobre o caráter produtividade de grãos (w). A ocorrência de interação complexa entre as progênies também irá diminuir a eficiência do programa de melhoramento, porque a seleção é normalmente realizada na média dos vários ambientes, o que não garante, portanto a seleção das melhores progênies para cada ambiente particular (Ramalho et al, 1993).

2.4. Meios de Atenuar o Efeito da Interação Genótipo x Ambiente.

Para atenuar o efeito da interação existem algumas opções como, identificar cultivares específicos para cada ambiente, que embora teoricamente seja possível, na prática é inexecutável porque qualquer variação de condição ambiental pode inviabilizar a cultivar para aquela situação. Outra opção é o zoneamento ecológico que consiste em agrupar os ambientes ecologicamente semelhantes em regiões dentro das quais a interação passa a não ser significativa. Esse agrupamento, no entanto, só é possível com base em diferenças macroambientais, tornando o zoneamento vulnerável às variações imprevisíveis que possam ocorrer no ambiente. Além disto a interação genótipos x anos não pode ser controlada por esse método. A alternativa que tem sido amplamente empregada é a identificação de cultivares com estabilidade fenotípica, uma vez que pode ser aplicada nas mais variadas situações. Há uma série de procedimentos que podem ser empregados para avaliação da

estabilidade. Revisões sobre esses procedimentos, realizando as comparações entre eles, são comuns na literatura (Lin, 1982; Becker e León 1988; Ramalho et al., 1993).

2.5. Análise da Estabilidade e Adaptabilidade.

O conceito de estabilidade tem causado controvérsia entre melhoristas ao longo dos anos. Este conceito pode ser definido de várias maneiras, dependendo do ponto de vista de cada pesquisador em relação ao problema.

Estudos sobre adaptabilidade e a estabilidade fenotípica são de suma importância, pois permitem particularizar os efeitos da interação, efeito genótipo x efeito ambiental ao nível de genótipo e ambientes, identificando a contribuição relativa de cada uma para a interação total. Inúmeras técnicas estatístico-genéticas tem sido desenvolvida com o intuito de melhor quantificar o padrão inerente $G \times A$.

Na aplicação de qualquer metodologia, o primeiro problema que se apresenta é a conceituação de estabilidade. A adaptabilidade é a capacidade que um genótipo tem de aproveitar vantajosamente os efeitos ambientais, de maneira a assegurar alto nível de produtividade; já a estabilidade está relacionada com a manutenção da produtividade ou de sua previsibilidade com os ambientes diversos (Rocha, 1999).

Lin (1982), dividiu basicamente em três os conceitos de estabilidade: tipo1 – A cultivar será considerada estável se sua variância entre ambientes é pequena; tipo2 - A cultivar será considerada estável se sua resposta ao ambiente é paralela ao desempenho médio de todos os materiais genéticos avaliados nos experimentos e tipo3 – A cultivar é estável se o quadrado médio dos desvios de regressão, que avalia a estabilidade, é pequeno.

Considerando os coeficientes de regressão Finlay e Wilkinson (1963), definem como estável o genótipo que possui um coeficiente de regressão próximo de zero, ou seja, aquele que possui a mesma média em todos os ambientes.

Eberhart e Russel (1966) definiram como estável aquele com uma média alta, coeficiente de regressão angular igual a um ($\beta_{1i}=1,0$) e introduziu um segundo parâmetro, no qual desvios de regressão fossem os menores possíveis ($\sigma^2_{di}=0$). Este é o conceito de estabilidade considerada do tipo 3, que é uma das metodologias mais usadas. Em princípio, ela é semelhante à de Finlay & Wilkinson (1963), diferindo basicamente em que os dados são analisados sem serem transformados e é estimado também o desvio de regressão.

Para Eberhart e Russel (1966) a cultivar ideal, é aquela com produção média alta, coeficiente de regressão igual à unidade e com desvio de regressão o menor possível, ou seja, aquele com resposta positiva à melhoria das condições ambientes ($\beta_{1i}=1,0$) e de comportamento altamente previsível ($\sigma^2_{di} = 0,0$). Assim, a metodologia está em concordância com o conceito agrônomo de estabilidade.

Verma et al. (1978), definiram a cultivar ideal como aquela que apresenta alta capacidade de produtividade associada à alta estabilidade em ambiente desfavoráveis e é capaz de responder à melhoria das condições de ambiente.

Considerando que a metodologia de Verma et al. (1978), apresenta problemas quando se analisa um número pequeno de ambiente, Silva e Barreto (1985) propuseram um modelo onde o ajustamento é obtido por uma única equação constituída de dois segmentos de reta. Mais recentemente, Cruz et al. (1997) sugeriram uma modificação nessa metodologia de modo a proporcionar uma simplificação na obtenção das estimativas dos parâmetros e das somas de quadrados.

A principal vantagem da metodologia de Verma et al. (1978) é permitir que o ponto de inserção entre as duas retas seja flutuante não deixando que a inclinação da reta de

regressão de uma determinada cultivar se estabeleça no ponto zero. Diversas comparações entre estas metodologias foram realizadas, na tentativa de estabelecer uma metodologia ideal para avaliação de estabilidade (Alliprandini, 1994).

2.6. Análise de Interação Genótipo x Ambiente.

Métodos de análise de interação genótipo x ambiente foram extensivamente revisados por vários autores como procedimentos estatísticos padronizados, através de cálculos de médias, significância dos tipos de variância e estimativas dos componentes de variância que, quando reunidos em um modelo apropriado, podem ser divididos em efeitos principais e suas alterações, proporcionando um estudo mais aprofundado de fatores como: genótipos x locais, genótipo x ano, genótipo x ano x locais (Alliprandini et al, 1994).

Para estudo de interação genótipo x ambiente, há a necessidade de agrupar diversos experimentos conduzidos em anos ou locais distintos. Um pré-requisito para este procedimento é de que haja pouca variação no quadrado médio do resíduo de um ambiente para outro, sendo os experimentos considerados equivalentes. A variância do erro médio é a média dos quadrados médios residuais de todos os ambientes, ponderada pelos respectivos graus de liberdade. A principal limitação do uso de análise de variância para obter estimativas confiáveis de componentes genéticos e de interação genótipo x ambiente é de que a combinação de erros experimentais que são utilizados para o teste da hipótese de nulidade, considera que as diferenças genótípicas são as mesmas para todos os ambientes. Se a variância dos erros é heterogênea há dúvidas quanto a sua validade. Testes de produtividade realizados em diversos ambientes, quando analisados de maneira convencional, isto é, por análise de variância, fornecem boas informações a respeito de interações genótipo por ambiente, porém não proporcionam uma idéia da estabilidade destes genótipos através do

tempo e espaço. A regressão linear como método de análise de interação genótipo x ambiente, a média de todos os genótipos testados em um ambiente, produzem um índice de sua produtividade (Índice Ambiental). Individualmente a produção média de cada genótipo é plotado em um gráfico para cada ambiente testado, com seu respectivo índice ambiental, então é trocado uma regressão linear simples por estes pontos (Yates e Cochran, 1938). Esta metodologia foi ampliada por Finlay e Wilkinson (1963), refinada e adotada por vários autores (Eberhart e Russel, 1966; Verna, et al. 1978; Silva e Barreto, 1985).

Avaliação de cultivares em vários ambientes tem sido realizada em diversas espécies, para verificar seu comportamento frente a variações ambientais. O efeito da interação $G \times A$ e sua existência exige do melhorista estudo detalhado do comportamento das cultivares por meio da análise da estabilidade e adaptabilidade e, do ambiente. Neste último caso, procura-se identificar, entre os ambientes escolhidos, padrões de similaridades de respostas das cultivares, de forma poder avaliar o grau de representatividade dos ensaios na faixa de adaptação da cultura e tomar decisões quanto à exclusão de ambientes quando existirem problemas técnicos ou escassez de recursos. É realizada neste procedimento a estratificação de ambientes, ou seja, o estabelecimento de grupos ou subconjuntos, de ambientes em que a interação $G \times A$ seja não significativa. Também são apresentadas estimativas de medidas de dissimilaridade entre quaisquer pares de ambientes estudados e das correlações fenotípicas ou genotípicas obtidas para uma mesma característica avaliada em diferentes ambientes (Cruz e Carneiro, 2003).

Dois tipos de correlações tem sido estimados no melhoramento genético. O primeiro relaciona diferentes caracteres tomados em um mesmo indivíduo ou numa mesma parcela. O segundo relaciona uma mesma característica avaliada em vários ambientes e mensurada em diversos indivíduos ou parcelas, porém representativos dos mesmos genótipos. Neste último caso, apesar de a variável ser a mesma, considera-se para efeito de estimação,

ser diferentes características por ter sido tomadas em vários ambientes. Entretanto, algumas particularidades devem ser observadas, tornando processo de estimação da correlação distinto do primeiro caso. Estas relações têm sido úteis por quantificar a concordância do desempenho de vários genótipos sob diferentes condições ambientais, expressando, de forma indireta, o grau de interação entre genótipos e ambientes estudados (Cruz e Carneiro, 2003).

Métodos que utilizam variância ao invés de médias podem ser utilizados na detecção da interação entre genótipos e fatores ambientais. Sem a presença da interação entre genótipo e ambiente, a variância de família parental de linhagens e suas F_1 's são homogêneas e não deverão existir correlações entre médias e variância das famílias. A falha desse pressuposto é utilizada, principalmente para detectar interações entre genótipos e diferenças micro-ambientais (Cruz et al, 2004).

2.7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ALLARD, R.W. **Princípios do melhoramento genético das plantas**. São Paulo: Edgard Blucher, 1971. 381p.

ALLIPRANDINI, L. F.; TOLEDO, J. F. F. de.; FONSECA JUNIOR, N. S.; ALMEIDA, L. A. DE & KIIHL, R. A. S. Efeitos da interação genótipo x ambiente sobre a produtividade da soja no Estado do Paraná. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 29, n. 9, p. 1433-1444, 1994.

ALLIPRANDINI, L. F. **Estudo dos efeitos ambientais, estabilidade, adaptabilidade e ganho genético em linhagens de soja (*Glycine max* (L.) Merrill) no Estado do Paraná**. 1992. 122 f. Dissertação (Mestrado) - Universidade Estadual de Londrina, Londrina.

ARANTES, N. E. **Interação genótipo x ambiente e estudo de alternativas para seleção de variedades de soja (*Glycine max* (L.) Merrill)**, com base em testes regionais. Viçosa, 1979. 51p. Dissertação (Mestrado em Agronomia) – UFV, 1979.

BECKER, H.C.; LEÓN, J. Stability analysis in plant breeding. **Plant Breeding**, Berlin, v.101, p.1-23, 1988.

CARNEIRO, P. C. S. **Novas metodologias de análise de adaptabilidade e estabilidade de comportamento**. 1998. 168 f. Tese (Doutorado) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa.

CARVALHO, C.G.P.; Arias, C.A.A.; TOLEDO, J.F.F.; ALMEIDA, L.A.; KIIHL, R.A S. OLIVEIRA, M.F. Interação genótipo x ambiente no desempenho produtivo da soja no Paraná. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 37, n. 7, p. 989-1000, 2002.

CHAVES, L. J.; VENCOVSKY, R. & GERALDI, I. O. Modelo não linear aplicado ao estudo da interação genótipo x ambiente em milho. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 24, n. 2, p. 259-569, 1989.

CONAB – Companhia Nacional de abastecimento (2006) 1º Levantamento extra de grãos 2005/2006 – março/2006. Disponível em:< <http://www.conab.gov.br/> > Acesso em 23 de março de 2006.

CRUZ, C. D. **Programa GENES**: aplicativo computacional em genética e estatística. Viçosa, MG: UFV, 2001. 648 p.

CRUZ, C. D.; CANEIRO, P. C. S. **Modelos biométricos aplicados ao melhoramento genético**. Viçosa, MG: UFV, 2003.

CRUZ, C. D.; CASTOLDI, F. Decomposição da interação genótipos x ambientes em partes simples e complexa. **Revista Ceres**, Viçosa, MG, v. 38, p. 422-430, 1991.

CRUZ, C. D.; REGAZZI, A. J. **Modelos biométricos aplicados ao melhoramento genético**. Viçosa, MG: UFV, 1994. 390 p.

CRUZ, C. D.; REGAZZI, A. J.; Carneiro, P. C. S. **Modelos biométricos aplicados ao melhoramento genético**. – 3.ed. Viçosa, MG: UFV, 2004. 480 p.

DI MAURO, A.O.; CURCIOLI, V.B.; NÓBREGA, J.C.M.; BONATO, D.^a; SEDIYAMA, T.; Correlação entre medidas paramétricas e não paramétricas de estabilidade em soja. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.35, n.4 p.687-696, 2000.

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

EMBRAPA. **Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária**. CNPSoja. Departamento de Economia Rural. In: Cultivar, n. 49, p.34, 2003.

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

LIN, C. S. Grouping genotypes by a cluster method directly related to genotype-environment interaction mean square. **Theoretical and Applied Genetics**, Berlin, v. 62, p. 277-280, 1982.

MARIOTTI, J.A.; OYARZABAL, E.S.; OSA, J.M.; BULACIO, A.N.R.; ALMADA, G.H. Analisis de estabilidade y adaptabilidade de genótipos de caña de azucar. I. Interacciones dentro de una localidad experimental. **Rev. Agron. N.O. Argent.**, Argentina, v.13, n. 1-4, p. 405-12, 1976.

MURAKAMI, D.M. and CRUZ, C.D. Proposal of methodologies for environment stratification and analysis of genotype adaptability. **Crop Breeding and Applied Biotechnology**, Viçosa, v.4,n.1, p. 7 – 11. 2004.

PIMENTEL-GOMES, F. **Curso de estatística experimental**. 13. ed. São Paulo: Esalq, 1985. 467 p.

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

RAMALHO, M. A. P.; SANTOS, J. B.; ZIMMERMANN, M. J. O. **Genética quantitativa em plantas autógamas**: aplicações ao melhoramento do feijoeiro. Goiânia: UFG, 1993. 271 p.

RAMALHO, M.A.P.; FERREIRA D.F.; OLIVEIRA, A.C. **Experimentação em genética e melhoramento de plantas**. Lavras: UFLA, 2000.326p.

ROCHA, M. M. de; VELLO, N. A. Interação genótipo e locais para rendimento de grãos de linhagens de soja com diferentes ciclos de maturação. **Bragantia** vol. 58 n1, Campinas, 1999.

SILVA, J.G.C; BARRETO,J.N. Aplicação da regressão linear segmentada em estudo da interação genótipo x ambiente. In: **Simpósio de Experimentação Agrícola**, 1, Anais... Piracicaba: ESALQ, 1985. p.49-50.

SOLDINI, J. F. F. et al. **Interação genótipo x locais e correlações entre caracteres com ênfase na Produtividade de Óleo em Soja**. Piracicaba, 1993. Dissertação (Mestrado em Genética e melhoramento de Plantas) – ESALQ-USP, 1993.

TOLEDO, J. F. F. de; ALMEIDA, L. A. de; KIIHL, R. A. de S.; MENOSSO, O. G. Ganho genético em soja no Estado do Paraná, via melhoramento. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 35, n. 1, p. 89-94, 1990.

VENCOVSKY, R. & BARRIGA, P. **Genética biométrica no fito melhoramento. Ribeirão Preto**, Sociedade Brasileira de Genética, 1992.486p.

VERMA, M.M.; CHAHAL, G,S; MURTY,B.R. Limitations of conventional regression analysis, a proposed modification. **Theoretical and Applied Genetics**, v,53, p.89-91, 1978.

VERNETTI, F. de J. **Soja: Planta, Clima, Pragas, Moléstias e Invasoras**. Campinas: Fund. Cargill, 1983.

YATES. F.; COCHRAN. W g. The analysis of groups of experiments. **Journal of Agricultural Science**, Cambridge. v.28, p.556-580, 1938.

ANÁLISE DE FATORES E ESTRATIFICAÇÃO AMBIENTAL NA AVALIAÇÃO DA ADAPTABILIDADE DE SOJA⁽¹⁾

Osmair Mendonça⁽²⁾

Resumo – Com o objetivo de investigar a eficiência de diferentes métodos de estratificação ambiental, conhecer o grau de representatividade dos locais onde foram conduzidos os ensaios e realizar estudos de adaptabilidade e estabilidade das linhagens, foi conduzido ensaios de avaliação final de produtividade das linhagens de soja nos Estados do Paraná e Santa Catarina nos anos de 2000 a 2003, perfazendo um total de 15 ambientes. Foram utilizados, para estratificação ambiental os métodos tradicional de Lin, de porcentagem da interação G x A e análise de fatores. Para determinação da adaptabilidade e estabilidade das linhagens foi utilizada a metodologia clássica de Eberhart e Russell e de retas bissegmentadas de Cruz et al. Foram testados 21 genótipos pertencentes ao grupo de maturação semiprecoce. Os experimentos foram conduzidos no delineamento de blocos ao acaso, com três repetições. A comparação entre as metodologias foi efetuada considerando o caráter rendimento de grãos. Verificou-se que o método de análise de fatores associado ao de porcentagem da interação mostrou-se mais seletivo para estratificação ambiental e, segundo esses métodos, o local Abelardo Luz é distinto e não pode ser agrupado com nenhum outro local de ensaio estudado. O genótipo RB 605 foi considerado ideal pelos métodos avaliados dado seu alto rendimento de grãos e ampla faixa de adaptação, devendo ser, portanto, indicado para cultivo.

Termos para indexação: *Glycine max*, interação genótipo x ambiente, estabilidade genética, análise de fator, zoneamento ecológico.

⁽¹⁾ Aceito para publicação em _____ de _____ de _____.

⁽²⁾ Universidade Estadual de Londrina (UEL), Caixa Postal 6001, CEP 86051-990, Londrina, PR. E-mail: osmair@sercontel.com.br

Factor analysis and environmental stratification in the assessment of soybean adaptability.

Abstract – For final evaluation of soybean varieties productivity, essays were conducted in the States of Santa Catarina and Paraná from 2000 to 2003. A total of 15 environments were analyzed in order to investigate the efficiency of different methods of environment stratification, get to know the level of representativeness of the sites where essays were conducted, and carry out studies of adaptability and stability of the varieties. For environmental stratification were used the traditional Lin's method, percentage of G x A interaction and factor analysis. For determination of adaptability and stability of the varieties, the classic methodology of Eberhart and Russell and bisegmented double strands of Cruz et al were applied. 21 semi-early maturation varieties were tested. Trials were conducted through randomly delimiting blocks, with three repetitions. Comparisons between the applied methodologies were carried out taking grain yield into account. It was observed that the factor analysis method associated to interaction percentage is more selective for environmental stratification. According to these methods, the site Abelardo Luz is distinct from the others and can not be grouped with any other environment studied. The RB 605 genotype was found ideal by the applied methods due to its high level of grain yield and broad adaptation. Therefore, it should be indicated.

Index terms: *Glycine max*, genotype x environment interaction, genetic stability, factor analysis, ecological zoning.

INTRODUÇÃO

Em função da crescente demanda de alimentos, a agricultura moderna necessita de cultivares que, além de rendimento médio elevado, tenham boa estabilidade e adaptabilidade nos ambientes cultivados (Di Mauro, 2000). Para tal, realizam-se análises de adaptabilidade e estabilidade, tornando possível a identificação de cultivares de comportamento previsíveis e responsivos às variações ambientais. Atualmente existe mais de uma dezena de métodos para se avaliar o desempenho genotípico, utilizado mais freqüentemente no melhoramento de plantas (Cruz et al, 2004). A diferença entre eles encontra-se nos parâmetros adotados para a sua avaliação, nos procedimentos biométricos empregados para avaliá-lo (Vencovsky e Barriga, 1992) ou na informação ou detalhamento de sua análise (Cruz e Regazzi, 1997).

Mariotti et al. (1976) definem adaptabilidade como sendo a capacidade de genótipos responder vantajosamente à melhoria do ambiente e estabilidade refere-se a capacidade de os genótipos apresentarem comportamento altamente previsível em função das variações ambientais. Este conceito de estabilidade é por Morais (1980) como de comportamento e não fenotípica, entretanto, é o que interessa ao melhorista e está associado ao conceito de adaptabilidade, ou seja, a estabilidade de um cultivar determina a confiabilidade do parâmetro adaptabilidade estimada (Cruz e Carneiro, 2003).

Para Eberhart e Russell (1966) consideram como genótipo ideal aquele que apresenta alta produção média, coeficiente de regressão igual a 1,0 ($\beta_i=1$) e desvios da regressão tão pequenos quanto possível (S^2_{di}), e propõe o método que se baseia na análise de regressão linear, com dados não transformados (Cruz e Carneiro, 2003).

Nas análises de estabilidade e adaptabilidade, diversos modelos fundamentados em metodologias de regressão bissegmentada vem sendo amplamente

utilizados. A metodologia consiste na formação de grupos de ambientes favoráveis e desfavoráveis, onde são considerados responsivos a esses ambientes quando o índice for maior que um. Neste caso, o genótipo ideal é aquele que apresenta alta capacidade produtiva, pouco responsivo a ambientes desfavoráveis e altamente responsivo a ambientes favoráveis (Cruz et al, 2004).

Apesar da importância deste estudo, o critério de recomendação de cultivares pode basear-se apenas na produtividade média obtida nos ambientes testados. Essa estratégia tem sido bastante utilizada nos programas de melhoramento da soja no Paraná. Contudo, a indicação generalizada, sem considerar a existência de ambientes favoráveis e desfavoráveis, pode beneficiar ou prejudicar as cultivares com adaptação específicas a esses ambientes (Carneiro, 1998).

Devido ao elevado custo financeiro que demanda os ensaios de avaliações finais para testar os genótipos nos diversos ambientes e repeti-los em mais de um ano, torna-se fundamental identificar se há, entre os ambientes disponíveis, padrões similares de respostas de cultivares (estratificação ambiental), e se possível tomar decisões com relação à redução do número de ambientes quando existem problemas técnicos ou escassez de recursos. Dentre os métodos de estratificação ambiental citam-se aqueles que procuram formar subgrupos homogêneos, em que a interação seja não significativa, ou em outros casos, significativas, mas de natureza predominantemente simples (Cruz e Regazzi, 1997). Cruz e Castoldi (1991), definiram uma metodologia para formação de subgrupos contendo pares de ambientes, onde a interação $G \times A$ apresente uma natureza predominantemente simples, ou seja, onde as posições relativas dos genótipos de um ambiente para outro não sofram alterações relevantes ou que comprometam as recomendações dos cultivares. É razoável admitir que na análise de estratificação devem-se reunir ambientes que promovam

classificação genotípica similar, independentemente da qualidade ambiental (Cruz e Carneiro, 2003).

Tendo em vista as metodologias citadas e que são fundamentadas em regressão bissegmentada onde permitem a formação de dois subgrupos de ambientes, favoráveis e desfavoráveis, Murakami e Cruz (2004) propuseram metodologia que contempla a análise de adaptabilidade e estratificação pelo princípio da similaridade do desempenho genotípico baseada na técnica multivariada de análise de fatores. Esta técnica permite reduzir um grande número de variáveis originais observadas a um pequeno número de variáveis abstratas, os fatores. Desta forma cada fator reúne variáveis originais fortemente correlacionadas entre si, mas fracamente correlacionadas com as dos outros fatores.

Os objetivos deste trabalho foram investigar a eficiência de diferentes métodos de estratificação ambiental, conhecer o grau de representatividade dos locais onde são conduzidos os ensaios no Paraná e Abelardo Luz em Santa Catarina e realizar estudos de adaptabilidade e estabilidade das linhagens estudadas.

MATERIAL E MÉTODOS.

Foram analisados a produtividade de grão de soja obtidos nos ensaios de avaliação final de linhagens semiprecoce, conduzidos em Marilândia do Sul(lat. 23°50' e alt. 850m), Faxinal(24°00' e alt. 700m), Guarapuava(lat. 25°21' e alt. 1058m), Castro(lat. 24°47' e alt. 990m), Cascavel(lat. 24°57' e alt 750m), Palotina(lat. 24°18' e alt. 310m), Brasilândia do Sul(lat. 23°51' e alt. 400m), Centenário do Sul(lat. 22°50' e alt. 350m), no Estado do Paraná e Abelardo Luz(lat. 25°55' e alt. 930m) em Santa Catarina, nos anos agrícolas de 2000/2001, 2001/2002 e 2002/2003, onde incluíram-se apenas linhagens do grupo de maturação semiprecoce e testemunhas.

Os locais de instalação dos experimentos foram escolhidos com base nas adversidades e representatividade dos diferentes ecossistemas do Paraná e Santa Catarina (Silva Filho et al., 1987), levando em consideração também o tamanho e potencial do mercado representado pela região.

Nos anos agrícolas 2000/2001, 2001/2002 e 2002/2003 foram avaliados 17 linhagens do programa de melhoramento da Milenia Biotecnologia e Genética Ltda, utilizaram-se como testemunhas os cultivares Embrapa 48 e BRS 133 procedentes da Embrapa – Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária – Centro Nacional de Pesquisa de soja e os cultivares CD201 e CD202 de origem da COODETEC – Cooperativa Central de Pesquisa Agrícola num total de 21 tratamentos.

A data de semeadura dos ensaios variou com o ano e local sendo, Palotina, Centenário do Sul, Brasilândia do Sul e Cascavel no mês de outubro e Castro, Guarapuava, Marilândia do Sul, Faxinal e Abelardo Luz no mês de novembro.

O delineamento experimental utilizado foi o de blocos ao acaso, com três repetições. Cada parcela constitui-se de quatro linhas de cinco metros, com espaçamento de 0,45m. As duas linhas externas de cada parcela e 0,50m em cada extremidade das duas linhas centrais foram descartadas como bordadura. A densidade de plantas estabelecidas nos ensaios variou de 27 e 35 plantas por metro quadrado, prevalecendo populações maiores nos ensaios dos locais norte e noroeste do estado (Palotina, Brasilândia do Sul e Centenário do Sul).

A adubação, controle fitossanitário, e demais tratos culturais foram realizados de modo a manter as plantas sob condições ótimas de desenvolvimento.

O rendimento de grãos das parcelas foram transformados em kg ha^{-1} e corrigido para 13% de umidade.

A análise de variância para produtividade de grãos foi feita em cada local e ano e foi verificada a homogeneidade das variâncias residuais obtidas nas análises, para possibilitar a realização da análise conjunta dos locais.

Segundo Pimentel Gomes, (1985), pode-se considerar existir homogeneidade quando encontrar uma relação inferior a sete entre o menor e o maior quadrado médio residual.

A interação linhagens x ambientes foi quantificada estimando-se o componente de variância atribuído aos efeitos da interação por meio das análises de variância conjuntas (Cruz e Regazzi, 1997). A significância desse componente foi verificada pelo teste F.

O componente da variação atribuído aos efeitos da interação genótipo x ambientes, representados por σ_{ga}^2 , quantificado por meio de um sistema no qual se igualam os quadrados médios, obtidos em análises de variâncias, aos respectivos estimadores dos componentes de suas esperanças matemáticas.

Considerando os experimentos em blocos ao acaso, envolvendo G cultivares, avaliados em a ambientes, em relação a um determinado caráter, em que cada observação fenotípica pode ser descrita pelo seguinte modelo estatístico:

$$Y_{ijk} = \mu + G_i + A_j + GA_{ij} + B/A_{jk} + \varepsilon_{ijk}$$

em que:

μ : média geral;

G_i : efeito do i-ésimo genótipo ($i = 1, 2, \dots, g$);

A_j : efeito do j-ésimo ambiente ($j = 1, 2, \dots, a$);

GA_{ij} : efeito da interação de i-ésimo genótipo com o j-ésimo ambiente;

B/A_{jk} : efeito do k-ésimo bloco dentro do j-ésimo ambiente ($k = 1, 2, \dots, r$);

ε_{ijk} : erro aleatório.

Foi realizada a estratificação ambiental a cada ano com o intuito de estudar diferentes metodologias e eleger os ambientes similares. Para tanto se utilizou o método tradicional baseado no algoritmo de Lin (1982), o método de Cruz e Castoldi (1991) e o método de análise de fatores proposto por Murakami e Cruz (2004).

Foram feitas as verificações dos padrões de similaridade de respostas das linhagens nos vários ambientes, para fins de determinação do grau de representatividade dos locais na faixa de adaptação da soja no Paraná e Abelardo Luz – Santa Catarina, para tomar decisões com relação ao possível descarte de locais.

O comportamento da produtividade das linhagens testado foi avaliado e efetuado o estudo de adaptabilidade e estabilidade, através de duas metodologias apresentadas por Eberhart e Russel (1966) e Cruz et al (1989).

RESULTADOS E DISCUSSÃO.

Na análise de variância individual com exceção dos experimentos de Faxinal e Cascavel, as linhagens apresentaram comportamento distinto ($P < 0,01$) dentro de cada ambiente de estudo (Tabela 1). Os Coeficientes de variação oscilaram entre 8,74% (Ambiente 15) e 20,19 (Ambiente 12) com uma média de 13,73%, semelhante aos obtidos no ensaio de avaliação de linhagens de soja no Paraná por Carvalho et al (2002) que variou entre 9,15 e 13,53% e aos obtido por Di Mauro et al (2000) em ensaios de linhagens de soja em São Paulo, média de 11,20%, o que sugere boa precisão experimental.

As médias de rendimento de grão dos ensaios ficaram compreendidas entre 2678 kg ha⁻¹ (Ambiente 4) e 5833 kg ha⁻¹ (Ambiente 6), com média geral de 3585 kg ha⁻¹, superior a média no estado do Paraná de 2650 kg há⁻¹ (CONAB 2006), e as obtidas na avaliação do desempenho produtivo de linhagens de soja do grupo semiprecoce por Carvalho

et al (2002) onde a média foi de 2950 kg ha⁻¹. Com base nos índices ambientais (E), cinco ambientes foram classificados como favoráveis, enquanto 10 foram classificados como desfavoráveis.

Verificou se que a razão entre o maior e o menor valor para os quadrados médios do erro foi de 6,68 o que permite a análise conjunta dos dados, (Pimentel Gomes 1985) (Tabela 2). Banzato e Kronka (1989) também afirmam que numa razão menor que sete entre os dois valores acima, indica que há homogeneidade das variâncias residuais obtidas nas análises, possibilitando a realização da análise conjunta dos locais.

Na análise conjunta dos ensaios, foram considerados todos ambientes para os genótipos avaliados (Tabela 2). A partir da análise conjunta, foi constatado que a fonte de variação Genótipo foi significativa a 1% de probabilidade no conjunto dos ambientes. Foi, também verificada, alta significância para a fonte de variação ambientes, o que evidencia que os experimentos foram conduzidos em ambientes de contraste.

Foi verificada alta significância para o efeito da interação genótipos x ambientes ($P < 0,01$) indicando que os genótipos avaliados apresentaram um diferencial de desempenho em cada ambiente, ou seja, houve mudanças na magnitude das respostas do rendimento de grãos devido à variação ambiental, o que justifica a realização da estratificação ambiental.

Quando a interação G x A é significativa e não há alteração relevante na posição relativa dos genótipos avaliados, sua natureza é predominantemente simples. Cruz e Regazzi (1997) já sugeriram um aumento da estratificação do ambiente para formar subgrupos onde os pares apresentariam uma interação G x A de natureza predominantemente simples. Nesse caso a interação não afeta as recomendações dos cultivares e a mesma nos ambientes.

Análise segundo Eberhart e Russel.

Para Eberhart e Russel (1966) β_0 representa a média geral do genótipo, β_i o coeficiente de regressão, S^2_{di} os desvios da regressão e R^2 o coeficiente de determinação da regressão. O coeficiente da regressão β_i fornece indicativo do grau de adaptabilidade do genótipo i . Se $\beta_i = 1$, o genótipo associado tem desempenho diretamente proporcional à melhoria do ambiente, se relacionado com uma média alta indica elevada adaptabilidade a todos os ambientes, e se baixa, o genótipo tem baixa adaptabilidade aos vários ambientes; se $\beta_i > 1$ o genótipo possui uma elevada capacidade de responder vantajosamente às melhorias ambientais, e se $\beta_i < 1$ o genótipo relacionado é particularmente adaptado a ambientes desfavoráveis. Os desvios da regressão (S^2_{di}) permitem o estabelecimento de inferências sobre a estabilidade genotípica. Com isso, quando o desvio é não significativo o genótipo associado tem comportamento estável e previsível; quando os desvios são significativos, o genótipo relacionado tem comportamento instável e imprevisível. Outro parâmetro útil nesses estudos é o coeficiente de determinação (R^2), que expressa a adequação do modelo utilizado.

Na tabela 4 encontram-se os valores relativos aos parâmetros de adaptabilidade e de estabilidade de Eberhart e Russel, podendo-se verificar que I 910-1P e RB501 apresentaram coeficiente de regressão significativo e superior a unidade pelo teste t a 5% de probabilidade. Tal resultado sugere que essas linhagens possuem grande capacidade de explorar vantajosamente os estímulos ambientais favoráveis, embora as linhagens I910-1P e RB501 tenham apresentados desvios de regressão significativos, o que indica uma estabilidade baixa, a média de rendimento associada a esses genótipos também sugere que

eles não possuem boa adaptação aos ambientes estudados, pois produziram abaixo da média do grupo.

As linhagens I816–7P e I864–8, com coeficiente de regressão menor que a unidade, apresentaram-se adaptadas à ambientes desfavoráveis. Apesar disso, essas linhagens apresentaram desvios de regressão não-significativos e coeficiente de determinação de alta magnitude, mostrando-se serem estáveis e previsíveis.

Os demais genótipos apresentaram coeficientes de regressão não-significativos pelo teste t, o que os caracteriza como tendo desempenho diretamente proporcional à melhoria do ambiente.

Os demais genótipos Embrapa 48, BRS133, CD201, CD202, I816–4(M), I849–1P, I944–2P e RB605 apresentaram rendimentos superiores à média geral (3585 kg há⁻¹) sugerindo que possuem elevada adaptabilidade a todos ambientes. Além disso, apresentaram coeficiente de determinação de alta magnitude mostrando-se adequado ao modelo utilizado.

Os demais genótipos apresentaram produção abaixo da média geral, o que os caracteriza como de baixa adaptabilidade aos ambientes considerados.

Na mesma tabela observa-se ainda que os genótipos BRS133, CD201, CD202, I815–12P, I816–4(M), I834–2, I849–1P, I907–4P, I910–1P, I913–2P, I920–3, I935–1P, I944–2P, RB501 e RB605 apresentaram desvios de regressão significativos pelo teste F, sugerindo instabilidade e imprevisibilidade diante as alterações ambientais. Os demais genótipos estudados apresentaram desvios de regressão não significativos, o que indica estabilidade e previsibilidade de comportamento (Tabela 4).

Adaptabilidade e estabilidade por regressão bissegmentada.

Um genótipo ideal é aquele que apresente uma alta produtividade média (β_0), seja pouco responsivo em ambientes desfavoráveis ($\beta_i < 1$) e responsivo em ambientes favoráveis ($\beta_1 + \beta_2 > 1$) (Cruz e Regazzi, 1997); (Cruz e Carneiro 2003). Considerando esses parâmetros, destacam-se os genótipos I864-8, I935-1P e RB605 que se mostraram pouco responsivos nos ambientes desfavoráveis ($\beta_i < 1$), com destaque para RB605 que teve boa produtividade, acima de 3700 kg ha⁻¹ e foi altamente responsivo aos ambientes favoráveis ($\beta_1 + \beta_2 > 1$). O genótipo I864-8 apresentou variância dos desvios de regressão (S^2_{di}) não significativa o que indica alta estabilidade e adaptado à ambientes favoráveis ($\beta_1 + \beta_2 = 1$) e ainda pouco responsivo à ambientes desfavoráveis (Tabela 3). Embora I935-1P e RB505 apresentaram variâncias dos desvios da regressão (S^2_{di}) maior que zero, indicando baixa estabilidade tiveram alta produtividade nos ambientes favoráveis acima de 3700 kg há⁻¹ e R² acima de 75%, o que leva a inferir que somente (S^2_{di}) não deve ser o único fator que deva ser considerado em uma provável recomendação de cultivares.

CD202, I910-1P e RB501 tiveram responsividade boa a ambientes favoráveis ($\beta_1 + \beta_2 = 1$). CD202 apresentou adaptabilidade em ambiente desfavorável e estabilidade média respectivamente. I910-1P apresentou adaptabilidade média a ambiente desfavorável e pouco estável ($S^2_{di} > 0$). RB501 foi responsivo tanto a ambientes favoráveis quanto a ambientes desfavoráveis, apresentou coeficiente de determinação de 90%, porem baixa estabilidade ($S^2_{di} > 0$). Embora as linhagens I816-4(M), I834-2, I849-1P, I907-4P, I913-2P, I920-3 e I944-2P apresentaram baixa estabilidade ($S^2_{di} > 0$), com exceção do I944-2P, tiveram R² acima de 70% (Tabela 3).

Pela metodologia de Cruz et al (1989) o genótipo mais adaptado foi RB605, com rendimento de grãos superior a média do ensaio e pela excelente adaptação à ambientes

favoráveis ($\beta_1 + \beta_2 > 1$) e desfavoráveis ($\beta_i < 1$). Ainda com base nesses parâmetros, a linhagem I815–12P foi a menos adaptada ($\beta_1 + \beta_2 < 1$) e ($\beta_i > 1$) e instável ($S^2_{di} > 0$) (Tabela 3). Os demais genótipos apresentaram adaptabilidade média aos ambientes favoráveis e desfavoráveis e baixa estabilidade ($S^2_{di} > 0$). Os coeficientes de determinação R^2 , com exceção do I944–2P ($R^2 = 66\%$), foram considerados satisfatórios.

Análise de estratificação ambiental.

Através do método tradicional, baseado no algoritmo de Lin (1982), foi distribuído os ambientes em 6 grupos (Tabela 4). O grupo A foi composto pelos ambientes 12, 14 e 3 Guarapuava – 2002/2003, Guarapuava – 2000/2001 e Marilândia do Sul – 2002/2003 respectivamente. O ambiente 3 (Marilândia do Sul – 2002/2003) compôs o grupo B, juntamente com os ambientes 4 (Entre Rios – 2002/2003), 10 (Marilândia do Sul – 2001/2002), 9 (Faxinal - 2002/2003), 2 (Brasilândia do Sul – 2002/2003), 7 (Castro – 2002/2003), 8 (Centenário do Sul – 2002/2003) e 13 (Palotina – 2000/2001). O ambiente 4 (Entre Rios – 2002/2003) também compôs o grupo C juntamente com o ambiente 5 (Abelardo Luz – 2002/2003). O ambiente 13 (Palotina) juntamente com o ambiente 15 (Brasilândia do Sul – 2000/2001) integram o grupo D. Os ambientes 5 (Abelardo Luz) e 9 (Faxinal) também compuseram o grupo E. O ambiente 5 (Abelardo Luz) também foi agrupado com o ambiente 10 (Marilândia do Sul - 2001/2002).

Os ambientes 1 (Palotina - 2002/2003), 6 (Cascavel – 2002/2003) e 11 (Castro – 2001/2002) não se agruparam em nenhum dos grupos formados.

O índice ambiental não foi fator preponderante no agrupamento, visto que os grupos B, C, D, E e F apresentaram tanto ambientes favoráveis com desfavoráveis nas suas composições (Tabelas 3 e 1).

A alta influencia da porção complexa da interação G x A impediu que os demais ambientes (1, 6 e 11) viessem a compor os grupos formados ou dar origem a novos grupos.

Alguns autores como Cruz e Castoldi (1991) e Cruz e Regazzi (2001) já sugeriram um aumento da estratificação do ambiente para formar subgrupos onde os pares apresentariam uma interação G x E de natureza predominantemente simples. Nesse caso a interação não afeta as recomendações dos cultivares uma vez que a posição relativa dos cultivares é a mesma dentro dos ambientes.

De acordo com o método de Cruz e Castoldi (1991), das 105 combinações possíveis entre os 15 ambientes em estudo, apenas três apresentaram uma interação G x A com predominância de parte simples ($PS \% > 50$) e r acima de 0,50, sendo: 1x2 (Palotina x Brasilândia do Sul - ambos da safra 2002/2003), 4x10 (Entre Rios - 2002/2003 x Marilândia do Sul - 2001/2002) e 12x14 (Guarapuava - 2001/2002 x Guarapuava - 2000/2001) (Tabela 5).

O método de análise de fatores, diferentemente do método fundamentado em regressão bissegmentada que classificam os ambientes em apenas dois subgrupos, favoráveis ou desfavoráveis, permite a formação de um número de subgrupos bem maior. A razão é que a análise de fatores considera a similaridade dos ambientes pelo desempenho dos genótipos em vez da média de produção de cada ambiente. Na técnica proposta por Murakami e Cruz (2004) (Tabela 6), os cinco autovalores absorveram praticamente 78% da variação total. Assim, foi fixado o número final de cinco fatores para serem utilizados nos agrupamentos.

As comunalidades que correspondem à porção da variação do i -ésimo ambiente explicado pelos fatores de valores relativamente altos apresentados indicou uma boa qualidade de fatorização com uma pequena variação específica.

Somente o Ambiente 3 (Marilândia do Sul – 2002/2003), apresentou comunalidades abaixo de 0,64, que segundo Souza citado por Cruz e Carneiro (2003), valores de comunalidades superior a 0,64 tem sido aceitos como razoáveis, pois são equivalentes a ter-se uma correlação próxima de 0,80 entre a variável padronizada (X_j) e a parte comum que explica esta variável (Z_j).

O fator 1 permitiu o agrupamento dos ambientes 4 (Entre Rios - 2002/2003), 9 (Faxinal – 2002/2003) e 10 (Marilândia do Sul – 2001/2002), que tiveram cargas fatoriais acima de 0,80. Foi agrupado juntamente com o Ambiente 4 (Entre Rios – 2002/2003) e 9 (Faxinal – 2002/2003) o ambiente 10 (Marilândia do Sul – 2001/2002) mesmo o último sendo de safra anterior.

O fator 2 agrupou juntamente com o ambiente 13 (Palotina – 2000/2001) e 14 (Guarapuava – 2000/2001) incluiu-se o ambiente 12 (Guarapuava – 2001/2002), também com cargas fatoriais acima de 0,80. Neste caso foram agrupados três ambientes sendo dois na mesma localidade porem em safras distintas (Guarapuava 2000/2001 e 2001/2002). Podendo inferir que a similaridades entre os ambientes não foi afetada pelo desempenho dos genótipos nas diferentes safras. Entretanto, o ambiente 3 (Palotina) foi classificado como favorável de acordo com índices ambientais (E) (Tabela 1).

O fator 3 agrupou os ambientes 7 (Castro – 2002/2003) e 8 (Centenário do Sul – 2002/2003). O fator 4 agrupou os ambientes 1 (Palotina – 2002/ 2003) e 2 (Brasilândia do Sul – 2002/2003) e finalmente o ambiente 6 (Cascavel 2002/2003), permaneceu isolado no fator 5. A composição do fator 5 com apenas um ambiente, pode ser devido ao alto rendimento de grão percebido no ambiente referido.

Os ambientes 3 (Marilândia do Sul – 2002/2003), 5 (Abelardo Luz), 11 (Castro – 2001/2002) e 15 (Brasilândia do Sul – 2000/2001) não puderam ser associadas a quaisquer dos 5 fatores tendo seu peso fatorial um valor abaixo de 0,70. Desta forma, sugere que se trata de ambientes bem distintos, devendo mantê-los.

Palotina e Brasilândia do Sul, durante a safra 2002/2003, apresentaram alto percentual de parte simples (PS% = 74,4), enquanto que na safra 2000/2001 a maior porção atuante foi a de natureza complexa (PS% = 21,9) que, embora, foi agrupada no grupo D pelo método de Lin (1982), não ocorreu no método de fatorização proposto por Murakami e Cruz (2004).

Todos ambientes agrupados pela análise de fatores numa mesma safra, com exceção de Palotina e Brasilândia do Sul, apresentaram a maior parte da interação G x A de natureza predominantemente complexa, porém em todos os casos a correlação entre ambientes (r) foi maior que 0,5. Já quando consideramos o agrupamento entre ano - safras diferentes, observou-se que o agrupamento como Entre Rios – 2002/2003 e Marilândia do Sul 2001/2002 e Guarapuava – 2000/2001 e 2001/2002 apresentaram interação de natureza predominantemente simples.

Quanto ao ambiente 6 (Cascavel 2002/2003) que permaneceu isolado no fator 5 verificou-se que todas combinações possíveis de ambientes (Tabela 5) apresentou interação com alta predominância de parte complexa, evidenciando a possibilidade de interferência de fatores distintos, evidenciado pela alto rendimento médio do experimento.

Com exceção de Guarapuava, que foi agrupado nos três métodos estudados, inclusive com maior parte da interação predominantemente simples, os demais locais que se repetiram em mais de uma safra (Palotina 2000/20001 e 2002/2003; Brasilândia do Sul 2000/2001 e 2002/2003; Marilândia do Sul 2001/2002 e 2002/2003 e Castro 2001/2002 e 2002/2003), não foram agrupados nem pela análise de fatores nem pelo método de subgrupos

de Cruz e Castoldi, (1991), indicando distinção no desempenho dos genótipos nesses ambientes em função da variação de ano para ano nestes locais.

Foi possível verificar que a estratificação ambiental baseada em fatores (Tabela 6) permitiu minimizar os efeitos da interação G x A onde foi possível que ambiente favorável e desfavorável fossem reunidos no mesmo subgrupo. Isso é verificado na Tabela 6 onde o fator 3 reuniu Castro e Centenário do Sul, embora essas localidades apresentaram alto percentual da parte complexa (PS% = 38,4) da interação G x A mas a correlação entre os ambientes (r) foi superior a 50% (r = 0,61).

A análise de fatores agrupou maior número de ambientes que a análise baseada na correlação e percentagem da interação G x A.

Conclusões

A técnica de análise de fatores associada à metodologia baseada na correlação e percentagem da interação G x A mostrou-se mais seletiva no processo de estratificação ambiental em relação à metodologia tradicional de Lin.

Abelardo Luz, em Santa Catarina, foi considerado um local de ensaio distinto dos demais estudados conforme os métodos de agrupamento por fatores e a predominância do percentual de parte simples (PS%).

Através dos parâmetros obtidos pela análise de regressão bissegmentada e metodologia de Eberhart e Russel e pelo elevado rendimento de grãos, o genótipo RB605 foi considerado ideal, podendo ser indicado com ampla faixa de adaptação.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BANZATO D. A. & KRONKA, S. N. **Experimentação Agrícola**. Jaboticabal, FUNEP, 1989. 247 p.

CARNEIRO, P. C. S. **Novas metodologias de análise de adaptabilidade e estabilidade de comportamento**. 1998. 168 f. Tese (Doutorado) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa.

CARVALHO, C.G.P.; Arias, C.A.A.; TOLEDO, J.F.F.; ALMEIDA, L.A.; KIIHL, R.A S. OLIVEIRA, M.F. Interação genótipo x ambiente no desempenho produtivo da soja no Paraná. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 37, n. 7, p. 989-1000, 2002.

CONAB – Companhia Nacional de abastecimento (2006) 1º Levantamento extra de grãos 2005/2006 – março/2006. Disponível em:< <http://www.conab.gov.br/> > Acesso em 23 de março de 2006.

CRUZ, C. D. **Programa GENES**: aplicativo computacional em genética e estatística. Viçosa, MG; UFV, 2001. 648 p.

CRUZ, C. D.; CARNEIRO, P. C. S. **Modelos biométricos aplicados ao melhoramento genético**. Viçosa, MG; UFV, 2003.

CRUZ, C. D.; CASTOLDI, F. Decomposição da interação genótipos x ambientes em partes simples e complexa. **Revista Ceres**, Viçosa, MG, v. 38, p. 422-430, 1991.

CRUZ, C. D.; REGAZZI, A. J. **Modelos biométricos aplicados ao melhoramento genético**. Viçosa, MG; UFV, 1997. 390 p.

CRUZ, C. D.; REGAZZI, A. J. **Modelos biométricos aplicados ao melhoramento genético**. Viçosa, MG; UFV, 2001. 390 p.

CRUZ, C. D.; REGAZZI, A. J.; Carneiro, P. C. S. **Modelos biométricos aplicados ao melhoramento genético**. – 3.ed. Viçosa, MG: UFV, 2004. 480 p.

DI MAURO, A.O.; CURCIOLI,V.B.; NÓBREGA, J.C.M.; BONATO, D.^a; SEDIYAMA, T.;Correlação entre medidas paramétricas e não paramétricas de estabilidade em soja. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.35, n.4 p.687-696, 2000.

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

EMBRAPA. **Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária**. CNPSoja. Departamento de Economia Rural. In: Cultivar, n. 49, p.34, 2003.

LIN, C. S. Grouping genotypes by a cluster method directly related to genotype-environment interaction mean square. **Theoretical and Applied Genetics**, Berlin, v. 62, p. 277-280, 1982.

MARIOTTI, J.A.; OYARZABAL, E.S.; OSA, J.M.; BULACIO, A.N.R.; ALMADA, G.H. Analisis de estabilidade y adaptabilidade de genótipos de caña de azucar. I. Interacciones

dentro de una localidad experimental. **Rev. Agron. N.O. Argent.**, Argentina, v.13, n. 1-4, p. 405-12, 1976.

MORAIS, O.P. **Adaptabilidade, estabilidade de comportamento e correlações fenotípicas, genotípicas e de ambiente em variedades e linhagens de arroz (*Oryza sativa L.*)**. 1980. 70p. Dissertação (Mestrado) – Universidade *Federal* de Viçosa, Viçosa.

MURAKAMI, D.M. and CRUZ, C.D. Proposal of methodologies for environment stratification and analysis of genotype adaptability. **Crop Breeding and Applied Biotechnology**, Viçosa, v.4,n.1, p. 7 – 11. 2004.

PIMENTEL-GOMES, F. **Curso de estatística experimental**. 13. ed. São Paulo: Esalq, 1985. 467 p.

RAMALHO, M.A.P.; FERREIRA D.F.; OLIVEIRA, A.C. **Experimentação em genética e melhoramento de plantas**. Lavras: UFLA, 2000.326p.

ROCHA, M. M. de; VELLO, N. A. Interação genótipo e locais para rendimento de grãos de linhagens de soja com diferentes ciclos de maturação. **Bragantia**, Campinas, v. 58, n. 1, p. 69-81, 1999.

SILVA FILHO, P. M. da; KIIHL, R. A. de S.; YORINORI, J. T.; FONSECA JÚNIOR, N. S.; TERASAWA, F.; BOYE, R.; AGUIAR, C. Ensaio intermediário de avaliação de linhagens. In: EMBRAPA. Centro Nacional de Pesquisa de Soja (Londrina, PR). **Resultados de pesquisa de soja 1985/1986**. Londrina, 1987. p. 261-265. (Documentos, 20).

VENCOVSKY, R. & BARRIGA, P. **Genética biométrica no fitomelhoramento**. Ribeirão Preto, Sociedade Brasileira de Genética, 1992.486p.

Tabela 1. Codificação dos ambientes (Amb), localidade e anos de avaliação, qualidade de acordo com índices ambientais (E), quadrado médios dos tratamentos e do erro das análises de variância individuais (QM), média dos ensaios, coeficiente de variação ambiental (Cv_e%).

Amb	Localidades	Ano	E	¹ QM Tratamentos	Média kg/ha	CV _e %
1	Palotina	2002/2003	F	22,44**	3745	16,83
2	Brasilândia do Sul	2002/2003	D	3,45**	3335	10,06
3	Marilândia do Sul	2002/2003	D	4,96**	3133	14,53
4	Entre Rios	2002/2003	D	3,73**	2678	14,06
5	Abelardo Luz	2002/2003	F	8,30*	4154	15,89
6	Cascavel	2002/2003	F	8,18ns	5833	12,46
7	Castro	2002/2003	D	3,86*	3034	14,33
8	Centenário do Sul	2002/2003	F	4,87*	4085	11,72
9	Faxinal	2002/2003	D	3,10ns	3351	12,50
10	Marilândia do Sul	2001/2002	D	4,83**	3551	9,79
11	Castro	2001/2002	D	4,69**	3535	12,12
12	Guarapuava	2001/2002	D	13,40**	2956	20,19
13	Palotina	2000/2001	F	6,03*	4178	13,70
14	Guarapuava	2000/2001	D	10,51**	2990	19,01
15	Brasilândia do Sul	2000/2001	D	4,50**	3218	8,74

¹; QMT x 10⁵

**; Significativo a 1%, *; significativo a 5%; ns; não significativo pelo teste F (P>0,05)

Amb; codificação utilizada nos ambientes, para as análises

F e D; indica ambiente favorável e desfavorável, respectivamente, pelo método de regressão bissegmentada (Cruz et al., 1989)

Tabela 2. Resultados da análise de variância conjunta para todos os ambientes, referente à característica rendimento de grãos.

FV	GL	¹ QM
Blocos x Amb	28	9,55
Genotipos	20	22,08**
Ambientes	14	375,19**
Gen x Amb	280	6,05**
erro	600	2,54
Média		3585
CV _e (%)		14,05

¹; QMT x 10⁵

**; Significativo a 1% pelo teste F

Tabela 3. Produtividade média (β_{oi}) estimativa do coeficiente de regressão (β_{1i} , $\beta_{1i} + \beta_{2i}$), dos desvios da regressão (S^2_{di}) e coeficiente de determinação (R^2) dos 21 genótipos de soja estudados pelo método de Eberhart e Russel (1966) e Cruz et al (1989).

Cultivares	Eberhart & Russel (1966)				Cruz et.al (1989)					
	β_0	β_1	S^2_{di}	R^2	Desfav.	Favoráv.	β_1	$\beta_1 + \beta_2$	S^2_{di}	R^2
1 BR 48	3971	0,98ns	39,14ns	83	3484	4947	1,10ns	0,72ns	27,66ns	86
2 BRS 133	3820	1,12ns	252,74**	70	3267	4926	1,37**	0,59*	188,23**	78
3 CD 201	3753	1,01ns	85,08*	79	3382	4495	0,85ns	1,33ns	64,82ns	83
4 CD 202	3763	1,05ns	122,08**	77	3398	4492	0,81ns	1,56**	53,66ns	86
5 I 815 - 12P	3325	1,02ns	316,47**	62	2772	4430	1,41**	0,21**	131,22**	81
6 I 815 - 4P	3312	0,81ns	26,61ns	79	2968	4000	0,86ns	0,71ns	32,08ns	80
7 I 816 - 4(M)	3569	0,93ns	94,28*	76	3140	4428	1,04ns	0,70ns	90,79*	78
8 I 816 - 4(PI)	3865	1,02ns	56,67ns	83	3403	4790	1,10ns	0,86ns	59,24ns	84
9 I 816 - 7 P	3600	0,77*	-12,92ns	84	3280	4241	0,83ns	0,66ns	-11,27ns	85
10 I 834 - 2	3759	0,95ns	78,30*	78	3351	4577	0,98ns	0,88ns	90,31*	78
11 I 849 - 1P	3719	0,91ns	68,64*	78	3326	4505	0,95ns	0,84ns	79,49*	78
12 I 864 - 8	3680	0,79*	35,84ns	77	3400	4239	0,72*	0,95ns	37,54ns	78
13 I 907 - 4P	3251	1,10ns	75,22*	83	2841	4069	1,05ns	1,21ns	84,47*	83
14 I 910 - 1P	3420	1,20*	81,57*	85	2964	4334	1,11ns	1,39*	83,37*	86
15 I 913 - 2P	3446	1,00ns	120,36**	76	3080	4178	0,96ns	1,10ns	134,63**	76
16 I 920 - 3	3305	1,01ns	104,03**	78	2912	4091	0,99ns	1,05ns	119,25**	78
17 I 921-2 (PI)P	3509	1,09ns	48,76ns	85	3043	4441	1,18ns	0,91ns	48,57ns	86
18 I 935 - 1P	3230	0,94ns	175,73**	68	2980	3729	0,66**	1,53**	82,41**	81
19 I 944 - 2P	3656	0,92ns	213,48**	65	3257	4453	1,02ns	0,71ns	224,17**	66
20 RB 501	3508	1,39**	63,98*	89	2944	4636	1,33**	1,51**	71,77*	90
21 RB 605	3828	0,97ns	276,88**	62	3552	4380	0,67**	1,60**	176,00**	75

$S^2_{di} \times 10^3$

Tabela 4. Agrupamento dos 15 ambientes segundo o método proposto por Lin (1882).

Grupos	Ambientes	QMr	F cal	F tab(5%)
A	12, 14 e 3	95,47	1,13	1,41
B	4, 10, 9, 2, 3, 7, 8 e 13	99,27	1,17	1,23
C	4 e 5	100,63	1,19	1,58
D	13 e 15	111,27	1,32	1,58
E	5 e 9	127,61	1,51	1,58
F	5 e 10	129,45	1,53	1,58

QMR x 10^3

Tabela 5. Porcentagem de parte simples da interação G x A (PS%) e estimativas de correlações entre ambientes (r) de acordo com Cruz e Castoldi (1991) em ensaios de linhagens de soja.

Pares de Ambientes	r	PS %	Pares de Ambientes	r	PS %	Pares de Ambientes	r	PS %
1 x 2	0,64	74,4	3 x 12	0,54	46,4	7 x 9	0,29	16,3
1 x 3	0,11	29,5	3 x 13	0,22	12,3	7 x 10	0,22	12,3
1 x 4	0,17	40,1	3 x 14	0,60	46,2	7 x 11	-0,29	-13,1
1 x 5	0,08	15,9	3 x 15	-0,04	-1,9	7 x 12	-0,16	8,0
1 x 6	-0,08	7,3	4 x 5	0,54	42,2	7 x 13	0,29	18,5
1 x 7	0,36	51,1	4 x 6	0,31	25,2	7 x 14	-0,17	2,3
1 x 8	0,43	51,1	4 x 7	0,30	16,4	7 x 15	-0,29	-13,5
1 x 9	0,46	62,9	4 x 8	0,19	11,0	8 x 9	0,27	17,3
1 x 10	0,35	45,6	4 x 9	0,64	41,0	8 x 10	0,09	4,5
1 x 11	-0,30	8,7	4 x 10	0,82	59,3	8 x 11	-0,17	-8,2
1 x 12	-0,16	-4,7	4 x 11	0,03	2,4	8 x 12	-0,27	-2,4
1 x 13	0,20	29,9	4 x 12	0,31	36,5	8 x 13	0,05	3,0
1 x 14	-0,12	0,5	4 x 13	0,08	6,8	8 x 14	-0,25	-5,3
1 x 15	-0,32	8,9	4 x 14	0,27	28,2	8 x 15	-0,16	-7,6
2 x 3	0,33	20,1	4 x 15	-0,35	-16,0	9 x 10	0,69	48,6
2 x 4	0,37	20,7	5 x 6	0,36	20,2	9 x 11	-0,15	-5,2
2 x 5	0,12	15,4	5 x 7	-0,21	-3,8	9 x 12	0,24	36,0
2 x 6	0,07	12,3	5 x 8	-0,26	-9,3	9 x 13	0,22	17,7
2 x 7	0,19	10,4	5 x 9	0,37	33,6	9 x 14	0,24	30,6
2 x 8	0,42	25,8	5 x 10	0,42	28,6	9 x 15	-0,54	-22,8
2 x 9	0,51	30,4	5 x 11	0,02	5,0	10 x 11	-0,19	-9,0
2 x 10	0,51	32,1	5 x 12	0,21	14,1	10 x 12	0,29	28,7
2 x 11	-0,30	-13,1	5 x 13	0,07	5,0	10 x 13	0,22	12,5
2 x 12	0,01	19,9	5 x 14	0,23	13,3	10 x 14	0,28	23,2
2 x 13	0,24	17,0	5 x 15	-0,05	2,1	10 x 15	-0,33	-15,3
2 x 14	0,02	14,9	6 x 7	-0,23	-4,8	11 x 12	0,29	29,7
2 x 15	-0,20	-8,8	6 x 8	-0,15	-4,0	11 x 13	0,01	1,5
3 x 4	0,47	28,9	6 x 9	-0,02	9,7	11 x 14	0,27	23,0
3 x 5	0,37	24,5	6 x 10	0,02	4,2	11 x 15	-0,06	-3,0
3 x 6	0,18	12,6	6 x 11	0,00	3,6	12 x 13	0,45	35,6
3 x 7	0,09	5,6	6 x 12	0,49	33,0	12 x 14	0,98	88,2
3 x 8	0,07	3,4	6 x 13	0,03	2,7	12 x 15	0,28	29,9
3 x 9	0,41	26,9	6 x 14	0,44	26,1	13 x 14	0,50	34,7
3 x 10	0,49	28,7	6 x 15	0,35	24,5	13 x 15	0,37	21,9
3 x 11	-0,07	-3,3	7 x 8	0,61	38,4	14 x 15	0,29	25,3

Tabela 6. Estratificação ambiental através da análise de fatores e avaliação de 21 linhagens de soja em 15 ambientes no Paraná e Abelardo Luz em Santa Catarina.

Autovalor	% Acumulada	Ambientes	Cargas Fatoriais após Rotação					Comunalidades	
			Fator 1	Fator 2	Fator 3	Fator 4	Fator 5		
4,38	29,21	1 Palotina	2002/2003	0,2890	0,0190	0,2246	-0,7092	-0,2289	0,8135
3,41	51,94	2 Brasilândia do Sul	2002/2003	0,3986	0,1392	0,1720	-0,7035	-0,0275	0,8288
1,73	63,46	3 Marilândia do Sul	2002/2003	0,5280	0,4885	0,0293	-0,0686	0,1943	0,5819
1,26	71,88	4 Entre Rios	2002/2003	0,8778	0,0817	0,2017	0,0232	0,2964	0,9131
0,91	77,96	5 Abelardo Luz	2002/2003	0,5851	0,0310	-0,4557	-0,1173	0,3496	0,6976
0,83	83,46	6 Cascavel	2002/2003	0,0942	0,1929	-0,1236	0,0104	0,8803	0,9018
0,72	88,28	7 Castro	2002/2003	0,1646	0,0264	0,8474	-0,1632	-0,1404	0,8876
0,54	91,87	8 Centenário do Sul	2002/2003	0,0846	-0,1059	0,8453	-0,2624	-0,0005	0,8591
0,47	95,01	9 Faxinal	2002/2003	0,8040	0,1789	0,1388	-0,2636	-0,1767	0,7986
0,33	97,19	10 Marilândia do Sul	2001/2002	0,8130	0,2125	0,0201	-0,2762	-0,0225	0,8265
0,25	98,88	11 Castro	2001/2002	0,0661	0,1897	-0,1098	0,7390	-0,1884	0,8796
0,08	99,43	12 Guarapuava	2001/2002	0,2469	0,8281	-0,1435	0,2685	0,2871	0,9262
0,06	99,85	13 Palotina	2000/2001	-0,0565	0,8240	0,1394	-0,2623	-0,1368	0,8037
0,02	99,96	14 Guarapuava	2000/2001	0,2352	0,8660	-0,1596	0,2202	0,2398	0,9393
0,01	100	15 Brasilândia do Sul	2000/2001	-0,6432	0,4343	-0,1573	-0,0889	0,4668	0,8621