

DAYANNE MORAIS MENDONÇA

ADAPTABILIDADE E ESTABILIDADE DE CULTIVARES DE SOJA RR NAS  
REGIÕES SUDESTE, CENTRO-OESTE E NORDESTE DO BRASIL

Dissertação apresentada à Universidade Federal de  
Uberlândia como parte das exigências do Programa de Pós-  
graduação em Agronomia – Mestrado, área de concentração  
em Fitotecnia, para obtenção do título de Mestre.

APROVADA em 30 de Março de 2016

Prof. Dra. Ana Paula Oliveira Nogueira

Prof. Dr. Gabriel Mascarenhas Maciel

Dra. Flávia Fernandes Carneiro



Prof. Dra. Denise Garcia de Santana  
ICIAG-UFU  
(Orientadora)

UBERLÂNDIA  
MINAS GERAIS – BRASIL  
2016

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação (CIP)  
Sistema de Bibliotecas da UFU, MG, Brasil.

---

M539a Mendonça, Dayanne Morais, 1989  
2016 Adaptabilidade e estabilidade de cultivares de soja RR nas Regiões  
Sudeste, Centro-Oeste e Nordeste do Brasil [recurso eletrônico] /  
Dayanne Morais Mendonça. - 2016.

Orientadora: Denise Garcia de Santana.

Coorientadora: Ana Paula Oliveira Nogueira.

Dissertação (mestrado) - Universidade Federal de Uberlândia,  
Programa de Pós-Graduação em Agronomia.

Modo de acesso: Internet.

Disponível em: <http://dx.doi.org/10.14393/ufu.di.2018.828>

Inclui bibliografia.

Inclui ilustrações.

1. Agronomia. 2. Soja - Cultivo. 3. Análise multivariada. 4. Soja -  
Melhoramento genético. I. Santana, Denise Garcia de, (Orient.). II.  
Nogueira, Ana Paula Oliveira, (Coorient.). III. Universidade Federal de  
Uberlândia. Programa de Pós-Graduação em Agronomia. IV. Título.

---

CDU: 631

Angela Aparecida Vicentini Tzi Tziboy – CRB-6/947

DAYANNE MORAIS MENDONÇA

ADAPTABILIDADE E ESTABILIDADE DE CULTIVARES DE SOJA RR NAS  
REGIÕES SUDESTE, CENTRO-OESTE E NORDESTE DO BRASIL

Dissertação apresentada à Universidade Federal de  
Uberlândia como parte das exigências do Programa de Pós-  
graduação em Agronomia – Mestrado, área de concentração  
em Fitotecnia, para obtenção do título de Mestre.

Prof. Dra. Ana Paula Oliveira Nogueira

INGEB-UFU

Prof. Dr. Gabriel Mascarenhas Maciel

ICIAG-UFU

Dra. Flávia Fernandes Carneiro

SYNGENTA

Prof. Dra. Denise Garcia de Santana  
ICIAG-UFU  
(Orientadora)

Prof. Dra. Ana Paula Oliveira Nogueira  
INGEB-UFU  
(Co-orientadora)

UBERLÂNDIA  
MINAS GERAIS – BRASIL  
2016

*À minha mãe,  
Lucy de Fátima,  
e ao meu pai,  
Francisco de Mendonça,  
Guerreiros  
que moldaram meu caráter  
e me apoiaram em todos os dias!  
DEDICO.*

## AGRADECIMENTOS

A Deus, por me conceder coragem e determinação ao longo deste trabalho e por me oferecer uma família tão maravilhosa, como meu pai, sempre tão amoroso e que em todos os momentos esteve ao meu lado, e minha mãe – claro, a melhor! Eles me ensinaram a saber o que é amar, respeitar, educar, dentre outros atributos.

Às minhas irmãs, pelos conselhos e alegrias compartilhados, sempre.

Ao meu noivo, pela paciência e alegrias que juntos vivemos. Ele sempre me apoiou e me incentivou para concluir este trabalho.

Aos amigos, pela ajuda com diversas tarefas e conselhos, assim como aos familiares, por sempre me apoiarem.

À Prof. Dra. Ana Paula Oliveira Nogueira, pela dedicação e tempo destinados à execução deste trabalho, assim como pelo aprendizado que levo comigo durante esta jornada, repassados com sabedoria e paciência.

À Prof. Dra. Denise Garcia de Santana, por ter me permitido participar como aluna do mestrado na área de atuação dela, bem como pelo apoio, confiança e ensinamentos recebidos durante e após a graduação, que me permitiram alcançar os meus objetivos.

À Universidade Federal de Uberlândia (UFU) e ao Programa de Pós-graduação em Agronomia dessa instituição, pela oportunidade e suporte para prosseguir com os meus estudos.

Aos colegas da universidade, pelo companheirismo nos momentos de estudos e na conclusão do mestrado, em que sempre estavam dispostos a colaborar.

À empresa Syngenta, pelo apoio material e estrutural na condução dos ensaios; e ao melhorista Ivandro Bertan, pelas sugestões oferecidas.

Enfim, agradeço imensamente a todos que sempre me apoiaram para a conclusão deste trabalho.

## SUMÁRIO

RESUMO .....	i
ABSTRACT .....	ii
1. INTRODUÇÃO .....	1
2. REVISÃO DE LITERATURA .....	4
Origem e evolução da soja .....	4
Melhoramento de soja.....	4
Interação genótipos x ambientes.....	6
Adaptabilidade e estabilidade.....	7
Estratificação ambiental.....	12
3. MATERIAL E MÉTODOS .....	16
4. RESULTADOS E DISCUSSÃO .....	22
5. CONCLUSÕES.....	38
6. REFERÊNCIAS.....	39

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1. Municípios, dados georreferenciais, semeadura e colheita dos seis genótipos conduzidos na safra 2012/13. ....	16
Tabela 2. Média de produtividade de grãos ( $\text{kg ha}^{-1}$ ) de seis genótipos de soja cultivados na safra 2012/13 em 12 ambientes. ....	22
Tabela 3. Análise de variância conjunta de produtividade de grãos ( $\text{kg ha}^{-1}$ ) de seis genótipos de soja em 12 ambientes, nas regiões Centro-Oeste, Sudeste e Nordeste do Brasil.....	23
Tabela 4. Média de produtividade de grãos ( $\text{kg ha}^{-1}$ ) de seis genótipos de soja cultivados na safra 2012/13 em 12 ambientes. ....	24
Tabela 5. Porcentagem de parte simples (PS%) da interação genótipos x ambientes e estimativas de correlações fenotípicas ( $r_f$ ) e genotípicas ( $r_g$ ) nas 66 combinações possíveis entre os ambientes pela metodologia de Cruz e Castoldi (1991), do caractere produtividade de grãos de soja ( $\text{kg ha}^{-1}$ )......	25
Tabela 6. Parâmetros de estabilidade $QM_{(A/G_i)}$ estimados pelos métodos Wricke (1965), Tradicional (1976) e Plaisted e Peterson (1959) e média de produtividade de grãos ( $\text{kg ha}^{-1}$ ) para seis genótipos de soja avaliados em 12 ambientes.....	27
Tabela 7. Parâmetros de estabilidade e adaptabilidade estimados segundo a metodologia de Eberhart e Russell (1966) .....	29
e Lin e Binns (1988), para seis genótipos de soja avaliados em 12 ambientes. ....	29
Tabela 8. Percentagens individual (PI) e acumulada (PA) da soma de quadrados total (SQGxA) associada aos cinco primeiros eixos principais de interação (IPCAs) estimados por análise AMMI, para a produtividade de grãos de soja. ....	31
Tabela 9. Autovalor, valor percentual e porcentagem acumulada na análise de fatores realizada com seis genótipos de soja cultivados em 12 ambientes.....	35
Tabela 10. Descrição do índice ambiental para 12 ambientes, comunalidade e cargas fatoriais e finais resultantes da decomposição da produtividade em cada ambiente e fatores comuns e específicos. ....	36

## LISTA DE FIGURAS

**Figura 1** Biplot AMMI<sub>1</sub> para os dados de produtividade de grãos kg.ha<sup>-1</sup> de seis genótipos de soja (G1: BRS VALIOSA RR, G2: P98Y11, G3: P98Y51, G4: SYN1080, G5: SYN1279, G6: SYN9070). Safra 2012/13. .... 33

**Figura 2** Biplot AMMI<sub>2</sub> com os dois primeiros componentes principais de interação (IPCA<sub>1</sub> e IPCA<sub>2</sub>), para dados de produtividade de grãos kg.ha<sup>-1</sup> de seis genótipos de soja (G1: BRSVALIOSA, G2: P98Y11, G3: P98Y51, G4: SYN1080, G5: SYN1279, G6: SYN9070) e 12 ambientes (A1: Catalão-GO, A2: Chapadão-GO, A3: Correntina-BA, A4: Guaira-SP, A5: Mineiros-GO, A6: Montividiu-GO, A7: Planaltina-DF, A8: Santa Helena de Goiás-GO, A9: São Desidério-BA, A10: São Gabriel do Oeste-MS, A11: Uberlândia-MG, A12: Unai-MG). Safra 2012/13. .... 34

**Figura 3** Dispersão de genótipos em relação a eixos representativos de estratos ambientais. O fator 1 representa a região formada pelos ambientes Correntina, São Desidério e São Gabriel do Oeste, e o 2, a região formada por Mineiros e Unai (G1: BRSVALIOSA, G2: P98Y11, G3: P98Y51, G4: SYN1080, G5: SYN1279, G6: SYN9070)..... 36



## RESUMO

MENDONÇA, DAYANNE MORAIS. **Adaptabilidade e Estabilidade de Cultivares de Soja RR nas Regiões Sudeste, Centro-Oeste e Nordeste do Brasil.** 2016. Dissertação (Mestrado em Agronomia/Fitotecnia) – Universidade Federal de Uberlândia, Uberlândia.<sup>1</sup>

A soja (*Glycine max*) é uma importante oleaginosa amplamente adaptada aos climas tropicais e subtropicais do Brasil, com alto teor de proteína. Destaca-se sua expansão para as áreas das regiões Sudeste e Centro-Oeste, além da crescente utilização no Nordeste do país. O processo de seleção é frequentemente realizado a partir da avaliação do desempenho dos genótipos (G) em diferentes ambientes (A). Nesse sentido, é possível detectar a interação G x A, em razão das respostas diferenciais dos genótipos com a variação ambiental, o que pode dificultar a recomendação de cultivares. Dessa maneira, o objetivo do trabalho foi avaliar a magnitude da interação para produtividade de grãos e a sua consequência na adaptabilidade e estabilidade fenotípica de cultivares de soja RR nas regiões Sudeste, Centro-Oeste e Nordeste do Brasil, com base em metodologias que envolvem regressões lineares, não paramétricas e multivariadas, buscando uma complementariedade entre os métodos. Os dados de produtividade de grãos (kg ha<sup>-1</sup>) foram obtidos em seis cultivares (BRS VALIOSA, P98Y11, P98Y51, SYN1080, SYN1279 e SYN9070) avaliadas em 12 ambientes. Os experimentos foram conduzidos em Delineamento de Blocos Casualizados com três repetições na safra 2012/13. Realizaram-se análises de variâncias individuais e conjunta, e, uma vez detectada a interação, foram estudados alguns aspectos. São eles: a decomposição desta em partes simples; a adaptabilidade e estabilidade pelos métodos Tradicional, Plaisted e Peterson, Wricke, Eberhart e Russell, *Additive Main Effect and Multiplicative Interaction* (AMMI) e Lin e Binns, modificado por Carneiro; e a estratificação ambiental pela análise de fatores e AMMI. Os métodos Wricke, Plaisted e Peterson, Eberhart e Russel e Lin e Binns foram coerentes entre si na identificação de cultivares estáveis de soja cultivadas em 12 ambientes. As análises multivariadas permitiram o agrupamento dos ambientes de forma similar, em que o método AMMI foi superior ao modelo de análise de fatores, por indicar maior proporção da soma de quadrados da interação. Conclui-se que a interação para a produtividade de grãos de soja foi de natureza complexa, em que a cultivar SYN1279 apresentou adaptabilidade e estabilidade superiores, conforme as análises de variância, regressão linear, além de investigações não paramétricas e multivariadas.

**Palavras-chave:** produtividade de grãos, interação G x A, análise multivariada.

---

<sup>1</sup> Co-orientadora: Prof. Dr. Ana Paula Oliveira – UFU.

## ABSTRACT

MENDONÇA, DAYANNE MORAIS. **Adaptability and Stability of Soybean RR cultivars in the Southeast, Midwest and Northeast of Brazil.** 2016. Dissertation (Master's degree in Agronomy/Crop Sciences) – University of Federal de Uberlândia, Uberlândia.<sup>2</sup>

Soy (*Glycine max*) is an important oleaginous widely adapted to tropical and subtropical climates of Brazil, with high protein rate. It is noted the expansion to the areas of regions from Southeast and Midwest, as well as the increasing usage in Northeast. The selection process is often used to evaluate the performance of genotypes (G) in different environments (E). Therefore, it is possible to detect a G x E interaction, due to the differential responses of genotypes to environmental variation, which can complicate the recommendation of cultivars. Thus, the objective of this study was to evaluate the magnitude of the interaction for grain productivity and its consequence in the adaptability and phenotypic stability of soybean RR cultivars in Southeast, Midwest and Northeast Brazil, based on methodologies involving linear regression, non-parametric and multivariate analysis, aiming to a complementarity between the methods. The grain yield data (kg.ha<sup>-1</sup>) were obtained from six cultivars (BRS VALIOSA, P98Y11, P98Y51, SYN1080, SYN1279 e SYN9070) evaluated in 12 environments. The experiments were conducted in a randomized block design with three replications in season 2012/13. Analyses were performed for individual and joint variances, and, once detected the interaction, some aspects were studied. They are the decomposition of this interaction into simple parts; the adaptability and stability by methods like Traditional, Plaisted and Peterson, Wricke, Eberhart and Russell, Additive Main Effect and Multiplicative Interaction (AMMI) and Lin and Binns modified by Carneiro; and the environmental stratification by analysis of factors and AMMI. Wricke, Plaisted and Peterson, Eberhart and Russel and Lin and Binns methods were consistent with each other in identifying stable soybean cultivars grown in 12 environments. Multivariate analysis allowed grouping the environments in a similar way, in which AMMI method was higher than the model of analysis of factors, as it explains a greater proportion of the sum of squares of the interaction. It was concluded that the interaction for the soybean productivity was from a complex nature, in which the genotype SYN1279 showed superior performance and stability, according to the analysis of variance, linear regression, non-parametric and multivariate investigations.

**Keywords:** grain productivity, G x E interaction, multivariate analysis.

---

<sup>2</sup> Co-supervisor: Prof.Dr. Ana Paula Oliveira – UFU.

## 1. INTRODUÇÃO

A soja (*Glycine max* (L.) Merrill) é a leguminosa mais produzida no mundo, o que pode ser comprovado pela safra 2014/15, em que a produção mundial foi de 312 milhões de toneladas de grãos – nesse período, a produção brasileira foi estimada em 94 milhões de toneladas (USDA, 2015). É um grão versátil que dá origem a produtos e subprodutos bastante usados pela agroindústria e indústria química e de alimentos, a exemplo do óleo refinado (EMBRAPA, 2015). Essa espécie é rica em proteínas (aproximadamente 40%) e óleo (20%). No Brasil, os teores médios são de 38% de proteína e 19% de óleo (SEDIYAMA et al., 2009).

Em decorrência da melhor adaptabilidade na região Sul do país, em 1969, Rio Grande do Sul, Paraná e Santa Catarina foram responsáveis por 98% de toda a produção brasileira (CONAB, 2014). A partir dessa região, a cadeia produtiva da cultura adquiriu importância, ultrapassando os limites territoriais para os estados de solo ácido do Centro-Oeste, seguindo em direção ao Norte.

De fato, as características geográficas do centro-norte contribuíram para a rápida expansão e crescente incorporação do cerrado nos mercados nacional e internacional. Além das questões naturais, a soja avança no Centro-Oeste e no Nordeste em razão de diversos fatores econômicos e políticos (CUNHA; ESPÍNDOLA, 2015). Nas safras 2013/14 e 2014/15 das regiões Norte e Nordeste, foram cultivados 3.781 e 4.286 mil hectares, respectivamente – tais índices representam o dobro de área semeada, em comparação à safra 2008/09 (CONAB, 2015).

Nota-se que a espécie é cultivada em várias regiões do mundo, numa grande diversidade de ambientes, o que afeta a produtividade de grãos das variedades de soja devido à interação de genótipos por ambientes (G x A). Essa interação assume papel fundamental na manifestação fenotípica, devendo ser estimada e considerada na indicação de cultivares dos programas de melhoramento genético (PRADO et al., 2001; BURATTO et al., 2007; VASCONCELOS et al., 2015).

A interação G x A pode ser explorada a partir de genótipos específicos para cada ambiente ou por meio de cultivares com ampla adaptação e alta estabilidade. Isso favorece a identificação de variedades de comportamento previsíveis e que respindam às variações ambientais em condições específicas ou amplas (RAMALHO et al., 2012; CRUZ; REGAZZI CARNEIRO, 2014; GRUNVALD et al., 2008; MARQUES et al., 2011).

Para diminuir o efeito da interação, é necessária a condução dos experimentos no maior número possível de locais e anos, com o intuito de avaliar a magnitude e o possível impacto dela sobre a seleção e recomendação de cultivares. A fim de tornar essa recomendação mais segura possível, pesquisas detalhadas acerca da adaptabilidade e estabilidade das cultivares são imprescindíveis, assim como de seus caracteres importantes economicamente (SILVA; DUARTE, 2006).

Métodos estatísticos têm sido propostos e, a cada dia, novos procedimentos vêm sendo apresentados com o objetivo de melhor interpretar a interação (SILVA; DUARTE, 2006). Estudos dessa natureza são essenciais para o melhoramento de plantas, uma vez que fornecem informações sobre o comportamento de cada genótipo, frente às variações do ambiente (CRUZ, 2014).

Um levantamento dos últimos 15 anos apontou que, na década de 1990, os métodos de regressão linear propostos por Eberhart e Russell (1966) foram comumente utilizados para estudos de adaptabilidade e estabilidade fenotípica, mas alguns autores apresentaram críticas a esse método. Nesse caso, uma das limitações refere-se à não ocorrência de relacionamento linear entre o desempenho da cultivar e a média do ambiente, e tal metodologia não se mostrou satisfatória quando poucos ambientes com desempenhos discrepantes (muito acima ou abaixo da média) são analisados (CROSSA, 1990).

Em meados da década de 1990, o método AMMI começou a ser utilizado como alternativa às metodologias ora implementadas. Esse modelo pode ajudar tanto na identificação de genótipos de alta produtividade e amplamente adaptados como na realização do chamado zoneamento agrônômico, com fins de recomendação regionalizada e de seleção de locais-testes (GAUCH; ZOBEL, 1996).

No início do século XXI, autores passaram a abordar essa metodologia que vem sendo utilizada com sucesso na avaliação dos efeitos da interação  $G \times A$  (OLIVEIRA et al., 2003; SILVA; DUARTE, 2006; JEROMELA et al., 2011; SANTOS et al., 2012; YOKOMIZO et al., 2013; BRANQUINHO et al., 2014). A análise possibilita a representação gráfica dos genótipos e dos ambientes em um diagrama de dispersão multivariado (*biplot*), o que facilita a sumarização dos dados e a interpretação das relações de similaridade e de complementaridade entre (e dentro de) genótipos e ambientes (YAN, 2001; ASFAW et al., 2009; MARTINS et al., 2012; AMIRA et al., 2013; YOKOMIZO et al., 2013).

Outro modelo abordado a partir de 2005 foi o método centroide proposto por Rocha et al. (2005) que, assim como o AMMI, é baseado em metodologias gráficas. No entanto, enquanto a metodologia AMMI se baseia nas coordenadas de cultivares e de ambientes nos eixos dos Componentes Principais de Interação (IPACs), o modelo centroide é embasado na comparação de valores de distância cartesiana entre as variedades de quatro genótipos-referência designados como ideótipos, estabelecidos com base nos dados experimentais (ROCHA et al., 2005; NASCIMENTO et al., 2009; JEROMELA et al., 2011). Os ideótipos estabelecidos possuem valores médios em cada ambiente, dados por máxima adaptabilidade geral, máxima adaptabilidade específica a ambientes favoráveis, máxima adaptabilidade específica a ambientes desfavoráveis e mínima adaptabilidade (ROCHA et al., 2005; NASCIMENTO et al., 2009; JEROMELA et al., 2011).

Em 2009, Nascimento et al. (2009) propuseram alterações ao método centroide com a adição de três novos ideótipos, baseados na média adaptabilidade geral, média adaptabilidade específica a ambientes favoráveis e média adaptabilidade específica a ambientes desfavoráveis. A modificação proposta dá maior sentido biológico, e isso contribui para a melhoria da análise nos aspectos quantitativo e qualitativo.

Apesar da ampla abordagem recente dos modelos AMMI e centroide no caso de distribuições assimétricas, com possível presença de observações discrepantes (*outliers*), tais metodologias podem resultar em recomendações incorretas. Uma possível forma de tratar simultaneamente os problemas de assimetria e de presença de *outliers* se refere à regressão quantílica (RQ), que permite avaliar a simetria na distribuição dos valores fenotípicos. Diante da popularização do método RQ por meio de aplicações nas áreas de finanças, genômica e pecuária, entre outras, Barroso et al. (2015) propuseram seu uso nos estudos de adaptabilidade e estabilidade fenotípica.

Dessa maneira, o objetivo do trabalho foi avaliar a magnitude da interação genótipos x ambientes para a produtividade de grãos e a sua consequência na adaptabilidade e estabilidade fenotípica de cultivares de soja RR nas regiões Sudeste, Centro-Oeste e Nordeste do Brasil.

## 2. REVISÃO DE LITERATURA

### Origem e evolução da soja

A soja é uma espécie pertencente ao reino Plantae, divisão *Magnoliophyta*, classe *Magnoliopsida*, ordem *Fabales*, família *Fabaceae*, subfamília *Faboideae* espécie *Glycine max* e forma cultivada *Glycine max* (L.) Merrill. O gênero *Glycine* possui várias espécies originárias de regiões como África, Ásia oriental e Austrália. Existem relatos de que a domesticação teve início há cerca de 1.100 anos a.C, na região nordeste da China – a forma cultivada foi introduzida na Coreia e, posteriormente, no Japão. Em 1740, a soja foi introduzida na Europa e, em 1804, pela primeira vez citada nos Estados Unidos da América (EUA).

No Brasil, a primeira referência da espécie diz respeito ao ano de 1882, na Bahia. Em 1891, introduziram-se novas cultivares em Campinas-SP, onde apresentaram melhor desenvolvimento do que na Bahia. Nesse mesmo ano, a cultura foi introduzida no Rio Grande do Sul, iniciando assim o cultivo para produção comercial de grãos (BARROSO et al., 2009).

A expansão da cultura pelas diferentes regiões do país, visando à produção comercial, iniciou-se no Rio Grande do Sul e, atualmente, se encontra no Distrito Federal e nos estados de Santa Catarina, Paraná, São Paulo, Minas Gerais, Mato Grosso do Sul, Goiás, Mato Grosso, Maranhão, Piauí, Bahia, Roraima, Rondônia, Pará e Tocantins.

Nesses locais, a soja é cultivada sob diferentes condições ambientais. O crescimento da cultura em área e rendimento só tem sido possível devido à abertura de novas fronteiras e ao desenvolvimento de novas tecnologias em conjunto com o processo de melhoramento genético, que a cada ano disponibiliza novas cultivares ao produtor (BORÉM et al., 2015).

### Melhoramento de soja

Os programas de melhoramento genético contribuíram para o desenvolvimento de cultivares de alto rendimento e adaptadas às diferentes condições agroclimáticas do país (PRIOLLI et al., 2004). O fotoperíodo e a temperatura são importantes para a cultura da soja, por provocarem mudanças ao longo do seu ciclo (RODRIGUES et al., 2014). O primeiro, inclusive, é voltado a determinar a proporção relativa entre os estádios

vegetativos e reprodutivos da planta, uma vez que influencia diretamente a indução floral (SEDIYAMA, 2009).

A soja é classificada como uma espécie de dias curtos (noites longas), mas existe variabilidade genética de resposta às exigências fotoperiódicas. Durante a fase juvenil, ela não é induzida a florescer, mesmo quando submetida ao fotoperíodo indutivo bem curto, permitindo assim maior crescimento vegetativo. O controle do florescimento e conseqüentemente do porte da planta representa um fator básico a ser considerado no desenvolvimento de cultivares menos sensíveis às variações de data de semeadura e com adaptação em faixas de latitudes mais baixas (PRIOLLI et al., 2004).

Na região tradicional de cultivo, houve introduções de linhagens desenvolvidas no Sul dos EUA, com o posterior desenvolvimento de cultivares melhor adaptadas. Na região de expansão, os programas de melhoramento genético seguiram a estratégia de desenvolvimento de linhagens adaptadas às baixas latitudes, por meio da incorporação da característica de período juvenil longo (P JL) .Para o avanço do cultivo em regiões tropicais e subtropicais, esse aspecto foi imprescindível, dado que possibilitou o desenvolvimento de variedades adaptadas à maior parte das condições de cultivo no Brasil (ALMEIDA et al., 1999).

Nesse contexto, a soja com período juvenil longo foi introduzida no Brasil por meio de melhoramento genético, utilizando-se a linhagem PI240664 (KIIHL et al., 1983). Geralmente, essas cultivares atingem alturas adequadas em ampla época de semeadura, podendo ser cultivadas no período de inverno, desde que a umidade do solo e a temperatura não sejam limitantes. A maioria das variedades adaptadas à região Centro-Oeste do Brasil apresenta período juvenil longo (SEDIYAMA et al., 2009).

Constata-se que a seleção e a recomendação de genótipos mais produtivos são objetivos básicos dos programas de melhoramento genético de qualquer espécie cultivada (CARVALHO et al., 2002). Durante o processo seletivo para a obtenção de cultivares superiores em soja, as características relacionadas a ciclo, arquitetura da planta, tolerância ao acamamento e indeiscência da vagem também são focos dos programas de melhoramento (ASSIS et al., 2015).

Assim como a obtenção de novas cultivares, a alta produtividade, a estabilidade de produção e a ampla adaptação agrônômica são os aspectos de maior interesse para o melhorista. A estabilidade de produção exige a incorporação de genes para resistência a fatores bióticos e abióticos, assim como para adaptação a condições edafoclimáticas

limitantes, fazendo com que a cultivar tolere condições adversas que possam prejudicar a produtividade (ALMEIDA et al., 1999).

Estudos sobre a variabilidade genética em soja têm demonstrado que o germoplasma brasileiro, por exemplo, provém de poucas linhagens ancestrais. Ele origina a base genética estreita da cultura, o que tem refletido em considerável uniformidade genética entre as cultivares presentes no mercado (PRIOLLI et al., 2004).

As variedades melhoradas, com potencial genético para obtenção de altas produtividades, com ampla adaptabilidade e resistência a fatores bióticos e abióticos, são responsáveis por um dos principais fatores que potencializam o setor produtivo. O uso de novas cultivares melhoradas tem proporcionado ganhos genéticos de cerca de 1,38% ao ano (EMBRAPA, 2013). Como exemplo de variedades melhoradas, têm-se as plantas transgênicas também denominadas como organismos geneticamente modificados (OGMs).

### **Interação genótipos x ambientes**

Durante a fase final do desenvolvimento de linhagens de soja são realizados os ensaios preliminares, intermediários, finais e os ensaios de Valor de Cultivo e Uso (VCU) em vários locais e anos. Nestes, a produtividade de grãos e outras características quantitativas de importância agrônômica são avaliadas. A partir dos dados coletados nos experimentos, realizam-se estudos de interação de genótipos por ambientes, seguidos de adaptabilidade e estabilidade. Essas análises auxiliam os melhoristas na avaliação e no conhecimento das cultivares de ampla adaptação, estáveis e que respondam às melhorias das condições ambientais (NOGUEIRA et al., 2015).

Como mencionado anteriormente, a elevada produtividade é um dos principais objetivos dos programas de melhoramento, e, embora as características de produtividade sejam influenciadas por um *pool* de genes, as melhores performances dos genótipos dependem sempre das condições ambientais, resultando em forte interação. A estratégia para reduzir essa interação se baseia na seleção de variedades, considerando estabilidade de produção em diferentes locais, com vistas a discriminar cultivares adaptáveis a ambientes favoráveis e desfavoráveis (SANTOS et al., 2012).

Na produtividade de grãos, o fenótipo a ser obtido depende do genótipo, do ambiente e da interação de ambos. Ao considerar as inúmeras variações ambientais a que a soja é comumente submetida no Brasil, espera-se que a interação assumira papel



fundamental na manifestação fenotípica, devendo ser estimada e considerada no programa de melhoramento genético (PRADO et al., 2001).

Quando duas cultivares são concordantes em dois ambientes distintos, a interação é denominada simples, e, quando elas possuem comportamentos diversos, tem-se uma interação complexa. Ao analisar um número maior de ambientes e de variedades, a presença de interação complexa frequentemente indica a existência de cultivares especificamente adaptadas a ambientes particulares, bem como de outras com adaptação mais ampla, mas nem sempre com alto potencial produtivo. Como maneiras de atenuar os efeitos da interação, pode-se identificar as variedades específicas para cada ambiente e zoneamento agrícola ou com maior estabilidade fenotípica (RAMALHO et al., 2012).

### **Adaptabilidade e estabilidade**

As variedades de soja apresentam diferentes produtividades de grãos, sobretudo quando são cultivadas em distintas regiões de cultivo. No entanto, verifica-se frequentemente que algumas delas, embora não apresentem elevada produtividade de grãos em todos os ambientes, têm um desempenho médio satisfatório que supera as demais cultivares, em que há boa estabilidade. Na indicação de variedades, portanto, deve-se dar preferência àquelas que possuem máximas produtividades de grãos, e que, na média de diferentes ambientes, como época de semeadura, fertilidade do solo, distribuição de chuvas e outros, a produtividade de grãos seja elevada (SEDIYAMA et al., 2009).

Nesse entremeio, diferentes metodologias têm sido propostas para o estudo da estabilidade: Plaisted e Peterson (1959), Finaly e Wilkinson (1963), Wricke (1965), Eberhart e Russel (1966), Perkins e Jinks (1968), Freeman e Perkins (1971), Tai (1971), Tradicional (1976), Verma et al. (1978), Silva e Barreto (1986), AMMI (ZOBEL et al., 1988), Cruz et al. (1989), Huhn (1990), Toler (1990), Annicchiarico (1992), Lin e Binns (1988) modificado por Cruz e Carneiro (2003) e Centroide (NASCIMENTO et al., 2009). A diferença entre os métodos origina-se nos próprios conceitos da estabilidade e nos procedimentos biométricos empregados para medi-la (SILVA; DUARTE, 2006; PRADO et al., 2011; RODRIGUES et al., 2014).

O método de Plaisted e Peterson (1959) consiste na obtenção das estimativas dos parâmetros de estabilidade, sendo necessárias análises de variâncias entre cada par de genótipos. Para o estimador de estabilidade (ecovalidade) pelo método de Wricke, (1965),

o material genético mais estável é o que apresenta menor estimativa de estabilidade, ou seja, o genótipo com menor contribuição para a interação genótipos x ambientes (PRADO et al., 2011). Nesse caso, a metodologia identifica a cultivar de desempenho superior, considerando sua média geral, e aquela de comportamento mais previsível, em função das variações temporárias proporcionadas pelo ambiente.

Em estudos de comparação de metodologias, Duarte (1988) assevera que o método Wricke (1965), com base em um parâmetro, apenas, é pouco informativo e oferece menor segurança à recomendação de cultivares do que o de análise de regressão de Eberhart e Russel (1966). A aplicação de procedimentos de regressão linear tem alcançado grande popularidade (EBERHART & RUSSELL, 1966; CRUZ et al., 1989; SILVA, 1995; OLIVEIRA et al., 2003). Os métodos clássicos de Finlay e Wilkinson (1963) e Eberhart e Russell (1966), baseados na análise de regressão linear, foram comumente utilizados na década de 1990 (PIANA et al., 1999).

Enquanto isso, o método de Finlay e Wilkinson (1963) consiste na análise de regressão linear simples do rendimento médio de cada genótipo em relação à média de todos os genótipos, no intervalo de ambientes de condução do experimento. Diante disso, utilizam-se dois parâmetros para caracterizar a estabilidade e a adaptabilidade de um genótipo: o coeficiente de regressão e o rendimento médio. Para Eberhart e Russell (1966), a cultivar ideal possui produção média alta, coeficiente de regressão igual à unidade e desvio de regressão pequeno, que tem resposta positiva à melhoria das condições ambientais e comportamento altamente previsível.

Ambas as metodologias de análises de adaptabilidade e estabilidade são baseadas em análise de regressão linear simples. A adaptabilidade refere-se à capacidade de os genótipos aproveitarem vantajosamente o estímulo do ambiente, classificando-se em genótipos com adaptabilidade geral ou ampla, com  $\beta_{1i}$  igual a 1; genótipos com adaptabilidade específica a ambientes favoráveis, com  $\beta_{1i}$  maior que 1; e genótipos com adaptabilidade específica a ambientes desfavoráveis, com  $\beta_{1i}$  menor que 1. Enquanto isso, a estabilidade refere-se à capacidade de os genótipos mostrarem comportamento altamente previsível em função do estímulo do ambiente, sendo avaliada pelo componente de variância atribuído aos desvios da regressão ( $\sigma_{di}^2$ ); os genótipos com estabilidade ou previsibilidade alta, com  $\sigma_{di}^2$  igual a 0; e genótipos com estabilidade ou previsibilidade baixa, com  $\sigma_{di}^2$  maior que 0 (CRUZ; CARNEIRO, 2014).

Eberhart e Russell (1966) consideram que uma linhagem com coeficiente de regressão superior a 1,0 tem comportamento consistentemente melhor em ambientes favoráveis, enquanto uma que apresenta coeficiente de regressão inferior a 1,0 é tida como de desempenho relativamente melhor em ambientes desfavoráveis. A magnitude relativa e a significância da variância dos desvios da regressão proporcionam uma estimativa da previsibilidade da linhagem (CRUZ; CARNEIRO, 2014). Críticas aos métodos de avaliação da estabilidade, baseada no desvio da regressão, se devem ao fato de o desvio da regressão indicar o ajuste dos dados à equação obtida, ao invés da maior ou menor estabilidade da cultivar (LIN et al., 1986).

Outras críticas à metodologia de Eberhart e Russell (1966) são sinalizadas, como a não independência entre a variável que mede o índice ambiental ( $I_j$ ) e a produtividade da cultivar  $y_{ij}$ . A segunda limitação concerne à não ocorrência de um relacionamento linear entre o desempenho da cultivar e a média do ambiente; logo, há a necessidade de um bom ajustamento à regressão linear; e o terceiro problema ocorre quando são incluídos nas análises alguns ambientes com desempenhos discrepantes, isto é, muito acima ou abaixo da média. A adaptação do genótipo pode ser devida, sobretudo, ao seu desempenho naqueles ambientes extremos, o que provavelmente mascararia os resultados (CROSSA, 1990).

Alguns estudos têm mostrado que parte razoável dos genótipos não tem comportamentos satisfatoriamente explicados pelos métodos de regressão linear (ZOBEL et al., 1988; DUARTE; ZIMMERMAN, 1994). Uma metodologia de aplicação mais recente, que também permite inferências dessa natureza, diz respeito ao modelo de efeitos principais aditivos e interação multiplicativa (análise AMMI). Ela pode ajudar tanto na identificação de genótipos de alta produtividade e largamente adaptados como na realização do chamado zoneamento agrônômico, com fins de recomendação regionalizada e de seleção de locais-testes (GAUCH; ZOBEL, 1996).

A análise AMMI apresenta melhor qualidade nas predições de respostas fenotípicas do que os métodos tradicionais, sobretudo quando o padrão da interação G x A é captado apenas pelo primeiro termo multiplicativo do modelo (OLIVEIRA et al., 2003). Como vantagens desse método, há uma análise mais detalhada da interação G x A; a garantia da seleção de genótipos, capitalizando suas interações positivas com os ambientes; a existência de estimativas mais precisas das respostas genotípicas; e a fácil interpretação gráfica dos resultados nos chamados biplots (representação gráfica

simultânea dos genótipos e do ambiente). Essa análise decompõe a soma de quadrados original (SQGxA) em uma porção denominada padrão e em outra chamada de ruído na interação G x A (Zobel et al., 1988).

Métodos não paramétricos, como os desenvolvidos por Lin e Binns (1988), Carneiro (1998) e Rocha et al. (2005), também são comumente empregados (NASCIMENTO et al., 2009). Lin e Binns (1988) propuseram uma metodologia que permite identificar quais variedades se aproximam do máximo na maioria dos ambientes. Nesse caso, determina-se para cada cultivar a variância ou o quadrado médio ( $P_i$ ), tendo como referência o valor máximo em cada ambiente. Essa metodologia foi modificada por Carneiro (1998), em que se sugeriu a decomposição do estimador  $P_i$  nas partes devidas a ambientes favoráveis e desfavoráveis.

Tais modificações trouxeram vantagens ao método, como maior facilidade na interpretação e particularização da recomendação das cultivares a grupos de ambientes favoráveis e desfavoráveis. Além disso, contempla-se o genótipo desejado, já que os genótipos de média alta e constante em ambientes desfavoráveis e com capacidade de resposta à melhoria da condição ambiental são classificados – essa metodologia foi eleita, por muitos autores, como a que melhor classificou e discriminou o conjunto de genótipos (MURAKAMI et al., 2004; AMORIM et al., 2006; CARGNIN et al., 2008; FRANCESCHI, 2010).

O método centroide (ROCHA et al., 2005) visa facilitar a recomendação de cultivares, pois permite o direcionamento dos genótipos no que tange à variação ambiental; dispensa a análise de vários parâmetros, como a que ocorre nos métodos baseados em regressão; e não possibilita a duplicidade de interpretação observada na metodologia de Lin e Binns (1988).

Ademais, o método centroide consiste na comparação de valores de distância cartesiana entre os genótipos e quatro genótipos-referência, designados como ideótipos. Estes, por sua vez, são estabelecidos com base nos dados experimentais, com o intuito de representarem os genótipos de máxima adaptabilidade geral e específica a ambientes favoráveis ou desfavoráveis, assim como os de mínima adaptabilidade (NASCIMENTO et al., 2009).

Apesar da grande facilidade de recomendação proporcionada pelo método centroide, ele tem como pressuposto a existência de cultivares com desempenho elevado em determinado ambiente e baixo em outro. Esse fato não considera a possibilidade de

existência de variedades com desempenho alto e médio ou baixo e médio (NASCIMENTO et al., 2009).

Dessa maneira, Nascimento et al. (2009) propuseram a modificação do método original de Rocha et al. (2005), com a adição de três novos ideótipos (centroides), cujos valores médios para cada ambiente seriam dados por ideótipos com média adaptabilidade geral, média adaptabilidade específica a ambientes favoráveis e média adaptabilidade específica a ambientes desfavoráveis, em que os conceitos de adaptabilidade e estabilidade na metodologia proposta são diferentes dos outros citados na literatura.

Os genótipos de máxima e média adaptação específica não são aqueles que apresentam bom desempenho nos grupos de ambientes favoráveis ou desfavoráveis, mas sim os que possuem valores máximos ou médios para determinado grupo de ambientes (favoráveis e desfavoráveis) e mínimo para o outro conjunto. A alteração do método mantém a facilidade de interpretação dos resultados para a recomendação dos genótipos presentes no método original e não possibilita a duplicidade de interpretação (NASCIMENTO et al., 2009).

Embora haja inúmeras metodologias para as análises de adaptabilidade e da estabilidade fenotípica, como as baseadas em análise de variância (PLAISTED; PETERSON, 1959; ANNICCHIARICO, 1992), regressão linear simples (EBERHART; RUSSEL, 1966), não paramétrica (LIN; BINNS, 1988) e centroide (NASCIMENTO et al., 2009), nenhuma delas contempla, de forma conjunta, os problemas relacionados às distribuições assimétricas dos valores fenotípicos e à presença de observações discrepantes (*outliers*) (BARROSO et al., 2015).

Por conseguinte, uma nova metodologia que utiliza a Regressão Quantílica (RQ) apresenta resultados iguais ou superiores aos métodos tradicionais ora avaliados. De acordo com essa metodologia, para avaliar a interação de forma eficiente, é importante verificar a simetria na distribuição dos valores fenotípicos, devendo ser usada no caso de distribuições assimétricas.

O parâmetro de adaptabilidade foi estimado por meio de funções quantílicas, com valores de quantil estimados ( $r$ ) em 0,25, 0,50, e 0,75. Esses índices foram escolhidos para obter a explicação mais adequada sobre a relação entre variação ambiental e resposta fenotípica. Para distribuições simétricas, na presença de *outliers*, deve-se utilizar a RQ com valor de quantil ( $r$ ) de 0,50; na ausência desses *outliers*, pode-se empregar tanto a metodologia de Eberhart e Russel quanto a RQ ( $r = 0,50$ ); e para assimétricas, indica-se

o uso da RQ com  $r = 0,25$  (assimetria à direita) e  $r = 0,75$  (assimetria à esquerda) (BARROSO et al., 2015).

### **Estratificação ambiental**

Devido ao elevado custo financeiro requerido pelos ensaios de avaliações finais, é fundamental identificar se há, entre os ambientes disponíveis, padrões similares de respostas de genótipos por meio das técnicas de estratificação ambiental. Assim, torna-se possível uma eventual redução no número de ambientes quando existem problemas técnicos ou escassez de recursos (MENDONÇA et al., 2007). Define-se como estrato ambiental um grupo de locais (contínuos ou não) pertencentes à mesma região de cultivo, dentro da qual a interação é pequena ou não significativa (GAUCH JÚNIOR; ZOBEL, 1996).

Na fase final do desenvolvimento de novas cultivares, é necessário o uso de vários locais-testes. Entretanto, é possível que parte dessas localidades apresente características ecológicas semelhantes e que sua interação com o genótipo seja semelhante. Os trabalhos sobre interação em soja (PRADO et al., 2001; OLIVEIRA et al., 2003; TOLEDO et al., 2006; MENDONÇA et al., 2007; BARROSO et al., 2010; VASCONCELOS et al., 2010) se direcionam, em sua maioria, à avaliação da adaptabilidade e estabilidade fenotípica de cultivares, e uma parte menor é dirigida à estratificação de ambientes ou ao zoneamento ecológico (BRANQUINHO et al., 2014). Entre os métodos de estratificação ambiental, citam-se os que procuram formar subgrupos homogêneos, em que a interação seja não significativa (LIN, 1982) ou significativa, mas de natureza predominantemente simples (CRUZ; CASTOLDI, 2014).

A metodologia proposta por Lin (1982) estima a soma dos quadrados para a interação entre genótipos e pares de ambientes e, após, agrupar os ambientes cuja interação é não significativa pelo teste  $F$ , avalia a possibilidade de inclusão de um terceiro ambiente em determinado grupo (CRUZ; REGAZZI; CARNEIRO, 2014).

Quando a interação é significativa entre pares de ambientes, pode-se utilizar o método de Cruz e Castoldi (1991) (PEREIRA et al., 2010). Nele, procura-se quantificar o percentual da parte simples atuante (PS%) da interação, em que as posições relativas dos genótipos de um ambiente para outro não sofrem alterações relevantes ou comprometem as recomendações dos genótipos (MENDONÇA et al., 2007).

Uma pesquisa sobre a estratificação de ambientes de cultivo de milho (*Zea mays* L.) nos estados do Paraná, Minas Gerais e Bahia, por diferentes métodos de estratificação

(tradicional de Lin, dissimilaridade ambiental, decomposição da interação genótipo x ambiente em partes simples e complexa e análise de fatores) aplicados em 48 híbridos experimentais de milho, avaliados em 11 ambientes de cultivo, demonstrou diferenças nas metodologias empregadas. Os métodos de estratificação ambiental baseados em análise de fatores e de decomposição da interação em partes simples e complexa são mais rigorosos nesse processo do que os métodos tradicional de Lin e de dissimilaridade ambiental (RIBEIRO et al., 2011).

Ao estudarem 27 híbridos de milho (*Zea mays* L.) em 22 ambientes no Paraná, a técnica baseada em análise de fatores, aliada ao método proposto por Cruz e Castoldi, também se mostrou mais eficiente no processo de estratificação ambiental. Ela permite agrupamentos entre ambientes altamente correlacionados, o que não acontece com o método tradicional de Lin (GARBUGLIO et al., 2007).

Existem também técnicas de análises multivariadas, cada qual com uma finalidade específica (YAN et al., 2000). Dentre as metodologias multivariadas utilizadas na estratificação ambiental, a análise de fatores (GARBUGLIO et al., 2007; MENDONÇA et al., 2007; RIBEIRO et al., 2011) e a AMMI (JEROMELA et al., 2011) vêm sendo discutidas. Vale ressaltar que a primeira permite reduzir o número elevado de variáveis originais a uma pequena quantidade de variáveis abstratas, também chamadas de fatores (CRUZ; CARNEIRO, 2014). Cada fator agrupa um conjunto de ambientes altamente correlacionados entre si e fracamente correlacionados com os ambientes agrupados nos demais fatores (GARBUGLIO et al., 2007).

Os estudos de adaptabilidade, estabilidade e de estratificação ambiental vêm sendo realizados de forma dissociada. Murakami e Cruz (2004) propuseram um método que contempla, simultaneamente, a análise de adaptabilidade e de estratificação ambiental por meio do princípio da similaridade da performance fenotípica, baseada na técnica da análise de fatores. Por mais que o conhecimento e a utilização de informações sobre fatores ambientais associados à produção vegetal sejam importantes, Gauch (1996) discorre que as avaliações de similaridade ambiental, com base nos efeitos da interação  $G \times A$ , são mais confiáveis que aquelas fundamentadas apenas nesses fatores, sem considerar os seus impactos sobre a interação.

Nesses termos, o modelo fatorial pressupõe que cada variável de resposta pode ser expressa por uma combinação linear de fatores comuns, além do erro. Pesquisas sobre a adaptabilidade e a estabilidade, com base na análise de fatores, são realizadas graficamente por meio de escores. Desse modo são traçados eixos paralelos, tomando-se

as médias dos escores, com a finalidade de estabelecer quatro quadrantes: nos quadrantes II e IV estarão os genótipos com adaptabilidade específica à região determinada pelo fator; no quadrante I estarão os genótipos de adaptabilidade ampla que apresentam escores altos para os ambientes agrupados nos dois fatores, simultaneamente; e no quadrante III estarão os genótipos de baixa performance, passíveis de não indicação de cultivo para os ambientes em estudo (CRUZ; CARNEIRO, 2014).

Quando se deseja realizar a estratificação ambiental por meio da análise de fatores, deve-se interpretar o significado de cada fator e avaliar o interesse por ele. O agrupamento de ambientes é feito a partir das informações sobre a magnitude das cargas fatoriais finais, sendo estas maiores ou iguais a 0,70 – em valor absoluto, indicam ambientes com altas correlações e são agrupadas dentro de cada fator. Cargas fatoriais com valores baixos ( $< 0,5$ ) mostram que o respectivo ambiente não deve pertencer ao grupo; e cargas fatoriais com valores intermediários não garantem nenhuma definição de agrupamento (CRUZ; CARNEIRO, 2014).

Antecipadamente à obtenção das cargas fatoriais que permitirão identificar o melhor agrupamento de ambientes, é preciso estabelecer o número de fatores a serem analisados. O número de fatores finais pode ser admitido como igual ao número de autovalores maiores ou iguais a 1,0. No entanto, nos casos em que a proporção da variabilidade explicada pelos autovalores maiores que 1,0 for baixa, podem ser considerados mais fatores até que se atinja uma proporção adequada da variabilidade, geralmente próxima a 80% da variação total (CRUZ; CARNEIRO, 2014).

Nesses termos, a análise AMMI é uma combinação de análise de variância (ANOVA) e componentes principais (IPCA), de modo que o estudo da variabilidade da interação é dada por meio de componentes principais. A utilização do gráfico biplot da análise facilita a interpretação da interação, e cultivares que são mais semelhantes entre si ficam mais próximos na dispersão gráfica. O mesmo acontece para os ambientes (MALOSETTI; RIBAUT; EEUWIJK, 2013): aqueles que pertencem ao mesmo grupo são semelhantes; com isso, pode-se selecionar um dos ambientes pertencentes ao mesmo grupo para testes posteriores (RAMALHO et al., 2012).

Convém salientar que, quando a interação é bem capturada pelo primeiro componente principal AMMI, os gráficos resultantes dessa abordagem descrevem as respostas adaptativas dos genótipos de forma mais simples e clara (MIRANDA et al., 2009). Assim, a técnica a ser aplicada irá depender do objetivo do pesquisador em relação aos seus dados. Algumas metodologias são utilizadas para predizer, outras para otimizar,



e há ainda aquelas voltadas a sumarizar – cada uma com seus respectivos métodos e aplicabilidades (YAN et al., 2000).

### 3. MATERIAL E MÉTODOS

Os experimentos foram instalados na safra agrícola 2012/13 em 12 municípios de São Paulo, Goiás, Distrito Federal, Mato Grosso do Sul e Bahia, sendo avaliada a característica de produtividade de grãos ( $\text{kg ha}^{-1}$ ). Os ambientes, os dados georreferenciais, as datas de semeio e as colheitas estão descritos na Tabela 1.

Tabela 1. Municípios, dados georreferenciais, semeadura e colheita dos seis genótipos conduzidos na safra 2012/13.

<b>Ambientes</b>	<b>Altitude (m)</b>	<b>Latitude (unidade)</b>	<b>Longitude (unidade)</b>	<b>Data de Semeadura</b>	<b>Data de Colheita</b>
Catalão-GO	981	193,06	479,78	08/11/2012	05/03/2013
Chapadão do Céu-GO	725	182,42	523,25	23/10/2012	20/02/2013
Mineiros-GO	912	174,00	527,02	27/10/2012	25/02/2013
Montividiu-GO	809	173,32	513,14	04/11/2012	01/03/2013
Santa H. de Goiás-GO	567	175,68	506,09	23/10/2012	18/02/2013
Unaí-MG	1017	161,93	485,71	15/11/2012	07/11/2013
Planaltina-DF	1185	165,38	475,22	18/11/2012	18/03/2013
Uberlândia-MG	901	186,22	480,86	11/11/2012	09/03/2013
Guaíra-SP	517	201,90	481,83	20/11/2012	20/03/2013
Correntina-BA	939	134,01	461,08	20/11/2012	15/03/2013
São Desidério-BA	497	122,15	445,82	30/11/2012	25/03/2013
São Gabriel do Oeste-MS	658	192,34	543,36	15/10/2012	10/02/2013

Antes da implementação dos experimentos, foram coletadas amostras de solo visando às análises químicas e físicas para fins de recomendação de calagem e adubação. Realizou-se a dessecação prévia dos campos entre 10 e 15 dias anteriores ao semeio utilizando-se o herbicida glifosato; ademais, o preparo do solo foi feito a partir da aração e gradagem, e, antes da semeadura, a área foi sulcada e adubada conforme a análise do solo em que se padronizou o manejo adotado nos diferentes ambientes.

O tratamento de sementes foi feito com o fungicida Maxim XL (100 mL por 100 kg sementes) e o inseticida Cruiser 350FS (200 mL por 100 kg sementes). Utilizou-se a semeadora de cone com oito linhas, com espaçamento de 0,5 m entre as linhas. Nos 12 ambientes, a semeadura dos seis cultivares RR foi em Delineamento de Blocos Casualizados com três repetições, os quais fazem parte de programas de melhoramento genético da Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (EMBRAPA) (BRSVÁLIOISA), Dupont Pioneer (P98Y11, P98Y51) e Syngenta (SYN1080, SYN1279

e SYN9070). A parcela experimental foi representada por quatro linhas de 5 m de comprimento, sendo as duas linhas centrais vistas como a parcela útil.

Nesse sentido, o controle de plantas infestantes, insetos e patógenos ocorreu quando necessário, de acordo com o monitoramento de cada área. Realizou-se a colheita com uma colhedora automotriz, adaptada para a colheita de parcelas. O peso e a umidade foram obtidos por um sistema de balança e por um determinador de umidade instalados na colhedora. Obteve-se a produtividade a partir das parcelas úteis, transformadas para  $\text{kg ha}^{-1}$  e com a umidade corrigida para 12%.

Com o objetivo de avaliar a variabilidade entre as cultivares e a precisão experimental, inicialmente foram realizadas as análises de variâncias individuais. Antes da análise de variância conjunta, compararam-se as magnitudes dos quadrados médios dos erros máximos e mínimos, como sugerido por Pimentel-Gomes (2000) e Cruz et al. (2014), visando verificar a homogeneidade das variâncias. A análise conjunta considera os genótipos e ambientes como efeitos fixos, e as análises de variâncias foram feitas por meio do *software* Genes (CRUZ, 2013).

A significância da interação genótipo x ambiente (GxA) para a produtividade de grãos ( $\text{kg ha}^{-1}$ ) na safra 2012/13 foi estimada pelo seguinte modelo:

$$y_{ijk} = \mu + B / A_{jk} + G_i + A_j + GA_{ij} + \varepsilon_{ijk}$$
$$i = 1, 2, 3, \dots, g \quad j = 1, 2, 3, \dots, a \quad k = 1, 2, 3, \dots, r \quad (1)$$

Em que:  $\mu$  é a média geral;  $B / A_{jk}$  refere-se ao efeito do bloco dentro do ambiente;  $G_i$  é o efeito médio do i-ésimo genótipo;  $A_j$  é o j-ésimo ambiente;  $GA_{ij}$  é a interação dos efeitos de genótipo x ambiente; e  $\varepsilon_{ijk}$  é o erro associado ao i-ésimo genótipo, j-ésimo ambiente.

Uma vez detectada a interação G x A, procedeu-se à decomposição em partes simples pela metodologia de Cruz e Castoldi (1991) e, posteriormente, estudou-se a adaptabilidade e estabilidade por meio dos métodos: Tradicional (OLIVEIRA, 1976), Plaisted e Peterson (1959), Wricke (1965), Eberhart e Russel (1966), AMMI (ZOBEL et al., 1988), Lin e Binns (1988) modificado por Cruz e Carneiro (2003), estratificação ambiental pelo AMMI (ZOBEL et al., 1988) e análise de fatores (MURAKAMI; CRUZ, 2004).

As análises foram realizadas por meio de programas computacionais como Genes (CRUZ, 2013) e Estabilidade (UNIVERSIDADE FEDERAL DE LAVRAS, 2000). Estimaram-se as correlações fenotípicas e genotípicas entre os pares de ambiente.

O coeficiente de correlação fenotípico entre os pares de ambientes foi estimado pela seguinte expressão:

$$r_f = \frac{COV(y_{ij}, y_{ij'})}{\sqrt{\hat{V}(y_j)\hat{V}(y_{j'})}} \quad (2)$$

Em que:  $COV(y_{ij}, y_{ij'})$  é a covariância fenotípica da produtividade de grãos (kg ha<sup>-1</sup>) de soja avaliada nos ambientes  $j$  e  $j'$ ;  $\hat{V}(y_j)$  e  $\hat{V}(y_{j'})$  são as variâncias fenotípicas da produtividade de grãos (kg ha<sup>-1</sup>) de soja nos ambiente  $j$  e  $j'$ ;

O coeficiente de correlação genotípico foi estimado por meio desta expressão:

$$r_g = \frac{\hat{\phi}_g(jj')}{\hat{\phi}_g(jj') + \hat{\phi}_{ga}(jj')} \quad (3)$$

Em que  $\hat{\phi}_g(jj')$  e  $\hat{\phi}_{ga}(jj')$  são as variabilidades genética e da interação, respectivamente, da produtividade de grãos de soja (kg ha<sup>-1</sup>) entre os ambientes  $j$  e  $j'$ .

Para a utilização do método Tradicional (OLIVEIRA, 1976), o estimador do parâmetro de estabilidade foi:

$$QM_{(A/G_i)} = \frac{r}{(a-1)} \left[ \sum_{j=1}^a y_{ij}^2 - \frac{(y_i.)^2}{a} \right] \quad (4)$$

Em que:  $y_{ij}^2$  é a média do genótipo  $i$  no ambiente  $j$ ;  $r$  é o número de repetições associado ao genótipo;  $y_i.$  é a média do genótipo  $i$ ; e  $a$  é o número de ambientes.

No método de Plaisted e Peterson (1959), o estimador que descreve a estabilidade ( $\theta$ ) é a média aritmética dos componentes da variância da interação entre pares de genótipos x ambientes que envolve um determinado genótipo, ou seja:

$$\hat{\theta}_i = \frac{1}{g-1} \left[ \sum_{i=1}^g \hat{\sigma}_{(ga)_{ii'}}^2 \right] (i \neq i') \quad (5)$$

Em que:  $\hat{\sigma}_{(ga)_{ii'}}^2$  corresponde ao componente de variância da interação entre pares de genótipos x ambientes estimado por ANOVA, a partir da análise conjunta de

todos os ambientes, e um par de genótipos que envolve o genótipo  $i$ , sendo  $g$  o número de genótipos.

Para a obtenção das estimativas dos parâmetros de estabilidade, são necessárias análises de variâncias entre cada par de genótipos. A estatística de estabilidade proposta por Wricke (1965) tem como parâmetro a ecovalência e é estimada ao se decompor a soma de quadrados da interação genótipos x ambientes nas partes devidas a genótipos isolados. A partição é feita por meio da estatística  $\omega_i$ , dada por:

$$\omega_i = r \sum_j (y_{ij} - \bar{y}_{i.} - \bar{y}_{.j} + \bar{y}_{..})^2 \quad (6)$$

Em que:  $y_{ij}$  é a produtividade de grãos do genótipo  $i$  e ambiente  $j$ ;  $\bar{y}_{i.}$  é a média de produtividade do genótipo  $i$ ;  $\bar{y}_{.j}$  é a média do ambiente  $j$ ;  $\bar{y}_{..}$  é a média da produtividade geral.

O método de Eberhart e Russel (1966) usa na avaliação individual dos genótipos a produtividade média, o seu coeficiente de regressão ( $\beta_i$ ) e a variância dos desvios dessa regressão ( $\hat{\sigma}_{di}^2$ ). Os respectivos estimadores são dados por:

$$\bar{y}_{i.} = \frac{\sum_{j=1}^a y_{ij}}{a}; \hat{\beta}_i = \frac{\sum_{j=1}^a y_{ij} I_j}{\sum_{j=1}^a I_j^2}$$

$$\text{Em que: } I_j = \frac{\sum_{j=1}^a y_{ij}}{g} - \frac{\sum_{i=1}^g \sum_{j=1}^a y_{ij}}{ag} \quad (7)$$

$$(I_j = \text{índice ambiental}); \hat{\sigma}_{di}^2 = \frac{\left[ \sum_j y_{ij}^2 - (\sum_j y_{ij})^2 / a \right] - (\sum_j y_{ij} I_j)^2 / \sum_j I_j^2}{a - 2}$$

Em que  $\hat{\sigma}_{di}^2$  é a variância dos desvios da regressão linear estimada pelos valores fenotípicos de cada genótipo (média do genótipo em cada ambiente), em função dos índices ambientais (I).

No método proposto por Lin e Binns (1988), para estimar a adaptabilidade e a estabilidade é empregado o quadrado médio da distância entre a média do genótipo e a resposta média máxima obtida no ambiente. Essa medida de superioridade é obtida por meio da seguinte expressão:

$$P_i = \frac{\sum_{j=1}^a (y_{ij} - M_j)^2}{2a} \quad (8)$$

Em que  $y_j$  é a produtividade máxima entre todos os genótipos no  $j$ -ésimo ambiente.

O parâmetro estimado pelo método é uma medida relativa a um genótipo ideal, de adaptabilidade geral, cujo coeficiente de regressão é igual ou próximo à unidade. Para que a recomendação de determinado genótipo seja realizada tanto para ambientes favoráveis quanto desfavoráveis, isto é, ambientes em que há emprego de alta e baixa tecnologia, Carneiro (1998) sugeriu a decomposição do estimador  $P_i$  do método de Lin e Binns (1988) nas partes devidas a ambientes favoráveis e desfavoráveis em relação à reta bissegmentada.

Nesse sentido, o parâmetro  $P_i$  foi denominado como medida de adaptabilidade e estabilidade de comportamento (MAEC) e se refere ao desempenho e comportamento diante de variações ambientais. Dessa forma, para os ambientes favoráveis com índice ambiental positivo, incluindo o valor zero, o parâmetro MAEC seria dado por:

$$(9) P_{ifav} = \frac{\sum_{j=1}^f (y_{ij} - y_j)^2}{2f}.$$

Da mesma maneira, para os ambientes desfavoráveis com índice ambiental negativo, esse parâmetro seria dado por:  $P_{idesf} = \frac{\sum_{j=1}^d (y_{ij} - y_j)^2}{2d}$

Logo, torna-se ideal um material com o menor  $P_i$  possível, em que a maior parte desse valor seja atribuída ao desvio genético.

A análise AMMI, proposta inicialmente por Mendel (1971), é um tipo de metodologia que permite um detalhamento maior sobre a soma de quadrados da interação. Essa técnica considera modelos aditivos para os efeitos principais:  $G_i$  e ambientes,  $A_j$ ;

e multiplicativos para os efeitos da interação,  $GA_{ij}$  (MALOSETTI; RIBAUT; EEUWUK, 2013). Assim, a resposta média do genótipo  $i$  em um ambiente  $j$  é dada por:

$$\bar{y}_{ij} = \mu + g_i + a_j + \sum_{c=1}^q \sqrt{\lambda_c \alpha_{ic} \gamma_{jc}} + \delta_{ij} + \bar{e}_{ij} \quad (10)$$

Em que:  $\bar{y}_{ij}$  é a média observada para a produtividade de grãos de soja ( $\text{kg ha}^{-1}$ ), do genótipo  $i$  no ambiente  $j$ ;  $\mu$  é a média geral;  $g_i$  é o efeito do genótipo  $i$ ;  $a_j$  é o efeito do ambiente  $j$ ;  $\lambda_c$  é o autovalor do  $c$ -ésimo componente principal relacionado à interação G x A;  $\alpha_{ic}$  é o autovalor do  $c$ -ésimo componente principal relacionado ao genótipo  $i$ ;  $\gamma_{jc}$  é o autovalor do  $c$ -ésimo componente principal relacionado ao ambiente  $j$ ;  $\delta_{ij}$  é o resíduo ou ruído não explicado pelos componentes principais;  $\bar{e}_{ij}$  é o erro experimental médio, sendo  $\bar{e}_{ij} \sim N(0; V_e/r)$  –  $r$  é o número de repetições.

O índice  $c$  varia de 1 a  $q$ , sendo  $q = \text{mínimo}(g-1; a-1)$ . O valor de  $q$  corresponde ao posto da matriz de interação G x A.

Diante disso, o modelo de análise fatorial pressupõe que cada variável pode ser expressa por uma combinação linear de fatores comuns, além do fator específico definido por:

$$Y_1 = \ell_{11}F_1 + \ell_{12}F_2 + \dots + \ell_{1m}F_m + \mathcal{E}_1 \quad (11)$$

$$Y_2 = \ell_{21}F_1 + \ell_{22}F_2 + \dots + \ell_{2m}F_m + \mathcal{E}_2$$

...

$$Y_h = \ell_{h1}F_1 + \ell_{h2}F_2 + \dots + \ell_{hm}F_m + \mathcal{E}_h$$

$$\text{Ou: } y_j = \sum_{k=1}^m \ell_{jk} F_k + \varepsilon_j$$

Sendo  $m > h$ ;  $\ell_{jk}$ , a carga fatorial para a  $j$ -ésima variável associada ao  $k$ -ésimo vetor;  $F_k$ , o  $k$ -ésimo fator comum; e  $\mathcal{E}_j$ , o fator específico associado à  $j$ -ésima variável. Considera-se  $h=g$  para genótipos ou  $h=a$  para ambientes.

Para a análise de fatores em estudos de adaptabilidade e estratificação ambiental, destaca-se o fato de que  $y_{ij}$  representa a produtividade de grãos do genótipo  $i$  e ambiente  $j$ , porém, avaliada em cada um dos “a” ambientes em que os genótipos foram avaliados ou em cada um dos “g” genótipos referentes aos ambientes. A carga fatorial do fator  $F_k$  é dada pela correlação entre o fator e a variável correspondente.

#### 4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

A análise de variância individual dentro de cada ambiente indicou razão entre o maior e menor quadrado médio do resíduo (QMR) inferior a 5,6 (Tabela 2). Esse valor está dentro do limite máximo de sete, segundo Cruz et al. (2014) e Ramalho et al. (2012). Enquanto isso, a análise conjunta para a produtividade de grãos da soja mostrou interação de genótipos por ambientes significativa a 0,01 de probabilidade (Tabela 3).

Nesse sentido, a resposta diferencial dos genótipos aos ambientes possibilitou analisar a adaptabilidade e estabilidade (Tabela 3). O coeficiente de variação (*CV*) foi de 13,21%, valor inferior ao limite aceitável (16%) em relação à produtividade e sugerido por Carvalho et al. (2003).

Tabela 2. Média de produtividade de grãos ( $\text{kg ha}^{-1}$ ) de seis genótipos de soja cultivados na safra 2012/13 em 12 ambientes.

Ambiente	2012/13	
	$\text{kg.ha}^{-1}$	QMR
SAG	4319,82	91919,8
CHA	4156,44	224767
COR	3880,43	152112
UNA	3865,71	147580
MON	3714,64	153961
MIN	3685,69	206690
UBE	3470,53	137891
PLA	3082,39	391574
CAT	3028,23	185905
GUA	3014,8	138325
SAN	2864,48	186767
SÃO	2632,65	514026

QMR $>$ /QMR $<$ 5,6

QMR: Quadrado Médio do Resíduo; CAT: Catalão-GO; CHA: Chapadão-GO; COR: Correntina-BA; GUA: Guaira-SP; MIN: Mineiros-GO; MON: Montividiu-GO; PLA: Planaltina-DF; SAN: Santa Helena de Goiás-GO; SÃO: São Desidério-BA; SAG: São Gabriel do Oeste-MS; UBE: Uberlândia-MG; UNA: Unaí-MG.



Tabela 3. Análise de variância conjunta de produtividade de grãos ( $\text{kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ ) de seis genótipos de soja em 12 ambientes, nas regiões Centro-Oeste, Sudeste e Nordeste do Brasil.

Fonte de variação	GL	Soma de Quadrados	Quadrado Médio
Blocos/Ambientes	24	7.256.957,30	302.373,22
Ambientes (A)	11	58.405.594,50	5.309.599,50**
Genótipos (G)	5	2.713.331,95	542.666,39*
G x A	55	20.287.763,20	368.868,42**
Resíduo	120	25.315.183,54	210.959,86
Média	3476,32		
CV (%)	13,21		

\* e \*\*:  $P < 0,05$ ,  $P < 0,01$ , respectivamente, pelo teste de F.

A média geral dos seis genótipos nos 12 ambientes avaliados foi de  $3476,32 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ , quanto ao rendimento de grãos (Tabela 4). Esse índice é superior à média brasileira na safra 2012/13 (CONAB, 2015).

Tabela 4. Média de produtividade de grãos (kg ha<sup>-1</sup>) de seis genótipos de soja cultivados na safra 2012/13 em 12 ambientes.

Ambientes	Genótipos						Média
	BRSVALIOSA	P98Y11	P98Y51	SYN1080	SYN1279	SYN9070	
CAT	2248,56	3425,56	3294,53	3179,56	3151,90	2869,30	3028,24
CHA	3875,36	4548,83	4139,80	3866,73	4437,66	4070,26	4156,44
COR	3700,50	3949,06	4037,70	4135,13	4244,20	3216,00	3880,43
GUA	2994,36	2749,36	2784,13	3073,26	3262,70	3224,96	3014,80
MIN	3858,60	3710,60	3611,46	3711,56	3599,50	3622,43	3685,69
MON	3601,80	3857,63	3228,13	3568,03	3790,63	4241,63	3714,64
PLA	3262,30	3568,03	3038,50	2599,63	3053,30	2972,60	3082,39
SAN	2897,26	2753,36	3198,23	2704,80	2903,56	2729,66	2864,48
SÃO	2701,93	2628,00	3109,96	2266,36	2923,06	2166,56	2632,65
SAG	4115,06	4598,83	4455,80	4395,83	4384,50	3968,93	4319,83
UBE	3271,43	4027,00	3268,03	3942,53	3322,33	2991,86	3470,53
UNA	4726,33	3444,63	3560,53	4643,76	3786,23	3032,76	3865,71
Média	3437,79	3605,07	3477,23	3507,27	3571,63	3258,91	3476,32

CAT: Catalão-GO; CHA: Chapadão-GO; COR: Correntina-BA; GUA: Guaíra-SP; MIN: Mineiros-GO; MON: Montividiu-GO; PLA: Planaltina-DF; SAN: Santa Helena de Goiás-GO; SÃO: São Desidério-BA; SAG: São Gabriel do Oeste-MS; UBE: Uberlândia-MG; UNA: Unaí-MG.

Pela decomposição do quadrado médio da interação em partes simples e complexa, foi possível determinar o tipo de interação predominante. A metodologia proposta por Cruz e Castoldi (1991) para essa ação demonstrou que a interação predominante foi do tipo complexa, pois a maioria dos valores da parte simples foram inferiores a 50% (Tabela 5) – esse resultado era esperado porque a interação do tipo complexa é mais frequente nos programas de melhoramento de plantas do que a interação simples (RIBEIRO, 2011). Dos 33 pares de ambientes formados, 79% dos casos foram inferiores a 50% da parte simples da interação. A interação complexa indica que a cultivar superior em determinado ambiente não necessariamente é a melhor nos demais ambientes, dificultando a recomendação para o produtor (CRUZ; CASTOLDI, 1991; VENCOSKY; BARRIGA, 1992).

Tabela 5. Porcentagem de parte simples (PS%) da interação genótipos x ambientes e estimativas de correlações fenotípicas ( $r_f$ ) e genotípicas ( $rg$ ) nas 66 combinações possíveis entre os ambientes pela metodologia de Cruz e Castoldi (1991), do caractere produtividade de grãos de soja ( $\text{kg ha}^{-1}$ ).

Ambientes	$r_f$	$rg$	PS%	Ambientes	$r_f$	$rg$	PS%
CAT x CHA	0,62 <sup>ns</sup>	2,86	49,46	CAT x COR	0,50 <sup>ns</sup>	0,77	30,52
CAT x GUA	-0,31 <sup>ns</sup>	-3,71	2,77	CAT x MIN	-0,67 <sup>ns</sup>	0,00	26,41
CAT x MON	-0,11 <sup>ns</sup>	-0,18	-3,16	CAT x PLA	-0,02 <sup>ns</sup>	0,00	2,37
CAT x SAN	0,05 <sup>ns</sup>	0,00	29,98	CAT x SÃO	0,16 <sup>ns</sup>	0,00	9,66
CAT x SAG	0,77 <sup>ns</sup>	1,44	73,75	CAT x UBE	0,51 <sup>ns</sup>	0,73	30,17
CAT x UNA	-0,47 <sup>ns</sup>	-0,61	-12,54	CHA x COR	0,30 <sup>ns</sup>	1,40	20,79
CHA x GUA	-0,19 <sup>ns</sup>	-6,91	-5,96	CHA x MIN	-0,45 <sup>ns</sup>	0,00	15,29
CHA x MON	0,23 <sup>ns</sup>	1,18	14,42	CHA x PLA	0,61 <sup>ns</sup>	0,00	39,35
CHA x SAN	0,04 <sup>ns</sup>	0,00	10,84	CHA x SÃO	0,38 <sup>ns</sup>	0,00	25,28
CHA x SAG	0,57 <sup>ns</sup>	3,26	37,91	CHA x UBE	0,23 <sup>ns</sup>	1,03	20,36
CHA x UNA	-0,59 <sup>ns</sup>	-2,35	-0,76	COR x GUA	-0,21 <sup>ns</sup>	-2,51	2,43
COR x MIN	-0,12 <sup>ns</sup>	0,00	44,62	COR x MON	-0,64 <sup>ns</sup>	-1,07	-27,68
COR x PLA	-0,11 <sup>ns</sup>	0,00	-4,29	COR x SAN	0,29 <sup>ns</sup>	0,00	38,79
COR x SÃO	0,56 <sup>ns</sup>	0,00	33,83	COR x SAG	0,81 <sup>ns</sup>	1,53	72,88
COR x UBE	0,54 <sup>ns</sup>	0,80	33,59	COR x UNA	0,38 <sup>ns</sup>	0,51	39,68
GUA x MIN	-0,24 <sup>ns</sup>	0,00	11,56	GUA x MON	0,53 <sup>ns</sup>	6,89	44,62
GUA x PLA	-0,52 <sup>ns</sup>	0,00	-17,19	GUA x SAN	-0,38 <sup>ns</sup>	0,00	-16,52
GUA x SÃO	-0,39 <sup>ns</sup>	0,00	-7,4	GUA x SAG	-0,61 <sup>ns</sup>	-8,84	-26,82
GUA x UBE	-0,46 <sup>ns</sup>	-5,10	-4,88	GUA x UNA	0,02 <sup>ns</sup>	0,20	43,46
MIN x MON	-0,14 <sup>ns</sup>	0,00	39,45	MIN x PLA	0,27 <sup>ns</sup>	0,00	59,28
MIN x SAN	-0,23 <sup>ns</sup>	0,00	4,96	MIN x SÃO	-0,15 <sup>ns</sup>	0,00	41,12
MIN x SAG	-0,17 <sup>ns</sup>	0,00	19,03	MIN x UBE	0,24 <sup>ns</sup>	0,00	67

MIN x UNA	0,72 <sup>ns</sup>	0,00	94,76	MON x PLA	0,14 <sup>ns</sup>	0,00	7,91
MON x SAN	-0,72 <sup>ns</sup>	0,00	-18,22	MON x SÃO	-0,66 <sup>ns</sup>	0,00	-28,71
MON x SAG	-0,49 <sup>ns</sup>	-1,00	-16,57	MON x UBE	-0,18 <sup>ns</sup>	-0,29	-7,09
MON x UNA	-0,49 <sup>ns</sup>	-0,69	-4,45	PLA x SAN	0,09 <sup>ns</sup>	0,00	18,99
PLA x SÃO	0,35 <sup>ns</sup>	0,00	20,74	PLA x SAG	0,24 <sup>ns</sup>	0,00	18,87
PLA x UBE	0,10 <sup>ns</sup>	0,00	8,97	PLA x UNA	-0,29 <sup>ns</sup>	0,00	7,53
SAN x SÃO	0,87*	0,00	87,94	SAN x SAG	0,21 <sup>ns</sup>	0,00	14,17
SAN x UBE	-0,39 <sup>ns</sup>	0,00	5,38	SAN x UNA	-0,06 <sup>ns</sup>	0,00	46,19
SÃO x SAG	0,47 <sup>ns</sup>	0,00	39,74	SÃO x UBE	-0,13 <sup>ns</sup>	0,00	-5,96
SÃO x UNA	0,00 <sup>ns</sup>	0,00	16,45	SAG x UBE	0,74 <sup>ns</sup>	1,32	70,31
SAG x UNA	0,01 <sup>ns</sup>	0,02	39,48	UBE x UNA	0,30 <sup>ns</sup>	0,37	29,36

CAT: Catalão-GO; CHA: Chapadão-GO; COR: Correntina-BA; GUA: Guaira-SP; MIN: Mineiros-GO; MON: Montividiu-GO; PLA: Planaltina-DF; SAN: Santa Helena de Goiás-GO; SÃO: São Desidério-BA; SAG: São Gabriel do Oeste-MS; UBE: Uberlândia-MG; UNA: Unai-MG; ns: não significativo; \*: significativo a 0,05 pelo teste *t* de student.

Com exceção do par de ambientes Santa Helena de Goiás x São Desidério, que apresentou valor maior que 0,7, as estimativas das correlações fenotípicas entre os pares de ambientes foram não significativas. Tais estimativas entre todas as combinações de ambientes superaram as correlações fenotípicas, indicando a alta variabilidade genética para produtividade de grãos dentro de cada ambiente (Tabela 5). Os resultados foram similares aos encontrados por Sousa et al. (2015), ao avaliarem métodos de adaptabilidade, estabilidade e estratificação de 27 genótipos de soja de ciclo precoce, conduzidos em cinco locais nas safras 2011/12 e 2012/13.

Pelo método da ecovalência de Wricke (1965), o genótipo mais estável é o que apresenta menor estimativa para a ecovalência  $\omega_i^2$ , ou seja, menor contribuição para a interação G x A. Os genótipos BRSVALIOSA e SYN9070 apresentaram estimativas  $\omega_i$  (%) 23,73% e 22,57%, respectivamente, demonstrando que contribuem mais para a ocorrência da interação, sendo que BRSVALIOSA obteve desempenho médio (3437,79 kg ha<sup>-1</sup>) superior a SYN9070 (3258,91 kg ha<sup>-1</sup>) (Tabela 6). O genótipo com menor contribuição para a interação e, conseqüentemente, mais estável foi SYN1279, com  $\omega_i = 4,60%$  (Tabela 6).

Nesses termos, os dados citados fornecem indicativos para a recomendação de cultivares que acompanham o desempenho médio obtido nos ambientes, capazes de apresentar os melhores desempenhos nos vários ambientes testados. A metodologia de Wricke (1965) sugere genótipos estáveis, independentemente da produtividade média e da responsividade a ambientes favoráveis e desfavoráveis, não sendo conveniente quando

se objetiva indicar genótipos para condições específicas de ambientes (FRANCESCHI et al., 2010).

Tabela 6. Parâmetros de estabilidade  $QM_{(A/G_i)}$  estimados pelos métodos Wricke (1965), Tradicional (1976) e Plaisted e Peterson (1959) e média de produtividade de grãos ( $\text{kg ha}^{-1}$ ) para seis genótipos de soja avaliados em 12 ambientes.

Genótipo	Média	Tradicional	Wricke (1965)	Plaisted e Peterson
		$QM_{(A/G_i)}$	$\omega_i$ (%)	$\phi_i$ (%)
BRSVALIOSA	3437,80	1387231,63**	23,73	24,920
P98Y11	3605,07	1287590,14**	15,11	14,85
P98Y51	3477,23	752853,48**	13,08	12,48
SYN1080	3507,27	1675317,56**	20,88	21,60
SYN1279	3571,63	934715,50**	04,60	2,58
SYN9070	3258,91	1116233,27**	22,57	23,56

\*\* : significativo a 0,01 pelo teste *t* de student.

Resultados semelhantes para os genótipos comentados anteriormente foram observados ao empregarem os métodos de Plaisted e Peterson (1959) e Tradicional (1976). O primeiro se baseia nas análises de variâncias entre cada par de genótipos para a estimativa da estabilidade; ao passo que o segundo utiliza a variação de ambientes dentro de cada genótipo como estimativa da estabilidade, de tal forma que o genótipo que proporcionar menor QM nos vários ambientes será considerado o mais estável – aqui se destacam P98Y51 ( $3477,2361 \text{ kg.ha}^{-1}$ ) e SYN1279 ( $3571,6333 \text{ kg.ha}^{-1}$ ), este com o segundo maior desempenho médio.

Os métodos de Plaisted e Peterson (1959) e Wricke (1965) mostraram correlação semelhante e, por conseguinte, permitiram identificar as cultivares mais estáveis. Essa semelhança decorre do fato de que ambos usam a decomposição da soma de quadrados da interação G x A na derivação de seus parâmetros de estabilidade (CRUZ; REGAZZI, 2014). Avaliação semelhante foi observada por Silva et al. (2006), ao analisarem o rendimento de grãos de soja obtidos de ensaios conduzidos no estado do Goiás, na safra 2002/03.

Com base em valores relativos aos parâmetros de adaptabilidade e de estabilidade, segundo o modelo de Eberhart e Russell (1966) (Tabela 7), observou-se que as cultivares

não foram significativas ( $\beta_i$ ) e não significativas ( $\beta_i=1$ ) pelo teste t ( $p>0,05$ ), o que indicou desempenho diretamente proporcional à melhoria do ambiente.

Tabela 7. Parâmetros de estabilidade e adaptabilidade estimados segundo a metodologia de Eberhart e Russell (1966) e Lin e Binns (1988), para seis genótipos de soja avaliados em 12 ambientes.

Genótipo	Eberhart e Russell (1966)				Lin e Binns (1988) modificado por Carneiro (1998)		
	Média ( $\beta_0$ )	( $\beta_i$ )	$\hat{\sigma}_{di}^2$	R <sup>2</sup> (%)	$P_i$ geral	$P_i$ fav. (+)	$P_i$ desf. (-)
BRSVALIOSA	3437,8	1,03ns	89746,58*	68,53	157139,23	116048,66	198229,81
P98Y11	3605,07	1,07 ns	30305,22 ns	78,68	108038,66	158268,21	57809,11
P98Y51	3477,23	0,79 ns	3741,65 ns	73,17	157516,14	223146,31	91885,97
SYN1080	3507,27	1,22 ns	53919,50 ns	79,77	124875,4	83378,16	166372,63
SYN1279	3571,63	0,98 ns	-39295,34 ns	90,94	90449,06	101051,55	79846,58
SYN9070	3258,91	0,89 ns	78773,46*	63,57	310558,11	383911,5	237204,71
Média	3476,32						

$\beta_0$  = média;  $\beta_1$  = coeficiente de regressão;  $\hat{\sigma}_{di}^2$  = variância dos desvios; R<sup>2</sup> = coeficiente de determinação; ns, \*, \*\* = não significativo, significativo a 5% e significativo a 1%, respectivamente, pelo teste de t; ', '' = significativo a 5% e significativo a 1%, respectivamente, pelo teste de F.

Os genótipos P98Y11, P98Y51, SYN1080 e SYN1279, pelo método de Eberhart e Russell (1966), apresentaram elevada adaptabilidade ao conjunto dos ambientes avaliados, em que os coeficientes de determinação ( $R^2$ ) foram próximos a 80% ou superiores, e os de variância dos desvios de regressão, não significativos – essas cultivares obtiveram produtividades superiores à média geral (3476,32 kg.ha<sup>-1</sup>). No entanto, os genótipos BRSVALIOSA e SYN9070, conforme a Tabela 7, obtiveram desvios de regressão significativos e valores de  $R^2$  abaixo de 70%, o que sugere instabilidade quanto às variações ambientais (CRUZ et al., 2014).

Pela metodologia de Lin e Binns (1988) modificada por Carneiro (1998), os genótipos P98Y11, SYN1080 e SYN1279 destacaram-se com menores valores de  $P_i$  (medida de adaptabilidade e estabilidade), ao contrário da SYN9070, que obteve desempenho inferior para a adaptabilidade geral.

Verificou-se também que as cultivares com maior rendimento de grãos foram as de melhor adaptabilidade e estabilidade pelo método de Lin e Binns (1988) (Tabela 7). Esse fato pode ser explicado pela maneira como é estimada a estatística  $P_i$ , em que os genótipos de maior adaptabilidade e estabilidade (menores parâmetros) possuem produtividades, em cada ambiente, mais próximas da máxima produtividade (CRUZ & CARNEIRO, 2014).

Ao considerar os ambientes favoráveis pela metodologia de Lin e Binns (1988) modificada por Carneiro (1998), destacaram-se, novamente, as cultivares SYN1080 e SYN1279. Esse é um indicativo da sua responsividade à melhoria das condições de ambientes, ao passo que, para ambientes desfavoráveis, se sobressaem as cultivares P98Y11 e SYN1279.

Os métodos de Eberhart e Russell (1966) e Lin e Binns (1988) modificado por Carneiro (1998), conforme a Tabela 7, indicaram resultados semelhantes com as metodologias em estudo; logo, eles são capazes de mensurar, razoavelmente, as informações de estabilidade e adaptabilidade das outras técnicas. Farias et al. (1997), ao trabalharem com algodão, encontraram correlação significativa entre as metodologias de Eberhart e Russell (1966) e de Lin e Binns (1988) modificada por Carneiro (1998); Caierão et al. (2006), ao estudarem a produtividade de grãos de trigo, observaram que em ambos os métodos houve resultados semelhantes para a maioria das linhagens avaliadas;



e Ledo et al. (2005) constataram semelhanças nos resultados para a produção de matéria seca de alfafa.

Diante disso, os resultados do presente estudo indicaram que o uso de um desses métodos em combinação, por exemplo, com o de Eberhart e Russell (1966), pode fornecer informações complementares sobre a estabilidade fenotípica em soja. Ao haver concordância entre as metodologias em relação aos parâmetros de adaptabilidade e estabilidade, existe a possibilidade de escolher aquele de simples execução e de fácil interpretação (FRANCESCHI et al., 2010).

A análise AMMI permitiu a fácil interpretação das informações a partir de gráficos biplots, sendo que apresenta qualidade nas predições de respostas fenotípicas, em comparação aos métodos tradicionais, sobretudo quando o padrão da interação G x A é captado apenas pelo primeiro termo multiplicativo da análise.

Em se tratando do nível de significância, vale salientar que, com o uso de 1% em vez de 5%, reduz-se a probabilidade de ocorrer o erro do tipo I, em que se aceita um modelo AMMI com maior número de eixos, quando na verdade a técnica correta é menos parametrizada. Porém, aumenta-se a probabilidade de ocorrer o erro tipo II, ou seja, de se aceitar um modelo AMMI com menor quantidade de eixos, mas cuja metodologia correta seja mais parametrizada. Assim, à medida que se eleva o número de eixos selecionados, aumenta-se a porcentagem de “ruído”, reduzindo o poder de predição da análise AMMI (OLIVEIRA et al., 2003) (Tabela 8).

Tabela 8. Percentagens individual (PI) e acumulada (PA) da soma de quadrados total (SQGxA) associada aos cinco primeiros eixos principais de interação (IPCAs) estimados por análise AMMI, para a produtividade de grãos de soja.

Eixos Singulares	Explicação (%)	Explicação Acumulada (%)
IPCA1**	45	45,01
IPCA2**	24	69,94
IPCA3**	17	87,55
IPCA4**	9	97,15
IPCA5**	2	100,00

\*\* : significativo pelo teste F a P= 0,01 de significância. Componente principal = eixo principal.

A análise AMMI foi capaz de capturar 69% da variação associada aos resíduos de não aditividade, dos quais 45% estavam retidos no primeiro componente principal de

interação e 25%, no segundo componente. Isso é indicado a partir da fácil interpretação agregada ao método (Tabela 8).

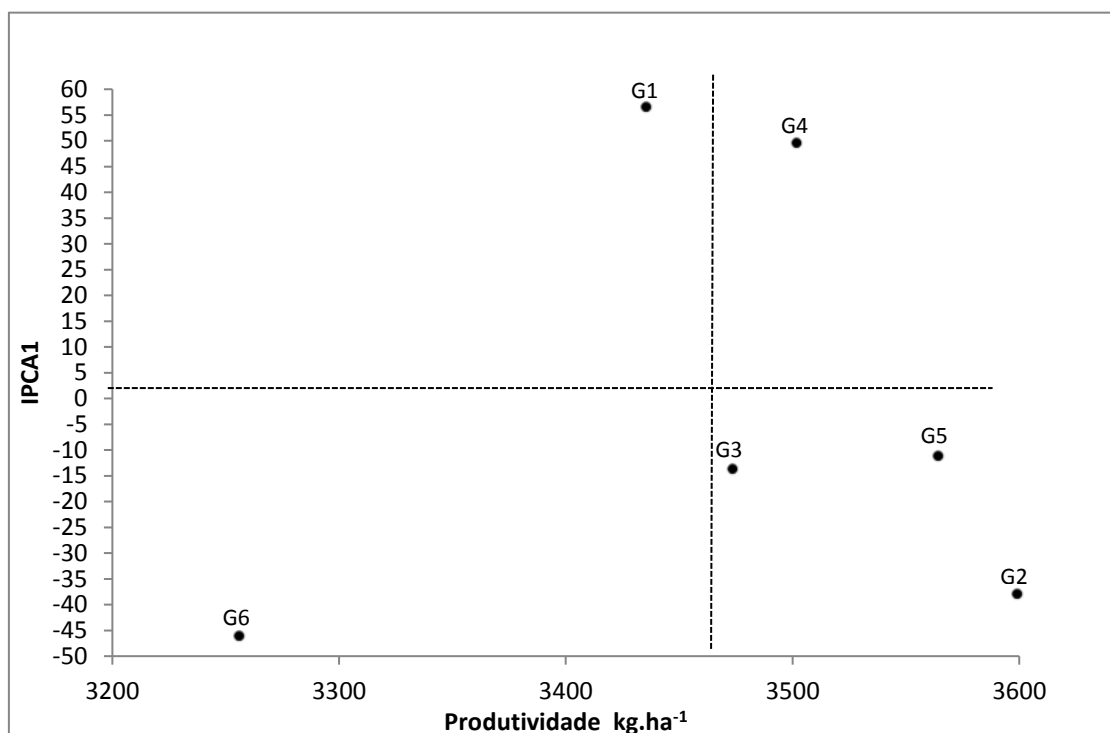
Ao considerar a contribuição dos demais eixos principais de interação, observou-se significância estatística ( $p < 0,01$ ) para os cinco eixos, em que IPCA2 obteve 24% da variação e IPCA3, 17% (Tabela 8). Juntos, os três primeiros termos explicaram 86% da SQGxA, porção considerada “padrão” e associada à interação, para o conjunto-modelo de dados analisados. Portanto, com essa abordagem, os demais termos (IPCA4 e IPCA5) foram descartados para a descrição da interação GxE, por serem constituídos de ruídos, principalmente.

O primeiro eixo principal da análise AMMI (IPCA1), que contém a maior percentagem do padrão associado à interação GxE, compreendeu 45% da SQGxE (Tabela 8). Essa proporção está dentro da variação comumente observada, de 26 a 71%, em pesquisas de mesma natureza com soja (MAIA et al., 2006; OLIVEIRA et al., 2006; YOKOMIZO et al., 2013; SOUSA et al., 2015). Desse modo, sugere-se que, para a produtividade de grãos nas condições avaliadas, cerca de metade da variação relacionada aos desvios de aditividade dos efeitos principais (genótipos e ambientes) pode ser capturada pelo primeiro componente principal de interação.

Além disso, o resultado indicou que um modelo relativamente simples (com poucos termos multiplicativos) pode apresentar boa capacidade preditiva para o comportamento diferencial dos genótipos nos ambientes avaliados. Esse resultado está em consonância com outras pesquisas (CRAVERO et al., 2010; YOKOMIZO et al., 2013).

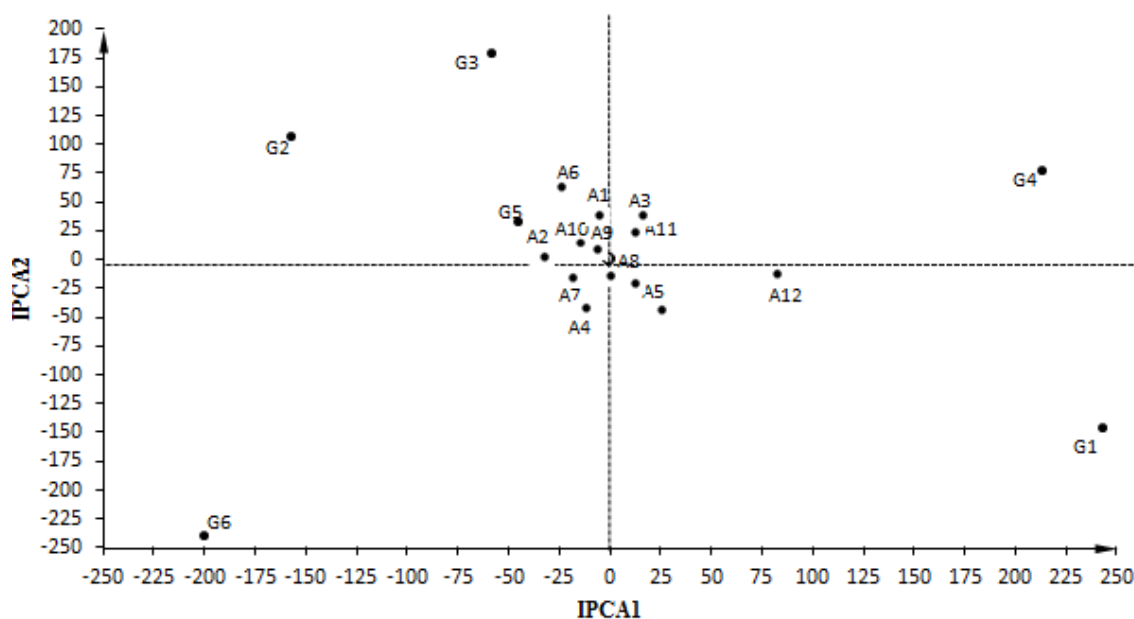
No presente trabalho, optou-se por construir um biplot AMMI<sub>1</sub> (médias e escores obtidos no primeiro componente principal) (Figura 1) e um segundo biplot AMMI<sub>2</sub> (escores dos dois primeiros componentes) (Figura 2).

**Figura 1** Biplot AMMI1 para os dados de produtividade de grãos  $\text{kg}\cdot\text{ha}^{-1}$  de seis genótipos de soja (G1: BRS VALIOSA RR, G2: P98Y11, G3: P98Y51, G4: SYN1080, G5: SYN1279, G6: SYN9070). Safra 2012/13.



Os genótipos ou ambientes cujos pontos se situam mais próximos à origem do sistema de coordenadas do gráfico biplot são considerados mais estáveis (DUARTE & VENCOVSKY, 1999; LANORANTI, 2004). Assim, nos gráficos dos modelos AMMI<sub>1</sub> (Figura 1) e AMMI<sub>2</sub> (Figura 2), a maior parte dos genótipos obteve relativa dispersão, indício de interação com os ambientes (adaptações específicas). No biplot AMMI<sub>1</sub>, verificou-se que os genótipos mais estáveis, isto é, com menor contribuição para a interação captada pelo primeiro eixo principal (IPCA1), foram P98Y51 e SYN1279.

**Figura 2** Biplot AMMI<sub>2</sub> com os dois primeiros componentes principais de interação (IPCA<sub>1</sub> e IPCA<sub>2</sub>), para dados de produtividade de grãos kg.ha<sup>-1</sup> de seis genótipos de soja (G1: BRSVALIOSA, G2: P98Y11, G3: P98Y51, G4: SYN1080, G5: SYN1279, G6: SYN9070) e 12 ambientes (A1: Catalão-GO, A2: Chapadão-GO, A3: Correntina-BA, A4: Guaíra-SP, A5: Mineiros-GO, A6: Montividiu-GO, A7: Planaltina-DF, A8: Santa Helena de Goiás-GO, A9: São Desidério-BA, A10: São Gabriel do Oeste-MS, A11: Uberlândia-MG, A12: Unaí-MG). Safra 2012/13.



A adaptabilidade dos genótipos em cada local de cultivo é interpretada a partir dos sinais de escore para genótipos e ambientes, visto que genótipos e locais de mesmo sinal (-,- ou +,+) interagem positivamente. Enquanto isso, os sinais opostos (-,+ ou +,-) apresentam interação negativa (DUARTE; VENCOVSKY, 1999), indicando em qual ambiente o genótipo deve ser preferencialmente cultivado.

Os genótipos SYN1080 e SYN9070 apresentaram o mesmo sinal de escores para IPCA1 e IPCA2 nos ambientes Correntina, Santa Helena de Goiás, Uberlândia, Planaltina e Guaíra – pode-se inferir que eles são recomendados para cultivos nessa região (Figura 2) – confirmaram-se o comportamento estável e a ampla adaptabilidade produtiva do genótipo SYN1279. Contudo, P98Y51 demonstrou ser aparentemente estável na análise sob apenas um eixo de interação, em que a contribuição da interação é capturada no segundo eixo principal, o que contraria sua estabilidade produtiva. Essas cultivares

obtiveram adaptabilidade específica com os ambientes Catalão, Chapadão, Montividiu, São Desidério e São Gabriel do Oeste.

Interações negativas dos genótipos com determinados ambientes foram demonstrados também no biplot AMMI<sub>2</sub>. Foi possível confirmar, por exemplo, a instabilidade do genótipo BRSVALIOSA e a sua baixa adaptação produtiva com os ambientes Chapadão, Montividiu e São Gabriel do Oeste, pois obteve escores de interação de elevada magnitude nos dois eixos (instabilidade) e se distribuiu em quadrante distinto a esses ambientes.

A estratificação ambiental e a adaptabilidade fenotípica podem ser estudadas pela análise de fatores. Na Tabela 9, foi necessário o número de quatro fatores finais para atingir um valor superior a 80% da variação total dos dados, conforme indicado por Murakami e Cruz (2004). Nesse caso, a interpretação dos gráficos com mais de dois eixos é dificultada; logo, a análise de fatores foi interpretada diretamente por meio dos escores de cada fator. Os resultados obtidos são similares aos encontrados por Sousa et al. (2015), que verificaram 89,55% de explicação nos quatro primeiros fatores para a cultura de soja.

Tabela 9. Autovalor, valor percentual e porcentagem acumulada na análise de fatores realizada com seis genótipos de soja cultivados em 12 ambientes.

Autovalor	Valor percentual	Porcentagem acumulada
4,37	36,40	36,40
2,86	23,84	60,24
2,21	18,45	78,69
1,78	14,83	93,52
0,78	6,48	100,00

Consideraram-se ambientes pertencentes ao mesmo grupo aqueles que apresentaram carga fatorial maior que 0,7. Como ambientes próximos, o primeiro fator identificou Correntina, São Desidério e São Gabriel do Oeste, ao passo que o segundo indicou Mineiros e Unai (Tabela 10).

Tabela 10. Descrição do índice ambiental para 12 ambientes, comunalidade e cargas fatoriais e finais resultantes da decomposição da produtividade em cada ambiente e fatores comuns e específicos.

CAT: Catalão-GO; CHA: Chapadão-GO; COR: Correntina-BA; GUA: Guaira-SP; MIN: Mineiros-GO;

Ambientes	Índices	Comunalidade	Cargas iniciais		Cargas finais após a rotação	
			Fator 1	Fator 2	Fator 1	Fator 2
CAT	-448,08	0,77	0,70	-0,52	0,41	-0,77
CHA	680,12	0,82	0,58	-0,69	0,23	-0,87
COR	404,11	0,69	0,78	0,28	<b>0,83</b>	-0,08
GUA	-461,52	0,48	-0,66	-0,20	-0,69	0,10
MIN	209,37	0,57	-0,25	0,72	0,08	<b>0,75</b>
MON	238,32	0,86	-0,62	-0,69	-0,86	-0,36
PLA	-393,93	0,15	0,31	-0,22	0,19	-0,34
SAN	-611,84	0,32	0,51	0,25	0,57	0,00
SÃO	-843,67	0,55	0,72	0,18	<b>0,73</b>	-0,15
SAG	843,51	0,89	0,94	-0,03	<b>0,84</b>	-0,43
UBE	-5,79	0,27	0,51	0,12	0,51	-0,11
UNA	389,39	0,84	-0,07	0,92	0,33	<b>0,86</b>

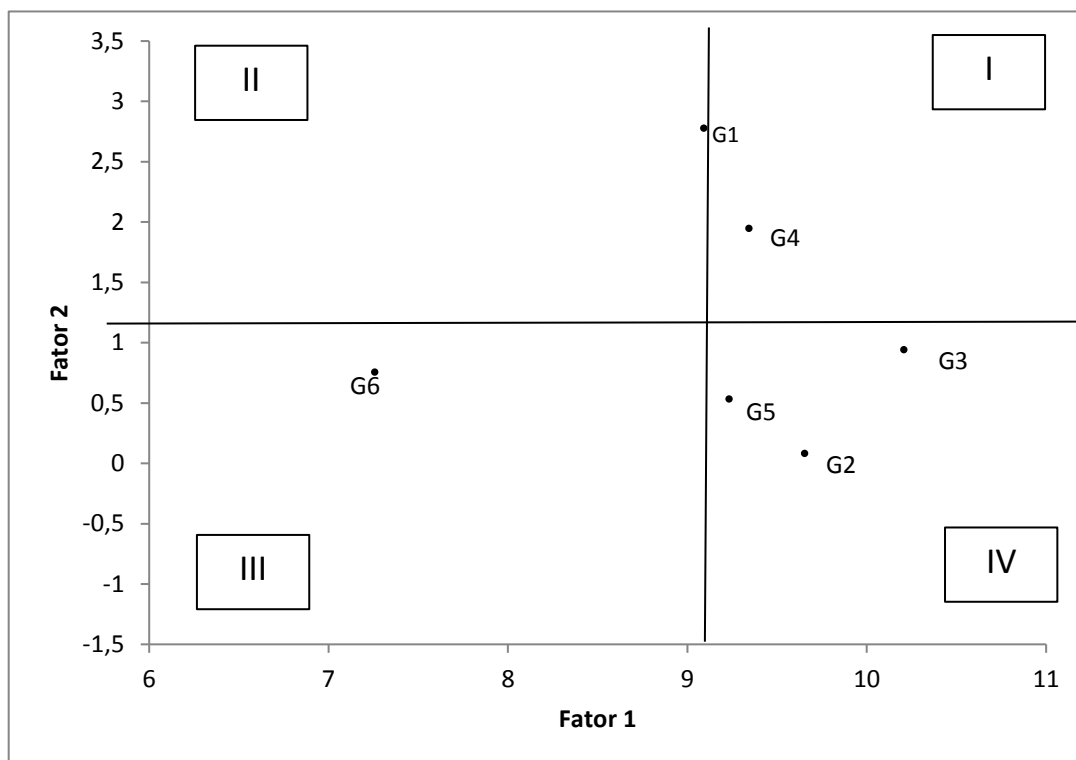
MON: Montividiu-GO; PLA: Planaltina-DF; SAN: Santa Helena de Goiás-GO; SÃO: São Desidério-BA; SAG: São Gabriel do Oeste-MS; UBE: Uberlândia-MG; UNA: Unai-MG.

A análise da adaptabilidade fenotípica foi realizada por meio da dispersão dos escores em gráficos. Apresentaram-se os eixos pelos fatores comuns, os quais passam a ter interpretação; assim, cada fator representa uma região e um estrato, em que há similaridade no comportamento genotípico (CRUZ; CARNEIRO, 2014).

Nos quadrantes II e IV estão situados os genótipos com adaptabilidade específica à região determinada pelos fatores 1 e 2 (Figura 3). Nesse viés, os genótipos P98Y51 e SYN1279 apresentaram adaptação aos ambientes Correntina, São Desidério e São Gabriel do Oeste, e o genótipo BRSVALIOSA, para os ambientes Mineiros e Unai. O quadrante I representa a adaptabilidade do tipo ampla – nesse caso, o genótipo SYN1080. No quadrante III encontra-se o genótipo SYN9070, que obteve baixo desempenho, com a menor média de produtividade (3258,91 kg.ha<sup>-1</sup>).

**Figura 3** Dispersão de genótipos em relação a eixos representativos de estratos ambientais. O fator 1 representa a região formada pelos ambientes Correntina, São Desidério e São Gabriel do Oeste, e o 2, a região formada por Mineiros e Unai (G1:

BRSVALIOSA, G2: P98Y11, G3: P98Y51, G4: SYN1080, G5: SYN1279, G6: SYN9070).



A análise AMMI e os métodos Wricke (1965) e Plaisted e Peterson (1959) possuem princípios estatísticos semelhantes, isto é, são baseados na contribuição genotípica para a interação G x A (SILVA et al., 2006).

Constata-se que a análise AMMI representa um avanço metodológico, pois permite descartar ruídos na interação G x A estimada por tais métodos. Em razão do aprimoramento citado, essa análise se tornou um método mais apropriado.

Boa concordância foi verificada, ainda, entre as técnicas que utilizam regressão, como o de Eberhart e Russell (1966). De certa forma, esses métodos se complementaram, visto que o método de Eberhart e Russell (1966), em detrimento da análise AMMI, informou sobre a responsividade de cada genótipo ante a melhoria ambiental. Por sua vez, a análise AMMI produziu uma estimativa da contribuição genotípica livre de ruídos para a interação, algo que o método Eberhart e Russell (1966), não descartou (SILVA et al., 2006).

## 5. CONCLUSÕES

A interação genótipos por ambientes para a produtividade de grãos em soja foi de natureza complexa. Ademais, os métodos de Wricke (1965) e Plaisted e Peterson (1959) foram coerentes entre si na identificação de variedades estáveis de soja cultivadas em 12 ambientes.

Enquanto isso, os métodos de Eberhart e Russell (1966) e Lin e Binns (1988) modificado por Carneiro (1998) indicaram resultados semelhantes. Isso sinaliza que eles foram capazes de mensurar, razoavelmente, as informações de estabilidade e adaptabilidade dos demais métodos utilizados.

As análises multivariadas permitiram o agrupamento dos ambientes de forma similar, e o método AMMI foi superior ao modelo de análise de fatores, por explicar maior proporção da soma de quadrados da interação de genótipos por ambientes.

Destarte, a cultivar SYN1279 apresentou adaptabilidade e estabilidade superiores, com base nas análises de variância, regressão linear, não paramétricas e multivariadas.



## 6. REFERÊNCIAS

- ALBRECHT, J.C.; VIEIRA, E.A.; SILVA, M.S.; ANDRADE, J.M.V.; SCHEEREN, P.L.; TRINDADE, J.S.S.; SOUSA, C.N.A.; REIS, W.P.; RIBEIRO JÚNIOR, W.Q.; FRONZA, V.; CARGNIN, A.; YAMANAKA, C.H. Adaptabilidade e estabilidade de genótipos de trigo irrigado no Cerrado do Brasil Central. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 42, n. 12, p. 1727-1734, 2007. <https://doi.org/10.1590/S0100-204X2007001200009>
- AMIRA, J.O.; OJO, D.K.; ARIYO, O.J.; ODUWAYE, O.A.; AYO-VAUGHAN, M.A. Relative discriminating powers of GGE and AMMI models in the selection of tropical soybean genotypes. **African Crop Science Journal**, Kampala, v. 21, n. 1, p. 67-73, 2013.
- AMORIM, E.P.; CAMARGO, C.E.O.; FERREIRA FILHO, A.W.P.; PETTINELLI JÚNIOR, A.; GALLO, P.B.; AZEVEDO FILHO, J.A. Adaptabilidade e estabilidade de linhagens de trigo no Estado de São Paulo. **Bragantia**, Campinas, v. 65, n.4, p. 575-582, 2006. <https://doi.org/10.1590/S0006-87052006000400007>
- ASFAW, A.; ALEMAYEHU, F.; GURUM, F.; ATNAF, M. AMMI and SREG GGE biplot analysis for matching varieties onto soybean production environments in Ethiopia. **Scientific Research and Essay**, EUA, v.4, n. 11 p.1322-1330, 2009.
- ASSIS, R.; CASTRO, L.; LEMES, E. Doenças da soja: melhoramento genético e técnica de manejo. **Campinas**, SP: Millennium, 2015. 384p.
- BARROSO, L.M.A.; NASCIMENTO, M.; NASCIMENTO, A.C.C.; SILVA, F.F.; CRUZ, C.D.; BHERING, L.L.; FERREIRA, R.P. Metodologia para análise de adaptabilidade e estabilidade por meio de regressão quantílica. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 50, n. 4, p. 290-297, 2015. <https://doi.org/10.1590/S0100-204X2015000400004>
- BRANQUINHO, R.G.; DUARTE, J.B.; SOUZA, P.I.M.; SILVA NETO, S.P.; PACHECO, R.M. Estratificação ambiental e otimização de rede de ensaios de genótipos de soja no Cerrado. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 49, n. 10, p. 783-795, 2014. <https://doi.org/10.1590/S0100-204X2014001000005>
- BORÉM, A; SEDIYAMA, T.; SILVA, F. **Soja**: do planto à colheita. Viçosa: Editora UFV, 2015. 333p.
- BURATTO, J.S.; CIRINO-MODA, V.; FONSECA JÚNIOR, N.S.; PRETE, C.E.C.; FARIA, R.T. Adaptabilidade e estabilidade produtiva em genótipos precoces de feijão no estado do Paraná. **Semina: Ciências Agrárias**, Londrina, v. 28, n. 3, p. 373-380, 2007. <https://doi.org/10.5433/1679-0359.2007v28n3p373>
- CAIERÃO, E.; SILVA, M.S.; SCHEEREN, P.L.; DEL DUCA, L.J.A.; NASCIMENTO JUNIOR, A.; PIRES, J.L. Análise da adaptabilidade e da estabilidade de genótipos de trigo como ferramenta auxiliar na recomendação de novas cultivares. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 36, n. 4, p. 1112-1117, 2006. <https://doi.org/10.1590/S0103-84782006000400011>

CARGNIN, A.; SOUZA, M.A.; FOGAÇA, C.M. Comparação de métodos de análise de adaptabilidade e estabilidade em trigo. **Revista Ceres**, Viçosa, v.55, n. 4, p.243-250, 2008.

CARVALHO, C.G.P.; ARIAS, C.A.A.A.; TOLEDO, J.F.F.; ALMEIDA, L.A.; KIIHI, 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. <https://doi.org/10.1590/S0100-204X2002000700013>

CARVALHO, C.G.P.; ARIAS, C.A.A.A.; TOLEDO, J.F.F.; ALMEIDA, L.A.; KIIHI, R.A.S.; OLIVEIRA, M.F.; HIROMOTO, D.M.; TAKEDA, C. Proposta de classificação dos coeficientes de variação em relação à produtividade e altura da planta de soja. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 38, n.2, p.187-193, 2003. <https://doi.org/10.1590/S0100-204X2003000200004>

CONAB.COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO. **Séries Históricas de área plantada, produtividade e produção, relativas às safras 1976/77 a 2014/15 de Grãos**. 2015. Disponível em: [http://www.conab.gov.br/conteudos.php?a=1252&t=&Pagina\\_objcmsconteudos=3#A\\_objcmsconteudos](http://www.conab.gov.br/conteudos.php?a=1252&t=&Pagina_objcmsconteudos=3#A_objcmsconteudos)>. Acesso em: 18 out. 2015.

CRAVERO, V.; MARTIN, E.; ANIDO, F.L.; COINTRY, E. Stability through years in a non-balanced trial of globe artichoke varietal types. **Scientia Horticulturae**, EUA, v.126, n. 2, p.73-79, 2010. <https://doi.org/10.1016/j.scienta.2010.07.012>

CRUZ, C.D.; REIS, M.S.; SEDIYAMA, T.; VASCONCELOS, E.S. Produtividade de grãos, adaptabilidade e estabilidade de genótipos de soja de ciclos precoce e médio. **Ciências Agrárias**, Londrina, v.36, n. 3, p. 1203-1214, 2015. <https://doi.org/10.5433/1679-0359.2015v36n3p1203>

CRUZ, C.D.; REGAZZI, A. J.; CARNEIRO, P.C.S. **Modelos biométricos aplicados ao melhoramento genético**. Viçosa, MG:UFV, v.2, 2014, 688p.

CRUZ, C.D. GENES - a software package for analysis in experimental statistics and quantitative genetics. **Acta Scientiarum. Agronomy**, Maringá, v. 35, n. 3, p. 271-276, 2013.

CUNHA, R.C.; ESPÍNDOLA, C.J. A dinâmica geoeconômica recente da cadeia produtiva da soja no Brasil e no mundo. **GeoTextos**, SP, v.11, n. 1, 2015, 225p.

DE FRANCESCHI, L.; BENIN, G.; MARCHIORO, V.S.; MARTIN, T.N.; SILVA, R.R.; SILVA, C.L. Métodos para análise de adaptabilidade e estabilidade em cultivares de trigo no estado do Paraná. **Bragantia**, Campinas, v. 69, n. 4, p. 797-805, 2010. <https://doi.org/10.1590/S0006-87052010000400004>

DE OLIVEIRA, A.B.; DUARTE, J.B.; PINHEIRO, J.B. Emprego da análise AMMI na avaliação da estabilidade produtiva em soja. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 38, n. 3, p. 357-364, 2003. <https://doi.org/10.1590/S0100-204X2003000300004>

DE VASCONCELOS, E.S.; CRUZ, C.D.; REGAZZI, A.J.; BHERING, L.P.; ROSADO, T.B.; VASCONCELOS, F.S. Agrupamento de modelos de regressão da análise de adaptabilidade e estabilidade de genótipos. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 45, n. 12, p. 1357-1362, 2010. <https://doi.org/10.1590/S0100-204X2010001200004>

DE VASCONCELOS, E.S.; REIS, M.S.; SEDIYAMA, T.; CRUZ, C.D. Produtividade de grãos, adaptabilidade e estabilidade de genótipos de soja de ciclos precoce e médio. **Semina: Ciências Agrárias**, Londrina, v. 36, n. 3, p. 1203-1214, 2015. <https://doi.org/10.5433/1679-0359.2015v36n3p1203>

DUARTE, J.B.; ZIMMERMANN, M.J. Correlation among yield stability parameters in common bean. **Crop Science**, SP, v.35, n. 3, p.905-912, 1995. <https://doi.org/10.2135/cropsci1995.0011183X003500030046x>

EMBRAPA SOJA – EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA. **Soja na Alimentação**. 2014. Disponível em: <<https://www.BRSrapa.br/web/portal/soja/cultivos/soja1/soja-na-alimentacao>>. Acesso em: 18 out. 2015.

GARBUGLIO, D.D.; GERAGE, A.C.; ARAÚJO, P.M. de; FONSECA JÚNIOR, N. da S.; SHIOGA, P.S. Análise de fatores e regressão bissegmentada em estudos de estratificação ambiental e adaptabilidade em milho. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.42, n. 2, p.183-191, 2007. <https://doi.org/10.1590/S0100-204X2007000200006>

GRUNVALD, A.K.; CARVALHO, C.G.P.; OLIVEIRA, A.C.B.; ANDRADE, C.A.B.. Adaptabilidade e estabilidade de genótipos de girassol no Brasil Central. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 43, n. 11, p. 1483-1493, 2008. <https://doi.org/10.1590/S0100-204X2008001100006>

JEROMEL, A.; NAGL, N.; VARGA, J.G.; HRISTOV, N.; SPIKA, A.K.; MARINKOVIC, M.V.R. Genotype by environment interaction for seed yield per plant in rapeseed using AMMI model. **Brazilian Agricultural Research**, Brasília, v. 46, n. 2, p. 174-181, 2011.

LANORANTI, O. J.; et al. Modelagem AMMI para Estudos de Interação em Modelos Estatísticos de Efeitos Fixos. **Comunicado técnico**, n. 124. Embrapa Floresta: Colombo. 2004. 7p.

LÉDO, F.J.S. Adaptabilidade e estabilidade de cultivares de alfafa avaliadas em Minas Gerais. **Ciência e Agrotecnologia**, Lavras, v.29, n.2, p.409-414, 2005.

MAIA, M.C.C.; VELLO, N.A.; ROCHA, M. de M.; PINHEIRO, J.B.; SILVA JÚNIOR, N.F. da. Adaptabilidade e estabilidade de linhagens experimentais de soja selecionadas para caracteres agrônômicos através de método uni-multivariado. **Bragantia**, Campinas, v.65, n.2, p.215-226, 2006. <https://doi.org/10.1590/S0006-87052006000200004>

MARQUES, M.C.; HAMAWALKI, O.T.; SEDIYAMA, T.; BUENO, M.R.; REIS, M.S.; CRUZ, C.D.; NOGUEIRA, A.P.O. . Adaptability and stability of soybean

genotypes under different times of sowing. **Bioscience Journal**, EUA, v. 27, n. 1, P.59-69, 2011.

MARTINS, J.A.S.; JULIATTI, F.C. Adaptability and stability of soybean advanced lines of semi early cycle for rust resistance. **Crop Breeding and Applied Biotechnology**, EUA, v.12, n. 1, p.43-51, 2012. <https://doi.org/10.1590/S1984-70332012000100006>

MENDONÇA, O.; PÍPOLO, V.C.; GARBUGLIO, D.D.; FONSECA, N.S. Análise de fatores e estratificação ambiental na avaliação da adaptabilidade e estabilidade em soja. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 42, n. 11, p. 1567-1575, 2007. <https://doi.org/10.1590/S0100-204X2007001100008>

MIRANDA, G. V. M.; SOUZA, L.V.; GUIMARÃES, L.J.M.; NAMORATO, H.; OLIVEIRA, L.R.; SOARES, M.O. . Multivariate analyses of genotype x environment interaction of popcorn. **Brazilian Agricultural Research**, Brasília, DF, v. 44, n. 1, p. 45-50, 2009.

MURAKAMI, D.M.; CARDOSO, A.A.; CRUZ, C.D.; BIZÃO, N. Considerações sobre duas metodologias de análise de estabilidade e adaptabilidade. **Ciência Rural**, Santa Maria, v.34, n. 1, p.71-78, 2004 <https://doi.org/10.1590/S0103-84782004000100011>

NASCIMENTO, M.; CRUZ, C.D.; CAMPANA, A.C.M.; TOMAZ, R.S.; SALGADO, C.C.; FERREIRA, R.P. Alteração no método centroide de avaliação da adaptabilidade genotípica. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 44, n. 3, p. 263-269, 2009. <https://doi.org/10.1590/S0100-204X2009000300007>

OLIVEIRA, A.B. de; DUARTE, J.B.; PINHEIRO, J.B. Emprego da análise AMMI na avaliação da estabilidade produtiva em soja. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.38, n. 3, p.357-364, 2003. <https://doi.org/10.1590/S0100-204X2003000300004>

OLIVEIRA, A.B. de; DUARTE, J.B.; CHAVES, L.C.; COUTO, M.A. Environmental and genotypic factors associated with genotype by environment interactions in soybean. **Crop Breeding and Applied Biotechnology**, EUA, v.6, n. 1, p.79-86, 2006. <https://doi.org/10.12702/1984-7033.v06n01a11>

PEREIRA, H.S.; MELO, L.C.; FARIA, L.C.; PELOSO, M.J.; WENLAND, A. Estratificação ambiental na avaliação de genótipos de feijoeiro-comum tipo Carioca em Goiás e no Distrito Federal. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 45, n. 6, p. 554-562, 2010. <https://doi.org/10.1590/S0100-204X2010000600004>

PIANA, CF de B.; ANTUNES, I.F.; SILVA, J.G.C.; SILVEIRA, E.P. Adaptabilidade e estabilidade do rendimento de grãos de genótipos de feijão. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 34, n. 4, p. 553-564, 1999. <https://doi.org/10.1590/S0100-204X1999000400006>

PRADO, E.E.; HIROMOTO, D.M.; GODINHO, V.P.C.; UTUMI, M.M.; RAMALHO, A.R. Adaptabilidade e estabilidade de cultivares de soja em cinco épocas de plantio no cerrado de Rondônia. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 36, n. 4, p. 625-635, 2001. <https://doi.org/10.1590/S0100-204X2001000400005>

PRIOLLI, R. H. G.; MENDES, C.T.; SOUSA, S.M.B.; SOUSA, N.E.A.S.; CONTEL, E.P.B. . Diversidade genética da soja entre períodos e entre programas de melhoramento no Brasil. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 39, n. 10, p.967-975, 2004. <https://doi.org/10.1590/S0100-204X2004001000004>

RAMALHO, M. A. P.; et al. **Aplicações da genética quantitativa no melhoramento de plantas autógamas**. Ed. Lavras: Ed. UFLA, 2012, 522p.

RIBEIRO, J.Z.; ALMEIDA, M.I.M. Estratificação ambiental pela análise da interação genótipo x ambiente em milho. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 46, n. 8, p. 875-883, 2011. <https://doi.org/10.1590/S0100-204X2011000800013>

ROCHA, M. de M.; VELLO, N.A.; LOPES, Â.C. de A.; MAIA, M.C.C. Yield stability of soybean lines using additive main effects and multiplicative interaction analysis – AMMI. **Crop Breeding and Applied Biotechnology**, EUA, v.4, n. 4, p.391-398, 2004. <https://doi.org/10.12702/1984-7033.v04n04a03>

RODRIGUES, J.I.S.; ARRUDA, K.M.A.; CRUZ, C.D.; PIOVESAN, N.D.; BARROS, E.G.; MOREIRA, M.A. Biometric analysis of protein and oil contents of soybean genotypes in different environments **Brazilian Agricultural Research**, Brasília, v. 49, n. 6, p. 475-482, 2014.

SANTOS, R.C.; SILVA, A.F.; GONDIM, T.M.S.; OLIVEIRA, J.O.L.; NETO, R.B.A.; SAGRILO, E.; VASCONCELOS, R.A.; MELO, P.A.; SILVA, J.L.S. . Stability and adaptability of runner peanut genotypes based on nonlinear regression and AMMI analysis. **Brazilian Agricultural Research**, Brasília, v. 47, n. 8, p. 1118-1124, 2012.

SEDIYAMA, T. **Tecnologias de produção e usos da soja**. Londrina: Mecenias, 2009. 314p.

SILVA, W.C.J.; DUARTE, J.B. Métodos estatísticos para estudo de adaptabilidade e estabilidade fenotípica em soja. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 41, n. 1, p. 23-30, 2006. <https://doi.org/10.1590/S0100-204X2006000100004>

SOUSA, L.B.; HAMAWAKI, O.T.; NOGUEIRA, A.P.O.; BATISTA, R.O.; OLIVEIRA, V.M.; HAMAWAKI, R.L. Evaluation of soybean lines and environmental stratification using the AMMI, GGE biplot, and factor analysis methods. **Genetics and Molecular Research**. EUA, p. 12660-12673, 2015.

TOLEDO, J.F.F.; CARVALHO, C.G.P.; ARIAS, C.A.A.; ALMEIDA, L.A.; BROGIN, R.L.; OLIVEIRA, M.F.; MOREIRA, J.U.V.M.; HIROMOTO, D.M. Genotype and environment interaction on soybean yield in Mato Grosso State, Brazil. **Brazilian Agricultural Research**, Brasília, v. 41, n. 5, p. 785-791, 2006.

USDA – UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE. **World Agricultural Production**. 2015. Disponível em: < <http://g1.globo.com/mato-grosso/agrodebate/noticia/2014/11/usda-eleva-producao-de-soja-dos-eua-na-safra-201415.html>>. Acesso em: 18 out. 2015.

YAN, W.; et al. Cultivar evaluation and mega environment investigation based on the GGE biplot. **Crop Science**, Madison, v. 40, n. 3, p. 597- 605, 2000.  
<https://doi.org/10.2135/cropsci2000.403597x>

YAN, W. GGE biplot – a Windows application for graphical analysis of multienvironment trial data and other types of two-way data. **Agronomy Journal**, EUA v.93, n. 5, p.1111-1118, 2001. <https://doi.org/10.2134/agronj2001.9351111x>

YOKOMIZO, G.K.; DUARTE, J.B.; VELLO, N.A.; UNFRIED, J.R. Análise AMMI da produtividade de grãos em linhagens de soja selecionadas para resistência à ferrugem asiática. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 48, n. 10, p. 1376-1384, 2013.  
<https://doi.org/10.1590/S0100-204X2013001000009>