

FLÁVIA MARIA AVELAR GONÇALVES

**ADAPTABILIDADE E ESTABILIDADE DE
CULTIVARES DE MILHO AVALIADAS
EM “SAFRINHA” NO PERÍODO
DE 1993 A 1995**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Lavras, como parte das exigências do Curso de Mestrado em Agronomia, área de concentração em Genética e Melhoramento de Plantas, para obtenção do título de “Mestre”.

Orientador
Prof. Samuel Pereira de Carvalho



LAVRAS
MINAS GERAIS - BRASIL
1997

Ficha Catalográfica preparada pela Seção de Classificação e
Catalogação da Biblioteca Central da UFLA

Gonçalves, Flávia Maria Avelar

Adaptabilidade e estabilidade de cultivares
de milho avaliadas em "safrinha" no período
de 1993 a 1995 / Flávia Maria Avelar Gonçalves.

-- Lavras: UFLA, 1997.

86 p. : il.

Orientador: Samuel Pereira de Carvalho.

Dissertação (Mestrado) - UFLA.

Bibliografia.

1. Milho - Estabilidade. 2. Adaptabilidade. 3.
Safrinha. 4. Melhoramento. I. Universidade Federal
de Lavras. II. Título.

CDD-633.153

FLÁVIA MARIA AVELAR GONÇALVES

**ADAPTABILIDADE E ESTABILIDADE DE
CULTIVARES DE MILHO AVALIADAS
EM “SAFRINHA” NO PERÍODO
DE 1993 A 1995**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Lavras, como parte das exigências do Curso de Mestrado em Agronomia, área de concentração em Genética e Melhoramento de Plantas, para obtenção do título de “Mestre”.

Aprovada: 21/03/97




Pesq. Dr. Cleso Antônio Patto Pacheco
(EMBRAPA/CNPMS)



Pesq. Dr. José Carlos Cruz
(EMBRAPA/CNPMS)



Prof. Dr. Magno Antonio Patto Ramalho
(Co-Orientador)



Prof. Dr. Samuel Pereira de Carvalho
(Orientador)

A Deus, pela vida.

Aos meus irmãos Bernadete, Lilian, Mércia, Antônio Tadeu,
Júlio César, Tomé e Betânia.

Aos meus cunhados Sebastião (in memorian), Amantino,
Liliane, Carlos e Soraya.

Aos meus sobrinhos Valeska, Thales, Nayara, Thais,
Gabriela, Ana Luíza, Danilo, Amanda, Henrique e
Aline.

À minha avó Maria e minha "mãe" Aparecida.

OFEREÇO

Aos meus pais, Gil e Sara que, com amor e dedicação, de tudo
fizeram para me proporcionar uma boa educação e formação.

Ao meu esposo Sebastião, pelo amor e carinho.

Ao professor Magno, pela grande amizade e
disponibilidade dentro e fora da Universidade.

DEDICO

AGRADECIMENTOS

À Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária - EMBRAPA, em especial ao Centro Nacional de Pesquisa de Milho e Sorgo - CNPMS, pelo fornecimento dos dados.

À Universidade Federal de Lavras, pela oportunidade concedida.

Ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico - CNPq, pela concessão da bolsa de estudos.

Ao Professor Samuel Pereira de Carvalho, pela amizade, orientação e ensinamentos transmitidos.

Ao Professor Magno Antonio Patto Ramalho, pela co-orientação, ensinamentos transmitidos, apoio, amizade, confiança e pelo belo exemplo de dedicação à pesquisa científica.

Aos professores João Bosco, César e Lisete, pelos ensinamentos transmitidos e pela atenção.

Ao Professor Daniel Furtado Ferreira, pela ajuda e atenção.

Aos pesquisadores da EMBRAPA/CNPMS, Cleso Antonio Patto Pacheco e José Carlos Cruz por terem participado da banca, o que muito contribuiu para o engrandecimento deste trabalho.

Ao Núcleo de Estudo de Genética (GEN) pelos eventos realizados que contribuíram para a minha formação.

Aos meus amigos Ângela e Antônio Hamilton, Oswaldo e Cristian, Pedro Hélio e Meires e Hélia e Valério, pelo apoio e companheirismo.

À minha sogra Tereza, aos meus cunhados Sarah e Paulo e à tia Carminha pelo apoio.

Aos meus amigos do Curso de Genética e Melhoramento de Plantas: Flávia, Luciana, Glauber, Haroldo, Gabriela, Everton, Moacil, Wilton, Gustavo, Jaime, João, Cláudia, André, Maurício, Joelson, Juscélio, Cíntia, Cátia, Leonardo, Patrícia, Giovana, Edwin, Raimundo, Bárbara, Mívia, Claudomiro, Luis, Cláudio, Renzo e demais colegas de outros cursos de pós-graduação pelo convívio e amizade.

Aos alunos de Iniciação Científica, Sandro, Aurélio, Hércules, Alexandre, Eduardo, Juliana e Edvandro, pela ajuda e amizade.

Aos funcionários do Departamento de Biologia, em especial a Leninha e Adilson

Aos funcionários da Biblioteca Central da UFLA, pelo apoio e colaboração.

Enfim, a todos aqueles que contribuíram de alguma forma para o êxito deste trabalho.

BIOGRAFIA

Flávia Maria Avelar Gonçalves, filha de Gil Alves de Avelar e Sara Lopes de Avelar, nasceu em Lavras - MG, em 24/10/67.

Em julho de 1994, graduou-se em Engenharia Agrônômica pela Escola Superior de Agricultura de Lavras (atualmente UFLA).

Em agosto de 1994, iniciou o curso de mestrado em Genética e Melhoramento de Plantas, na Universidade Federal de Lavras - UFLA, concluindo-o em fevereiro de 1997.

SUMÁRIO

	Página
LISTA DE TABELAS.....	viii
LISTA DE FIGURAS.....	xii
LISTA DE APÊNDICE.....	xiii
RESUMO.....	xiv
ABSTRACT.....	xvi
1 INTRODUÇÃO.....	1
2 REFERENCIAL TEÓRICO.....	3
2.1 Épocas de Semeaduras do Milho.....	3
2.2 Interação de Genótipos com Ambientes.....	6
2.3 Estabilidade Fenotípica.....	9
3 MATERIAL E MÉTODOS.....	17
3.1 Material.....	17
3.2 Locais.....	19
3.3 Delineamento Experimental e Condução.....	19
3.4 Dados Anotados.....	22
3.5 Análise Estatística.....	23
3.6 Estimativas dos Parâmetros de Estabilidade.....	26
3.6.1 Método de Regressão - Eberhart e Russell (1966).....	26
3.6.2 Método Multivariado AMMI (Additive Multiplicative Models Interactions)- Gauch (1988).....	29
3.6.3 Metodologia de Lin e Binns (1988b).....	33
3.6.4 Método Proposto por Annicchiarico (1992).....	35
4 RESULTADOS.....	36
4.1 Resultados dos Anos de 1993, 1994 e 1995.....	36
4.2 Resultados dos Biênios 1993/94, 1993/95 e 1994/95.....	48
4.3 Resultados do Triênio 1993/94/95.....	56

5 DISCUSSÃO.....	64
6 CONCLUSÕES.....	75
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	76
APÊNDICE.....	84

LISTA DE TABELAS

Tabela		Página
1	Cultivares utilizadas nos experimentos de milho, suas respectivas origens, tipo de cultivar e ano de avaliação.....	18
2	Coordenadas geográficas e altitude dos locais dos experimentos de avaliação de cultivares de milho-safrinha.....	21
3	Datas de instalação e colheita dos experimentos.....	21
4	Esquema de análise de variância conjunta por locais com as respectivas esperanças dos quadrados médios...	24
5	Esquema da análise de variância conjunta para genótipos e locais comuns em diferentes conjuntos de anos, com as respectivas esperanças dos quadrados médios.....	26
6	Resumo da análise de variância conjunta dos locais, para produção de grãos (Kg/ha), dos experimentos de avaliação de cultivares de milho-safrinha conduzido no período de 1993 a 1995.....	37
7	Estimativas dos parâmetros de estabilidade segundo o método proposto por Eberhart e Russell (1966) para produção de grãos(Kg/ha)dos experimentos de avaliação de cultivares de milho-safrinha conduzidos no ano de 1993.....	38
8	Estimativas dos parâmetros de estabilidade segundo os métodos de Lin e Binns (1988b) e Annicchiarico (1992) para produção de grãos(Kg/ha) dos experimentos de avaliação de cultivares de milho-safrinha conduzido no ano de 1993.....	40

9	Estimativas dos parâmetros de estabilidade segundo o método proposto por Eberhart e Russell (1966) para produção de grãos(Kg/ha) dos experimentos de avaliação de cultivares de milho-safrinha conduzidos no ano de 1994.....	42
10	Estimativas dos parâmetros de estabilidade segundo os métodos de Lin e Binns (1988b) e Annicchiarico (1992) para produção de grãos(Kg/ha) dos experimentos de avaliação de cultivares de milho-safrinha conduzidos no ano de 1994.....	43
11	Estimativas dos parâmetros de estabilidade segundo o método proposto por Eberhart e Russell (1966) para produção de grãos(Kg/ha) dos experimentos de avaliação de cultivares de milho-safrinha conduzidos no ano de 1995.....	45
12	Estimativas dos parâmetros de estabilidade segundo os métodos de Lin e Binns (1988b) e Annicchiarico (1992) para produção de grãos(Kg/ha) dos experimentos de avaliação de cultivares de milho-safrinha conduzidos no ano de 1995.....	46
13	Estimativas das correlações classificatórias de Spearman entre b_0 e b_1 , P_1 e b_1 e P_1 e I_1 para os anos de 1993,1994 e 1995.....	47
14	Resumo da análise de variância conjunta de anos e locais para produção de grãos (Kg/ha), dos experimentos de avaliação de cultivares de milho-safrinha conduzidos nos biênios 1993/94, 1993/95 e 1994/95.....	48
15	Estimativas dos parâmetros de estabilidade segundo o método proposto por Eberhart e Russell (1966) para produção de grãos(Kg/ha) dos experimentos de avaliação de cultivares de milho-safrinha conduzidos no biênio 1993/94.....	49
16	Resultados da análise de variância do método AMMI para produção de grãos (Kg/ha) obtidos para os experimentos de avaliação de cultivares de milho-safrinha conduzidos no biênio 1993/94.....	50
17	Estimativas dos parâmetros de estabilidade segundo os métodos de Lin e Binns (1988b) e Annicchiarico (1992) para produção de grãos(Kg/ha) dos experimentos de avaliação de cultivares de milho-safrinha conduzidos no biênio 1993/94.....	51

18	Estimativas dos parâmetros de estabilidade segundo o método proposto por Eberhart e Russell (1966) para produção de grãos(Kg/ha)dos experimentos de avaliação de cultivares de milho-safrinha conduzidos no biênio 1993/95.....	52
19	Resultados da análise de variância do método AMMI para produção de grãos (Kg/ha) obtidos nos experimentos de avaliação de cultivares de milho-safrinha conduzidos no triênio 1993/95.....	53
20	Estimativas dos parâmetros de estabilidade segundo os métodos de Lin e Binns (1988b) e Annicchiarico (1992) para produção de grãos(Kg/ha) dos experimentos de avaliação de cultivares de milho-safrinha conduzidos no biênio 1993/95.....	54
21	Estimativas dos parâmetros de estabilidade segundo o método proposto por Eberhart e Russell (1966) para produção de grãos(Kg/ha)dos experimentos de avaliação de cultivares de milho-safrinha conduzidos no biênio 1994/95.....	55
22	Resultados da análise de variância do método AMMI para produção de grãos (Kg/ha) obtidos nos experimentos de avaliação de cultivares de milho-safrinha conduzidos no biênio 1994/95.....	56
23	Estimativas dos parâmetros de estabilidade segundo os métodos de Lin e Binns (1988b) e Annicchiarico (1992) para produção de grãos(Kg/ha) dos experimentos de avaliação de cultivares de milho-safrinha conduzidos no biênio 1994/95.....	57
24	Resumo da análise de variância conjunta de anos e locais para produção de grãos (Kg/ha) dos experimentos de avaliação de cultivares de milho-safrinha conduzidos no triênio 1993/94/95.....	58
25	Estimativas dos parâmetros de estabilidade segundo o método proposto por Eberhart e Russell (1966) para produção de grãos(Kg/ha)dos experimentos de avaliação de cultivares de milho-safrinha conduzidos no triênio 1993/94/95.....	59
26	Resultados da análise de variância do método AMMI para produção de grãos (Kg/ha) obtidos nos experimentos de avaliação de cultivares de milho-safrinha conduzidos no triênio 1993/94/95.....	59

- 27 Estimativas dos escores dos três primeiros componentes principais da análise AMMI (Gauch, 1988) para os experimentos de avaliação de cultivares de milho-safrinha conduzidos no triênio 1993/94/95..... 60
- 28 Estimativas dos parâmetros de estabilidade segundo os métodos de Lin e Binns (1988b) e Annicchiarico (1992) para produção de grãos(Kg/ha) dos experimentos de avaliação de cultivares de milho-safrinha conduzidos no triênio 1993/94/95..... 61

LISTA DE FIGURAS

Figura		Página
1	Distribuição dos experimentos de avaliação de cultivares de milho-safrinha conduzidos nas diferentes localidades do Brasil, no período de 1993 a 1995.....	20
2	Produtividade média e escores do primeiro e segundo componente principal da análise AMMI para os experimentos de avaliação de cultivares de milho-safrinha conduzidos no triênio 1993/94/95.....	63

LISTA DE APÊNDICE

Tabela	Página
1A Médias e resumo da análise de variância individual por local para produção de grãos (Kg/ha), dos experimentos de avaliação de cultivares de milho-safrinha conduzidos no ano 1993.....	85
2A Médias e resumo da análise de variância individual por local para produção de grãos (Kg/ha), dos experimentos de avaliação de cultivares de milho-safrinha conduzidos no ano 1994.....	86
3A Médias e resumo da análise de variância individual por local para produção de grãos (Kg/ha), dos experimentos de avaliação de cultivares de milho-safrinha conduzidos no ano 1995.....	87

RESUMO

GONÇALVES, Flávia Maria Avelar. ESTABILIDADE E ADAPTABILIDADE DE CULTIVARES DE MILHO AVALIADAS EM "SAFRINHA" NO PERÍODO DE 1993 A 1995. Lavras: UFLA, 1997. 87p. (Dissertação - Mestrado em Genética e Melhoramento de Plantas).*

Estimativas dos parâmetros de adaptabilidade e estabilidade foram obtidas a partir de experimentos de avaliação de cultivares de milho, no período da safrinha, nos anos de 1993, 1994 e 1995. Esses experimentos foram conduzidos em 7 locais nos Estados de São Paulo, Goiás e Paraná. O número de cultivares avaliadas variou com os anos, porém nunca foi inferior a 25. O delineamento utilizado foi em blocos casualizados com 3 repetições. Inicialmente as análises de variância conjunta foram efetuadas por ano. Posteriormente, utilizando os locais e as cultivares comuns, foram efetuadas as análises dos biênios e do triênios. Estimaram-se os parâmetros de adaptabilidade e

* Orientador: Samuel Pereira de Carvalho. Membros da Banca: Magno Antonio Patto Ramalho, José Carlos Cruz e Cleso Antonio Patto Pacheco.

estabilidade utilizando-se as metodologias de Eberhart e Russell (1966), Lin e Binns (1988b), Annicchiarico (1992) e AMMI (Gauch, 1988). Constatou-se que a magnitude da variância da interação cultivares x anos dentro de locais foi mais expressiva do que a interação cultivar x locais dentro de anos, indicando a necessidade de que as avaliações de cultivares na safrinha sejam realizadas num maior número de anos. As cultivares diferiram quanto à adaptabilidade e estabilidade de produção de grãos. Os materiais que se destacaram como mais adaptados e estáveis foram o híbrido simples ICI 8452, o híbrido triplo C 805 e o híbrido duplo AGROMEN 2012. Já os híbridos duplos BR 201, PLANAGRI 411, AG 303 e C 125 foram os que mostraram menor adaptação e maior instabilidade. Verificou-se que as metodologias de avaliação da estabilidade de Lin e Binns (1988b) e Annicchiarico (1992) forneceram informações semelhantes à metodologia de Eberhart e Russell (1966), porém as estimativas e interpretações dos resultados das duas primeiras foram mais fáceis, e também melhoraram o discernimento do melhorista em relação aos materiais.

ABSTRACT

STABILITY AND ADAPTABILITY OF MAIZE CULTIVARS EVALUATED IN "SAFRINHA" FROM 1993 TO 1995.

Adaptability and stability parameters were estimated from experimental evaluation of cultivars of corn, at "safrinha" time, in the years of 1993, 1994 and 1995. The experiments were conducted in 7 localities of the states of São Paulo, Goiás and Paraná. The number of cultivars evaluated varied during those years but never was less than 25. The experimental design utilized was in randomized blocks with 3 replications. Initially, the pooled analysis of variance (conjugate) were done annually. Later on, utilizing the locations and the common cultivars, analyses of two- and three-year period were performed. Thus the parameters of adaptability and stability were estimated based on the methodologies of Eberhart and Russell (1966), Lin and Binns (1988b), Annicchiarico (1992) and AMMI (Gauch, 1988). It was verified that the magnitude of variation of the interactions of the cultivars x years inside the localities was more prominent

than that by localities, indicating the necessity that evaluations of the cultivars in the harvesting period be realized in more years. The cultivars differed based on adaptability and stability of grain yield. The materials that distinguished themselves as more adaptable and stable were the simple hybrid ICI 8452, the triple hybrid C 805 and the double hybrid AGROMEN 2012. Now, the double hybrids BR 201, PLANAGRI 411, AG 303 and C 125 were those that showed lesser adaptability and higher instability. It was verified that the methodologies of stability evaluation of Lin and Binns (1988b) and Annicchiarico (1992) furnished similar information of that of Eberhart and Russell (1966), however, the estimations and interpretations of the results according to the first two references were easier, and also provided a better perception of the materials by the breeder.

1 INTRODUÇÃO

Na região centro-sul do Brasil, onde se concentra a maior parte da produção de milho, há duas safras distintas: a da época normal, cuja semeadura se estende do final de setembro até meados de dezembro e a "safrinha" com semeadura nos meses de janeiro a abril, dependendo da região.

A safrinha começou por iniciativa dos agricultores, especialmente no Estado do Paraná, na década de oitenta, visando a uma opção de sucessão à cultura da soja semeada no verão. Com o decorrer dos anos a importância dessa prática foi crescente e se estendeu para outros estados. Hoje estima-se que a safrinha seja responsável por cerca de dez por cento da produção brasileira de milho.

Como se conhece, as pesquisas em melhoramento genético, tanto na empresa privada quanto na pública, concentraram-se na época normal. Com o incremento da importância da safrinha a primeira contribuição dada pelas empresas de sementes foi avaliar as cultivares disponíveis, desenvolvidas para a época normal de semeadura sob a nova condição ambiental.

Em função da diversidade de ambiente em que o cultivo de milho nessa época é submetido é esperada a ocorrência de uma

forte interação cultivares x ambientes. Para atenuar os efeitos dessa interação a principal opção é identificar cultivares que sejam mais estáveis.

Para identificação de cultivares mais estáveis dispõe-se atualmente de várias metodologias (Ramalho, Santos e Zimmermann, 1993; Cruz e Regazzi, 1994; Vencovsky e Barriga, 1992), e a opção por uma delas está na dependência da informação fornecida e, sobretudo, da facilidade de análise e interpretação dos resultados.

Utilizando os dados dos experimentos de avaliação de cultivares de milho em safrinha, coordenados pelo CNPMS, conduzidos em diversos locais durante os anos de 1993, 1994 e 1995, foi realizado este trabalho com o objetivo de: a) verificar a importância da interação cultivares x locais, e cultivares x anos, visando a orientar os futuros trabalhos de melhoramento para essa condição; b) identificar entre os materiais já disponíveis aqueles que sejam mais adaptados e estáveis para o cultivo em safrinha; c) avaliar algumas metodologias de análise.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

2.1 Épocas de Semeaduras do Milho

As épocas apropriadas à sementeira do milho no Brasil variam amplamente. Mesmo dentro de uma região, como na Centro-Sul, por exemplo, há variação. No Estado do Paraná o milho é semeado em setembro, enquanto que em São Paulo semeia-se em outubro, e, em Minas Gerais, em outubro-novembro. Apesar dessas recomendações, a época de sementeira quase sempre se estende a dezembro e janeiro, muitas vezes chegando até fevereiro, embora trabalhos realizados na região mostrem que esse atraso acarreta reduções expressivas na produtividade de grãos (Viégas, 1978 e Souza, 1989).

Mesmo assim, a sementeira tardia tem sido bem sucedida durante os últimos anos, levando alguns produtores, principalmente no Estado do Paraná, a visualizarem a possibilidade de obter dois cultivos de milho em um único ano agrícola. Essa segunda safra, denominada safrinha, atualmente é responsável por cerca de 10% da produção de milho no Brasil (Duarte, 1994).

Apesar do alto grau de riscos e incertezas, característicos da maioria dos cultivos de entressafra, a cultura do milho em sucessão às culturas de primavera-verão tem permitido uma segunda safra no mesmo ano agrícola, além da proteção do solo durante o outono-inverno. Outra vantagem está relacionada à melhor utilização da terra, da maquinaria agrícola e da mão-de-obra e, ainda, à possibilidade de uma rentabilidade adicional ao produtor rural, através da produção de forragem, grão e/ou milho verde (Oliveira et al., 1994). Além disso, sua colheita coincide com a entressafra de oferta do produto, ocasião em que o mercado é plenamente comprador, com maiores oportunidades de o produtor obter preços mais compensadores (Brito, 1995).

Até o momento as produtividades de grãos obtidas com o milho safrinha têm sido inferiores àquelas obtidas na época convencional de cultivo. Isto pode ser explicado tanto pelos fatores climáticos, principalmente pluviosidade, baixas temperaturas e baixas radiações, como também por maior ocorrência de pragas e doenças, e da possibilidade de ataque de pássaros. Além desses fatores, uma outra alusão de importância deve ser feita no que diz respeito ao melhoramento, que até então não selecionou materiais específicos para safrinha.

↳ A avaliação de cultivares de milho possibilita a identificação e caracterização de materiais adaptados a uma determinada região e/ou época de semeadura (Brito, 1995). Sawazaki et al. (1994) avaliaram a adaptabilidade e estabilidade

de produção de cultivares de milho-safrinha no Estado de São Paulo, onde verificaram altas produtividades de grãos, com rendimento acima de 4.000 Kg/ha nas cidades de Votuporanga (5.532 Kg/ha) e Ituverava (4.110 Kg/ha) e que as condições climáticas, durante o período de duração do experimento, foram favoráveis à produção do milho. Com o mesmo objetivo, Esteves, Pereira e Ruschel (1994) verificaram que as cultivares de milho testadas no Estado de Goiás produziram pouco, em média 2.491 Kg/ha, devido ao estresse hídrico ocorrido, principalmente após o florescimento.

Foram realizados experimentos, por Oliveira et al. (1994) para verificar o efeito de épocas de semeadura sobre a produtividade de grãos e identificar o nível de precocidade mais adequado para a safrinha no estado do Mato Grosso. Verificaram esses autores que a produtividade de grãos foi de 3301 e 3590 Kg/ha, para as semeaduras efetuadas no início e no final do mês de fevereiro, respectivamente, e concluíram que as cultivares de ciclo superprecoce e precoce mostraram melhor desempenho em relação às de ciclo normal, constatando, assim, que a produtividade de grãos foi afetada principalmente pela época de semeadura. Já Duarte et al. (1994), conduzindo ensaios em vários locais no Vale do Paranapanema, no Estado de São Paulo, verificaram que as cultivares mais adaptadas e estáveis em todos os locais foram as de ciclo precoce.

Experimentos conduzidos no município de Lages-SC, instalados no final do mês de outubro e início de dezembro do ano

agrícola de 1986/87 e 1988/89 nos meses de setembro a janeiro, utilizando duas cultivares por ano, mostraram que nos dois anos, para as semeaduras realizadas em dezembro ou janeiro, o número de espigas e o número de grãos por espigas foram menores que nas semeaduras realizadas antes desse período, o que contribuiu para uma menor produtividade de grãos. A redução encontrada pode ser atribuída a períodos de deficiência hídrica, bem como à menor radiação solar e baixa temperatura, no período de desenvolvimento das plantas (Sangoi, 1993). Trabalhando com milho irrigado na região da Depressão Central, Rio Grande do Sul, Uitewilligen (1971), citado por Sangoi (1993), também verificou que nas semeaduras mais tardias houve formação de menor número de espigas por planta, atribuindo tal fato às temperaturas mais baixas que contribuíram para acelerar o ciclo da cultura, especialmente nas fases que vão da emergência ao pendoamento.

2.2 Interação de Genótipos com Ambientes

Quando várias cultivares são avaliadas em uma série de ambientes podem não apresentar comportamentos coincidentes, ou seja, as melhores cultivares em um determinado ambiente dificilmente mantêm sua superioridade quando cultivadas em outros ambientes. A esta resposta diferenciada dos genótipos à variação do ambiente denomina-se interação genótipos x ambientes.

Isso significa que os efeitos genéticos e ambientais não são independentes, uma vez que as respostas dos genótipos podem diferir com as variações ambientais (Souza Júnior e Vencovsky, 1989).

A interação é um complicador na hora de recomendar cultivares, pois impede que a recomendação possa ser feita de forma generalizada, acarretando assim maiores dificuldades e exigindo a adoção de medidas que controlem ou minimizem os efeitos dessa interação (Ramalho, Santos e Zimmermann, 1993).

A resposta relativa de genótipos em dois ou mais ambientes é resultado de dois tipos de variações ambientais: previsíveis e não-previsíveis. As primeiras incluem todas as condições ambientais permanentes, variações sistemáticas na duração do dia e tratos culturais, como época e densidade de plantio, além de outras práticas agronômicas preestabelecidas. Já as variações imprevisíveis correspondem às variações dos fatores ambientais, como precipitação, temperatura e outros. Portanto, a distinção entre essas duas categorias não é sempre clara e as características incluídas variam de cultura para cultura (Allard e Bradshaw, 1964).

↳ A existência da interação está associada a dois fatores: o primeiro, denominado parte simples, é proporcionado pela diferença de variabilidade entre genótipos nos ambientes, e o segundo, denominado parte complexa, pela falta de correlação

genética entre os desempenhos dos genótipos nos ambientes considerados (Vencovsky, 1987).

Deve-se salientar que em certas situações a interação detectada na análise de variância deve ser atribuída ao fato de que o modelo pode não ser aditivo e sim multiplicativo. Nessa situação Vencovsky e Geraldi (1977) propuseram para analisar a interação de genótipos com ambientes, o modelo estatístico, $Y_{ij} = m + \alpha_i(1 + \beta_j) + E_{ij}$, em que α_i é o efeito genotípico, β_j é o efeito do ambiente e E_{ij} abrange o erro experimental médio e a interação de genótipos com ambientes remanescentes e não explicada pela ação multiplicativa do efeito de ambientes sobre cultivares. Estudando a aplicação desse modelo para várias culturas, Chaves (1982) e Chaves, Vencovsky e Geraldi (1989) verificaram que o modelo multiplicativo era similar ao modelo linear de análise na explicação dos dados de feijão e milho, detectando-se uma certa multiplicatividade dos efeitos dos ambientes sobre os genótipos.

Existem alternativas para se atenuar o efeito da interação genótipo por ambiente. Uma delas seria a de se obter um material específico para cada ambiente. Isso é possível em algumas situações quando ocorre interação genótipo x local. O melhorista poderia assim capitalizar o efeito da interação a seu favor no processo seletivo. Esse procedimento, entretanto, não se utiliza para a maioria das espécies cultivadas, especialmente para as anuais, pela dificuldade de se obter e comercializar um

material genético específico para cada ambiente. Além do mais, essa estratégia não pode ser utilizada no caso da interação cultivar x fatores imprevisíveis. Uma outra alternativa é a estratificação dos ambientes (Morais, 1980). Uma região onde se pretendem desenvolver cultivares, pode ser dividida em sub-regiões mais homogêneas. Esse procedimento também é de uso restrito, especialmente para aqueles fatores ambientais que são imprevisíveis (Funnah e Mak, 1980). A terceira opção, a mais utilizada, é a identificação de genótipos com maior estabilidade frente às variações ambientais. Esse procedimento tem sido alvo de inúmeros estudos e a literatura é ampla a esse respeito.

2.3 Estabilidade Fenotípica

A identificação de cultivares que tenham maior estabilidade fenotípica é uma maneira que o melhorista tem para amenizar o efeito da interação genótipo x ambiente. Um problema que surge logo de início é a própria conceituação do termo estabilidade.

Estabilidade fenotípica para Mariotti et al. (1976) "é a capacidade dos genótipos de exibirem um desempenho o mais constante possível, em função das variações da qualidade do ambiente, e adaptabilidade para designar a capacidade de genótipos para assimilarem vantajosamente o estímulo ambiental;

uma vantagem do ponto de vista do rendimento agrícola". Segundo Vencovsky e Torres (1986), os termos estabilidade geográfica ou adaptabilidade são usados para caracterizar a estabilidade envolvendo as variações ecológicas entre locais, e estabilidade temporal, para se referir às diferenças de comportamento das cultivares em função das variações de ambiente, ao longo dos anos, numa dada região. Eles observaram que, para o milho, não existe uma correlação significativa entre estes dois tipos de estabilidade. Entretanto, não se pode descartar a possibilidade de identificar cultivares que sejam estáveis nos dois sentidos. Os autores Finlay e Wilkinson (1963), Allard e Bradshaw (1964) e Eberhart e Russell (1966) salientam que quanto maior for o efeito do ambiente sobre um determinado genótipo menor será a estabilidade fenotípica desse genótipo.

Neste trabalho será adotado o conceito de adaptabilidade definido por Mariotti et al. (1976).

O conceito de estabilidade foi subdividido em três tipos por Lin, Binns e Lefrovitch (1986). O tipo 1 é aquele em que o genótipo será considerado estável se sua variância entre ambientes for pequena. Essa foi denominada por Becker(1981) de "estabilidade no sentido biológico", e está em concordância com o conceito de homeostase largamente utilizado na genética. Esse comportamento não é desejado porque o genótipo não responde à melhoria do ambiente com aumento de produção, e, além disso, normalmente este tipo está associado a uma menor produtividade

(Becker, 1981; Lin, Binns e Lefkovich, 1986; Ramalho, Santos e Zimmermann, 1993 e Becker e Léon, 1988).

A estabilidade do tipo 2 foi denominada por Becker (1981) de "estabilidade no sentido agrônômico". Ocorre quando o genótipo mostra interações mínimas com o ambiente, o que significa que ele acompanha o desenvolvimento médio obtido nos ambientes por todos os outros materiais testados. Esse tipo tem sido o preferido por possibilitar a identificação de genótipos estáveis e com potencial de manter-se entre os melhores em todos os ambientes (Ramalho, Santos e Zimmermann, 1993). Lin, Binns e Lefkovich (1986) ressaltam que este tipo de estabilidade é uma medida relativa e restrita aos materiais que foram avaliados, não podendo ser generalizada, significando que um material estável em um determinado grupo de cultivares não necessariamente o será em presença de outros materiais.

No terceiro tipo de estabilidade, o genótipo será considerado estável quando o quadrado médio do desvio da regressão for pequeno.

Em trabalhos realizados por Lin, Binns e Lefkovich (1986) pode-se verificar que estes três tipos de estabilidade apresentam restrições no seu uso, especialmente aquele baseado nos desvios da regressão, e propõem como alternativa a utilização de estatísticas não paramétricas na avaliação da estabilidade.

Posteriormente um novo tipo de estabilidade foi proposto por Lin e Binns (1988a), à qual eles denominaram de tipo 4. Para a identificação desse tipo de estabilidade é necessário

que as cultivares sejam avaliadas em um certo número de anos e alguns locais. A análise de variância é realizada estimando o quadrado médio do efeito de anos dentro de locais para cada cultivar. Aquele material que apresentar o menor quadrado médio será considerado o mais estável às variações imprevisíveis dos anos.

Estudando as propriedades genéticas dos quatro tipos de parâmetros de estabilidade, Lin e Binns (1991) verificaram que somente os tipos 1 e 4 têm base genética, sendo assim apropriados à seleção. Por isso, quando o valor de b (coeficiente de regressão linear) é usado como parâmetro de estabilidade, um genótipo, denomina-se como estável do tipo 1 se $b=0$, sendo, portanto, herdável, mas se avalia como estável do tipo 2 quando $b=1$, não é herdável. A prática convencional para identificar genótipo instável, é $b \neq 1$ (Mahal, Gil e Bhullar, 1988; Chakroun, Taliaferro e NcNew, 1990).

Um genótipo teoricamente ideal seria aquele com rendimento alto e comportamento estável em ambientes desfavoráveis e capaz de responder à melhoria das condições de ambiente (Verma, Chahal e Murty, 1978). A identificação desse genótipo não é possível pelas metodologias de Finlay e Wilkinson (1963) e de Eberhart e Russell (1966), uma vez que, de acordo com essas metodologias, um genótipo com adaptabilidade acima da média possui alta produtividade em ambientes favoráveis, e baixa produtividade em ambientes desfavoráveis. Com isso propuseram

uma técnica de regressão alternativa utilizando duas equações de regressão (Verma, Chahal e Murty, 1978). A primeira envolvendo os ambientes desfavoráveis (índices ambientais negativos) e a segunda para ambientes favoráveis (índices ambientais positivos). Para amenizar o problema da análise de uma pequena quantidade de ambientes, Silva e Barreto (1985) propuseram um modelo no qual o ajustamento é obtido por uma única equação constituída de dois segmentos de reta com união no ponto correspondente ao valor zero do índice de ambiente. Posteriormente Cruz, Torres e Vencovsky (1989) sugeriram uma modificação na metodologia de Silva e Barreto (1985), de forma a proporcionar uma simplificação na obtenção das estimativas dos parâmetros e das somas de quadrados, permitindo estimativas com desvios-padrão menores e eliminando a correlação residual existente entre os parâmetros de estabilidade mais importantes.

A opção de utilizar a metodologia de Eberhart e Russell (1966) ou de Silva e Barreto (1985) modificada por Cruz, Torres e Vencovsky (1989) irá depender da rejeição ou não da hipótese $H_0: \beta_{2i} = 0$; para todo i . A não rejeição dessa hipótese indica que o comportamento do genótipo pode ser predito por uma reta, e conseqüentemente a primeira metodologia pode ser melhor opção. No método modificado por Cruz, Torres e Vencovsky (1989), o genótipo desejável seria aquele que exibisse uma média de produção alta, o β_{1i} o menor possível (maior estabilidade), $(\beta_{1i} + \beta_{2i})$ o maior possível (responsivo à melhoria do ambiente) e a

variância dos desvios da regressão próximo ou igual a zero (comportamento previsível).

Estatísticas paramétricas de estabilidade obtidas pela análise de regressão linear, são matematicamente simples e de fácil interpretação biológica pelos geneticistas, melhoristas e agrônomos. Entretanto, esse método apresenta algumas desvantagens: a) Especialmente quando está envolvido um pequeno número de cultivares pode não ocorrer independência entre o desempenho de cada cultivar e a média geral (Crossa, 1990; Lin Binns e Lefkovich, 1986), isto porque cada uma delas tem efeito pronunciado na média; b) normalmente a discriminação das cultivares através do coeficiente de regressão linear é pequena. Isso ocorre porque a média dos b 's é 1 no método de Eberhart e Russell (1966) e a variação em torno desse valor, normalmente, é pequena; c) ele não é informativo quando a linearidade é falha; d) é altamente dependente do grupo de genótipos e ambientes incluídos na análise; e) tende a supersimplificar os modelos de respostas pela explicação da interação em apenas uma dimensão (coeficiente de regressão), quando na realidade ele pode ser bem mais complexo. Existe o perigo de prejudicar informações importantes que facilitem a interpretação biológica e estatística (Crossa, 1990).

Uma outra opção é o emprego de análises multivariadas, especialmente o método denominado AMMI (Additive Multiplicative Models Interaction) (Gauch, 1988). Por esse método inicialmente

estimam-se os efeitos médios aditivos de genótipos e de ambientes através de uma análise de variância. Depois são calculados os efeitos multiplicativos para a interação Genótipo x Ambiente pela Análise de Componentes Principais (Crossa, 1990). O método pode ser utilizado com três objetivos: a) Como modelo de diagnose; b) para esclarecer as interações genótipos x ambientes; c) visa melhorar a precisão na estimativa de produção (Zobel, Wright e Gauch, 1988). Esse método tem sido atualmente um dos mais empregados para diferentes espécies (em soja por Zobel, Wright e Gauch, 1988; em milho por Gauch e Zobel, 1988; Crossa, Gauch e Zobel, 1990; Mowers et al., 1993 e Arias, 1996; em trigo por Yau, 1995). É preciso enfatizar, contudo, que a interpretação gráfica só é de fácil entendimento quando o primeiro componente principal explica mais de 60% da variação da interação. Quando isso não ocorre deve-se utilizar do segundo, terceiro, quarto, etc., componentes, o que evidentemente inviabiliza a explicação gráfica. Alguns resultados têm sido obtidos com milho nos quais o primeiro componente principal explicou menos de 30% da variação (Mowers et al., 1993 e Arias, 1996). Já Zobel, Wright e Gauch (1988) trabalhando com soja, comprovaram que o primeiro componente principal explicava mais de 70% da variação.

Uma outra metodologia interessante para estimar a estabilidade é a de Lin e Binns (1988b), a qual se baseia no princípio de que nas avaliações de cultivares o que se procura é o material com desempenho próximo do máximo para a maioria dos ambientes. Para avaliar esse tipo de estabilidade estima-se o

parâmetro denominado P_i que mede o desvio da produtividade de uma dada cultivar em relação ao máximo em cada um dos j ambientes. Sendo assim, considera-se como cultivar ideal aquela que apresentar uma menor estimativa de P_i . A metodologia também possibilita verificar quanto do valor do P_i é atribuído aos dois componentes, ou seja, ao desvio genético, ou à interação.

Finalmente, resta comentar a metodologia proposta por Annicchiarico (1992) que estima o índice de confiança (index reliability) de uma determinada cultivar apresentar desempenho abaixo da média do ambiente. Para a aplicação dessa metodologia, as médias de cada cultivar são transformadas em porcentagens da média dos ambientes. Posteriormente é estimado o desvio padrão (s_i) das porcentagens de cada cultivar. Com esses dois parâmetros, \bar{Y}_i e s_i , é estimado o índice de confiança (I_i) pela expressão:

$$I_i = \bar{Y}_i - Z_{(1-\alpha)} * s_i;$$
 onde $Z_{(1-\alpha)}$ é o valor na distribuição normal estandardizada no qual a função de distribuição acumulada atinge o valor $(1-\alpha)$. Esse α é o nível de significância pré-fixado. Annicchiarico (1992) considerou α como sendo 0,25, o que representa que de 4 casos apenas 1 é esperado abaixo da média do ambiente. Essa metodologia foi aplicada por Annicchiarico et al., 1994, para análise da interação genótipo de milho híbrido com ambientes, na Itália.

3 MATERIAL E MÉTODOS

Foram utilizados neste trabalho os dados obtidos nos experimentos de avaliação de cultivares de milho-safrinha, nos anos de 1993, 1994 e 1995. Dados esses gentilmente cedidos pelo Centro Nacional de Pesquisa de Milho e Sorgo (CNPMS) da Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (EMBRAPA).

3.1 Material

Nesses experimentos foram avaliadas várias cultivares entre híbridos simples, duplos, triplos e variedades de polinização livre, de empresas públicas e privadas. Neste trabalho foram utilizadas 39 cultivares. A relação das cultivares com suas respectivas origens, tipo de cultivar e anos de avaliação, encontra-se na Tabela 1.

TABELA 1. Cultivares utilizadas nos experimentos de milho, suas respectivas origens, tipo de cultivar e ano de avaliação.

Cultivares	Origens	Tipo de Cultivar	Ano de Avaliação
AG 122	Agroceres	HD ¹	1993, 1994 e 1995
AG 519	Agroceres	HD	1993, 1994 e 1995
AG 510	Agroceres	HTM ²	1993 e 1994
AG 405	Agroceres	HD	1993 e 1994
AG 1043	Agroceres	HD	1994 e 1995
AG 951	Agroceres	HT ³	1994 e 1995
AG 303	Agroceres	HD	1993 e 1994
G 85	Ciba Sementes	HT	1993, 1994 e 1995
G 600	Ciba Sementes	HD	1993 e 1994
G 740	Ciba Sementes	HD	1993 e 1994
G 550	Ciba Sementes	HT	1994 e 1995
C 125	Cargill	HD	1993 e 1994
C 606	Cargill	HD	1993, 1994 e 1995
C 805	Cargill	HT	1993, 1994 e 1995
C 901	Cargill	HS ⁴	1993, 1994 e 1995
C 701	Cargill	HD	1993, 1994 e 1995
C 435	Cargill	HD	1994 e 1995
C 425	Cargill	HD	1993 e 1994
C 135	Cargill	HD	1993, 1994 e 1995
CO.E.82 2992	Colorado	-	1994 e 1995
AGROMEN 2007	AGROMEN	HD	1993, 1994 e 1995
AGROMEN 2012	AGROMEN	HD	1993, 1994 e 1995
AGROMEN 2003	AGROMEN	HD	1993, 1994 e 1995
XB 8030	Semeali	HD	1993 e 1995
XB 8028	Semeali	HD	1993 e 1994
AL 25	Cati	V ⁵	1993, 1994 e 1995
XL 380	Braskalb	HT	1993, 1994 e 1995
XL 660	Braskalb	HD	1994 e 1995
XL 655	Braskalb	HD	1994 e 1995
BR 201	EMBRAPA	HD	1993, 1994 e 1995
BR 205	EMBRAPA	HD	1994 e 1995
BR 206	EMBRAPA	HD	1994 e 1995
ICI 8447	ICI Sementes do Brasil	HD	1993 e 1994
ICI 8452	ICI Sementes do Brasil	HS	1993 e 1994
Planagri 401	Planagri	HD	1994 e 1995
Planagri 402	Planagri	-	1994 e 1995
Planagri 411	Planagri	HD	1994 e 1995
Dina 766	Dina-Milho Carol	HS	1993 e 1994
Dina 70	Dina-Milho Carol	HD	1993 e 1994

¹HD:híbrido duplo; ²HTM: híbridos triplo modificado; ³HT:híbrido triplo, ⁴HS:híbrido simples; ⁵V:variedade;.

3.2 Locais

Os experimentos foram conduzidos em vários locais. Contudo, foram utilizados apenas aqueles em que se obteve o peso de grãos, ou seja, 7 locais nos anos de 1993, 1994 e 1995, situados nos Estados de São Paulo, Goiás e Paraná (Figura 1). Estes locais representam relativamente bem a região maior produtora de milho no Brasil. As coordenadas geográficas e altitudes dos locais dos experimentos encontram-se na Tabela 2. As épocas de semeadura e colheita em cada um dos locais em que esses experimentos foram conduzidos estão apresentadas na Tabela 3.

3.3 Delineamento Experimental e Condução

Foram avaliadas 27, 38 e 27 cultivares nos anos 1993, 1994 e 1995, respectivamente, em blocos casualizados, com 3 repetições.

As semeaduras, as adubações e os tratamentos culturais foram realizados nas épocas apropriadas, a critério do técnico responsável pela execução do experimento.

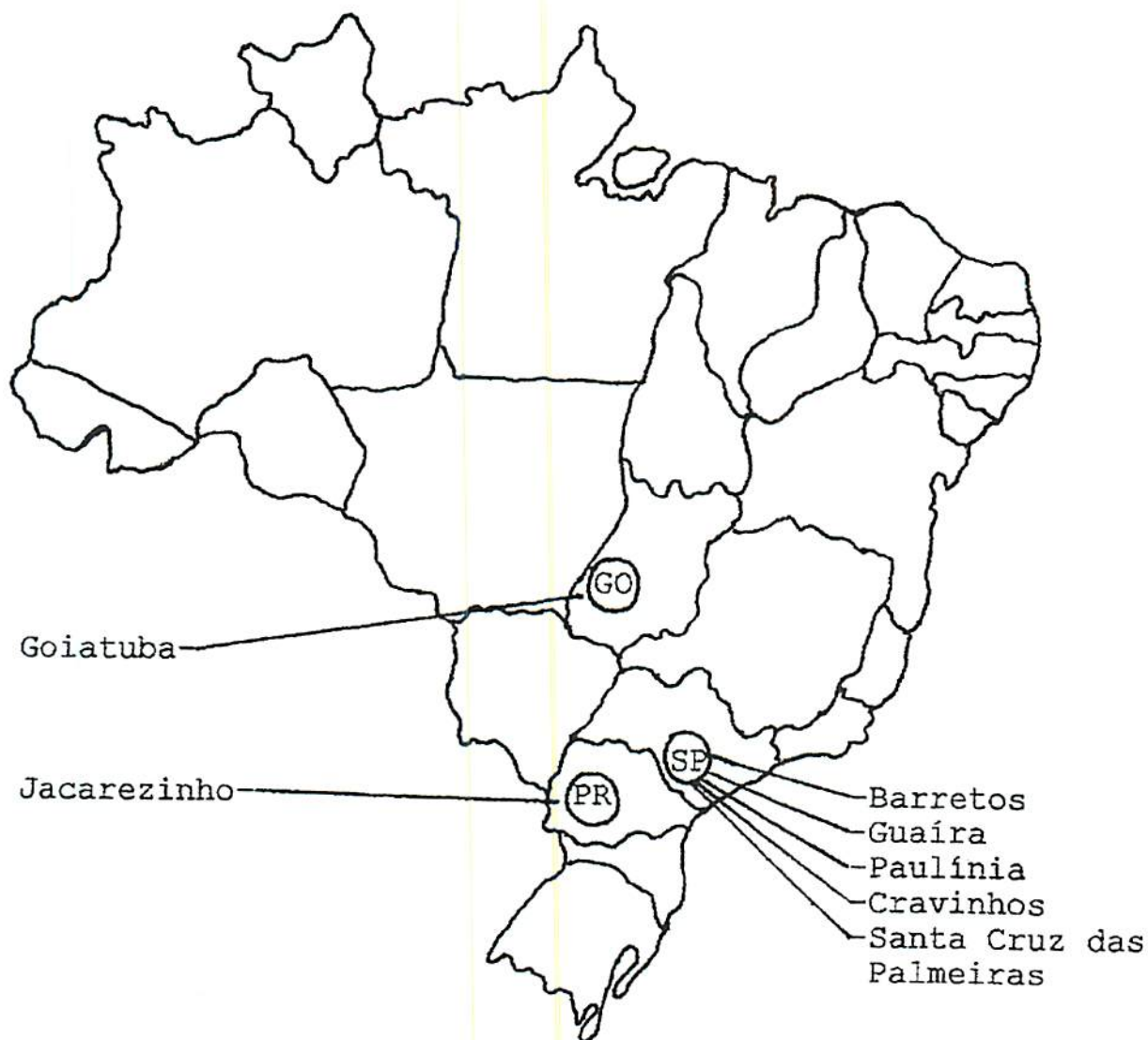


FIGURA 1. Distribuição dos experimentos de avaliação de cultivares de milho-safrinha conduzidos nas diferentes localidades do Brasil, no período de 1993 a 1995.

TABELA 2. Coordenadas geográficas e altitude dos locais dos experimentos de avaliação de cultivares de milho-safrinha

Locais	Coordenadas Geográficas		Altitude (m)
	Latitude	Longitude	
Santa Cruz das Palmeiras	21°50'S	47°16'W	644
Cravinhos	21°20'S	47°44'W	782
Goiatuba	18°00'S	49°21'W	630
Paulínia	22°45'S	47°10'W	564
Barretos	20°34'S	48°34'W	552
Guaira	20°18'S	48°18'W	490
Jacarezinho	23°09'S	49°58'W	435

Fonte: Enciclopédia dos Municípios Brasileiros, 1958.

TABELA 3. Datas de instalação e colheita dos experimentos.

Locais	Data	
	Semeadura	Colheita
Cravinhos	04/mar/1993	18/ago/1993
	02/mar/1994	04/ago/1994
	21/fev/1995	15/jul/1995
Goiatuba	16/fev/1993	20/jul/1993
	03/jan/1994	11/jul/1994
	14/fev/1995	22/jul/1995
Guaira-2	05/mar/1993	13/jul/1993
	25/fev/1994	11/jul/1994
	23/fev/1995	15/jul/1995
Jacarezinho	02/mar/1993	09/ago/1993
	02/fev/1994	04/jul/1994
	14/mar/1995	30/ago/1995
Barretos	15/mar/1993	08/out/1993
	11/mar/1994	03/ago/1994
	27/mar/1995	10/ago/1995
Paulínia	17/mar/1993	30/ago/1993
	02/mar/1994	10/set/1994
Guaira-1	09/mar/1994	24/ago/1994
	16/mar/1995	25/jul/1995
Santa Cruz das Palmeiras	23/mar/1993	06/out/1993
	06/mar/1995	27/set/1995

3.4 Dados Anotados

Neste trabalho foram utilizados os dados do número de plantas no momento da colheita - estande final e peso de grãos (Kg/ha). O teor de umidade dos grãos foi utilizado para ajustar a umidade em 15%.

Como análise de estande foi não significativa, os dados da produtividade de grãos foram ajustados para o estande ideal (50 plantas por parcela) utilizando a expressão apresentada por Vencovsky e Barriga (1992), ou seja

$$Y_{ij}^* = Y_{ij} - b(X_{ij} - 50),$$

em que:

- Y_{ij}^* : produtividade de grãos corrigida do tratamento "i" na repetição "j"
- Y_{ij} : produtividade de grãos observada do tratamento "i" na repetição "j"
- X_{ij} : número de plantas observado do tratamento "i" na repetição "j"
- b: coeficiente de regressão residual de y_{ij} em função de X_{ij} , obtido na análise de covariância da produtividade, tendo como covariável o número de plantas, conforme Steel e Torrie(1960).

Posteriormente foi efetuada a correção da produtividade para a umidade padronizada de 15% pela expressão:

$$\hat{y}_{ij} = \frac{y^*_{ij} (1-U)}{0,85},$$

em que:

\hat{y}_{ij} : peso corrigido da produção de grãos (Kg/ha) do tratamento "i" na repetição "j" corrigida para 15%

U: umidade observada do tratamento "i" na repetição "j"

3.5 Análise Estatística

Utilizando os dados da produção de grãos corrigida para estande e umidade foram efetuadas análises individuais de cada experimento. Em seguida procedeu-se à análise de variância conjunta dos locais para cada ano (Tabela 4), conforme metodologia proposta por Pimentel Gomes (1990), utilizando o seguinte modelo estatístico, sendo considerado como fixo o efeito dos genótipos:

$$y_{ijk} = m + g_i + l_k + (gl)_{ik} + b_{j(k)} + e_{(ijk)};$$

em que:

Y_{ijk} : valor observado do genótipo "i", no local "k", no bloco "j";

m: média geral;

g_i : efeito de genótipo "i", $i = 1, 2, \dots, n$;

l_k : efeito do local "k", $k = 1, 2, \dots, p$;

$(gl)_{ik}$: efeito da interação do genótipo "i" com o local "k";

$b_{j(k)}$: efeito do bloco "j", dentro do local "k", $j=1, 2, \dots, r$;

$e_{(ijk)}$: erro experimental; $e_{(ijk)} \sim (0, \sigma^2)$

TABELA 4. Esquema da análise de variância conjunta por locais com as respectivas esperanças dos quadrados médios.

FV	Gl	QM	E (QM)	F
Blocos/Locais	$p(r-1)$	Q_1	$\sigma^2 + n\sigma_{B/L}^2$	
Locais (L)	$(p-1)$	Q_2	$\sigma^2 + n\sigma_{B/L}^2 + nr\sigma_L^2$	Q_2/Q_1
Genótipo (G)	$(n-1)$	Q_3	$\sigma^2 + r\sigma_{GL}^2 + pr\phi_G$	Q_3/Q_4
G x L	$(n-1)(p-1)$	Q_4	$\sigma^2 + r\sigma_{GL}^2$	Q_4/Q_5
Erro	$p(n-1)(r-1)$	Q_5	σ^2	

em que: $\phi_G = \sum_{i=1}^n G_i^2 / (n-1)$,

Depois foram efetuadas as análises conjuntas para os biênios 1993 e 94, 1993 e 95 e 1994 e 95, e para o triênio 1993,

94 e 95 (Tabela 5) utilizando as cultivares e locais comuns nesses anos, segundo o modelo, sendo considerado como fixo o efeito dos genótipos.

$$Y_{ijkq} = m + g_i + l_k + a_{q(k)} + b_{j(kq)} + (gl)_{ik} + (ga)_{iq(k)} + e_{ijkq},$$

em que:

Y_{ijkq} : valor observado do genótipo "i" na repetição "j", no local "k", no ano "q";

m: média geral;

g_i : efeito do genótipo "i", com "i" = 1, 2, ..., n;

$a_{q(k)}$: efeito de ano "q" no local "k", com "q" = 1, 2, ..., m;

l_k : efeito de local "k";

$b_{j(kq)}$: efeito de bloco "j", dentro do local "k" e do ano "q";

$(ga)_{iq(k)}$: efeito da interação do genótipo "i" com o ano "q" dentro do local "k"

$(gl)_{ik}$: efeito da interação do genótipo "i" com o local "k";

e_{ijkq} : erro experimental, correspondente à interação do genótipo "i" com o bloco "j", dentro do local "k" no ano "q".

As médias foram comparadas utilizando-se o teste Duncan. Como alternativa a esse teste também foi utilizado o método de Fasoulas (1983) que leva em consideração a proporção de materiais que uma dada cultivar superou estatisticamente.

TABELA 5. Esquema da análise de variância conjunta para genótipos e locais comuns em diferentes conjuntos de anos, com as respectivas esperanças dos quadrados médios.

FV	Gl	QM	E (QM)	F
Locais (L)	(p-1)	Q ₁	$\sigma^2 + n\sigma_{B(L \times A)}^2 + nr\sigma_{A/L}^2 + nmr\sigma_L^2$	Q ₁ /Q ₂
Ano/Locais	p(m-1)	Q ₂	$\sigma^2 + n\sigma_{B(L \times A)}^2 + nr\sigma_{A/L}^2$	Q ₂ /Q ₃
Blocos/(L x A)	mp(r-1)	Q ₃	$\sigma^2 + n\sigma_{B(L \times A)}^2$	Q ₃ /Q ₇
Genótipo (G)	(n-1)	Q ₄	$\sigma^2 + r\sigma_{(AG)/L}^2 + mnr\sigma_{GL}^2 + mpr\phi_G$	Q ₄ /Q ₅
G x L	(n-1)(p-1)	Q ₅	$\sigma^2 + r\sigma_{(AG)/L}^2 + mnr\sigma_{GL}^2$	Q ₅ /Q ₆
G x A /L	p(m-1)(g-1)	Q ₆	$\sigma^2 + r\sigma_{(AG)/L}^2$	Q ₆ /Q ₇
Erro	(g-1)(r-1)pm	Q ₇	σ^2	

3.6 Estimação dos Parâmetros de Estabilidade

Nas estimações dos parâmetros de estabilidade foram utilizadas quatro metodologias:

3.6.1 Método de Regressão - Eberhart e Russell (1966)

Para estimar-se os parâmetros de estabilidade e adaptabilidade utilizaram-se dados médios da análise de regressão linear, usando como parâmetro de adaptabilidade a produtividade média de grãos para cada genótipo. O coeficiente de regressão

linear (b_i) é utilizado como padrão de resposta do genótipo aos diferentes ambientes e a estabilidade de cada genótipo é avaliada pela variância dos desvios da regressão (S^2_{di}) ou pelo coeficiente de determinação (R^2).

O modelo de regressão adotado foi o seguinte:

$$Y_{ij} = \mu_i + b_i I_j + \delta_{ij} + \bar{e}_{ij} ,$$

em que:

Y_{ij} : média observada do genótipo "i" no ambiente "j";

μ_i : média geral do genótipo "i";

b_i : coeficiente de regressão linear, que descreve a resposta do genótipo "i" a todos os ambientes;

I_j : índice ambiental;

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

\bar{e}_{ij} : erro médio associado à média.

O índice ambiental é calculado da seguinte forma:

$$I_j = \bar{y}_{.j} - \bar{y}_{..} ; \quad \sum_{j=1}^n I_j = 0$$

em que:

$\bar{y}_{..}$: média geral

$\bar{y}_{.j}$: média do ambiente

As análises foram realizadas com auxílio do programa denominado GENES, desenvolvido pela Universidade Federal de Viçosa.

3.6.2 Método Multivariado AMMI (Additive Multiplicative Models Interaction) (Gauch, 1988)

Esse modelo baseia-se inicialmente na estimação dos efeitos aditivos, para genótipos e ambientes, pelo procedimento usual da análise de variância (ANAVA). Em seguida são estimados os efeitos da interação genótipos x ambientes, considerados multiplicativos, utilizando para isso a análise dos componentes principais (ACP).

O Modelo AMMI é descrito como:

$$y_{ij} = \mu + g_i + a_j + \sum_{K=1}^n \lambda_K \alpha_{iK} \gamma_{jK} + r_{ij} + \bar{e}_{ij} ,$$

em que:

y_{ij} : produção média do genótipo "i" no ambiente "j";

μ : média geral;

g_i : desvio do genótipo "i", com $g_i = \bar{y}_{i.} - \bar{y}_{..}$;

a_j : desvio médio do ambiente "j", com $e_j = \bar{y}_{.j} - \bar{y}_{..}$;

λ_K : autovalor "K" do eixo da ACP;

α_{iK} : escore do genótipo "i" no eixo "K" da ACP;

γ_{ij} : escore do ambiente "j" no eixo "K" da ACP;

"n": número de eixos da ACP retidos no modelo;

r_{ij} : resíduo da ACP; e,

\bar{e}_{ij} : erro médio experimental associado à observação y_{ij}

Os efeitos de interação (GE_{ij}) são estimados pela expressão:

$$GE_{ij} = y_{ij} - \bar{y}_{i.} - \bar{y}_{.j} + \bar{y}_{..}$$

em que:

$$\bar{y}_{i.} = \frac{\sum_{j=1}^a y_{ij}}{a} : \text{m\u00e9dia do gen\u00f3tipo "i"};$$

$$\bar{y}_{.j} = \frac{\sum_{i=1}^g y_{ij}}{g} : \text{m\u00e9dia do ambiente "j"};$$

$$\bar{y}_{..} = \frac{\sum_i \sum_j y_{ij}}{a.g} : \text{m\u00e9dia geral}$$

Inicialmente elaborou-se duas matrizes, uma contendo os efeitos de interação de cada genótipo nas linhas e ambiente nas colunas (${}_gX_a$) e, em seguida, calculou-se $X'X$, que se constitui na matriz de SQP para ambientes, pois $\sum_j GE_{ij} = 0, \forall_i$; e a outra contendo, os efeitos de interação de cada ambiente nas linhas e genótipo nas colunas (${}_aY_g$), calculando-se também $Y'Y$ que corresponde à matriz de SQP para genótipos, pois $\sum_i GE_{ij} = 0, \forall_j$. Com estas matrizes ($X'X$ e $Y'Y$), realizou-se a análise de componentes principais (Johnson e Wichern, 1988).

Foi possível estimar os autovalores (λ_K), pela análise de componentes principais, os quais são os mesmos para as duas matrizes [$K \leq \text{mínimo } (g,a)$]. Também foi possível estimar os autovetores para as duas matrizes, as quais foram pré-multiplicadas pela matriz das médias, obtendo, assim, os escores de cada componente principal para os genótipos (α_{iK}) a partir de $X'X$ e para ambientes (γ_{jK}) a partir de $Y'Y$.

Os escores da ACP de genótipos e ambientes devem ser representados como um vetor unidade, dividido pela raiz 4-ésima de λ_K , isto é:

$$\text{Escore da ACP do ambiente} = \lambda_K^{-0,25} \cdot \gamma_{jK}; \text{ e,}$$

$$\text{Escore da ACP do genótipo} = \lambda_K^{-0,25} \cdot \alpha_{iK}$$

Na análise AMMI, foi realizado o teste "F" para determinar a significância do Quadrado Médio dos Eixos ACP a serem retidos no modelo e calcularam-se os graus de liberdade pela metodologia proposta por Gollob (1968).

$$Gl_K = g + a - 1 - 2K,$$

em que:

"g": número de genótipo;

"a": número de ambientes; e,

"K": número correspondente do eixo ACP retido no modelo, com, K = 1, para o primeiro eixo ACP retido no modelo; K = 2, para o segundo eixo ACP retido no modelo; K = 3, para o terceiro eixo ACP retido no modelo, e assim por diante.

3.6.3 Metodologia de Lin e Binns (1988b)

Os resultados de estabilidade obtidos por esse método são baseados tanto no efeito médio genotípico como no efeito da interação genótipos x ambientes. Cada genótipo é comparado com a resposta máxima em cada ambiente, fornecendo uma medida de superioridade. Essa medida (P_i) do genótipo é definida por Lin e

Binns (1988b) como a distância entre o quadrado médio do genótipo i e o genótipo com resposta máxima, como:

$$P_i = \sum_{j=1}^n (Y_{ij} M_j)^2 / 2n,$$

em que:

P_i : índice de estabilidade do genótipo "i";

Y_{ij} : produtividade do genótipo "i" no ambiente "j";

M_j : produtividade do genótipo com resposta máxima entre todos os genótipos no ambiente "j";

n : número de ambientes

Essa expressão pode ser desdobrada em:

$$P_i = \left[n(Y_i - \bar{M})^2 + \sum_{j=1}^n (Y_{ij} - \bar{Y}_i - M_j + \bar{M})^2 \right] / 2n$$

em que:

$Y_i = \sum_{j=1}^n Y_{ij} / n$: média do genótipo "i";

$\bar{M} = \sum_{j=1}^n M_j / n$: média dos genótipos com resposta máxima.

Considerando que M_j representa uma cultivar hipotética, então o primeiro termo da equação representa a soma de Quadrados para o Efeito Genético e o segundo termo é a Soma de Quadrados para o Efeito da Interação Genótipos x Ambientes quando duas

cultivares são comparadas, sendo o segundo termo o mais importante.

As análises foram realizadas com auxílio do programa denominado "Establin", desenvolvido por Vargas e Teixeira (1994)¹.

3.6.4 Método Proposto por Annicchiarico (1992)

Esse método consiste em expressar as médias dos genótipos como porcentagem da média ambiental.

Inicialmente monta-se uma matriz $g \times a$ e obtêm-se as médias dos ambientes ($\bar{Y}_{.j}$) e em seguida obtêm-se as porcentagens das cultivares em relação às médias dos ambientes. Depois calcula-se a média geral do genótipo ($\bar{Y}_{i.}$) em porcentagem e o desvio padrão (s_i). Então para estimar o índice de confiança (I_i) utiliza-se a seguinte expressão:

$$I_i = \bar{Y}_{i.} - Z_{(1-\alpha)} s_i$$

em que:

¹ "Establin", não publicado. Maurício Arantes Vargas e Flavia França Teixeira, estudantes de Pós-Graduação em Genética e Melhoramento de Plantas - UFLA, Lavras-MG.

I_i : índice de confiança (%);

\bar{Y}_i : média geral do genótipo "i" em porcentagem;

Z: percentil $(1-\alpha)$ da função de distribuição normal acumulada;

α : nível de significância

s_i : desvio padrão dos valores percentuais

4 RESULTADOS

Os resultados serão inicialmente apresentados para cada ano e posteriormente para os biênios e finalmente para o triênio, envolvendo, evidentemente, nesses dois últimos casos, apenas as cultivares comuns.

4.1 Resultados dos Anos de 1993, 1994 e 1995.

Observou-se que a produtividade média dos experimentos nos anos de 1993, 1994 e 1995 foi de 4497 Kg/ha, 3974 Kg/ha e 4101 Kg/ha, respectivamente (Tabela 1A, 2A e 3A), evidenciando baixa flutuação na produtividade média dos experimentos nos três anos.

O coeficiente de variação (CV%) por experimento variou de 7,3% em Guaira 2 a 31,8% em Santa Cruz das Palmeiras, ambos em 1995, indicando que ocorreu expressiva variação na precisão experimental.

Constatou-se que dos 21 experimentos conduzidos nos três anos, apenas em 2 deles não se detectou diferença significativa entre os híbridos e/ou variedades avaliadas. Depreende-se assim que houve variabilidade entre os materiais genéticos avaliados.

A produtividade média das cultivares nos locais onde foram conduzidos os experimentos variou de 1625 Kg/ha (Guaíra 1, 1994) a 6487 Kg/ha (Jacarezinho, 1995) (Tabelas 1A, 2A e 3A). Essa variação pode ser justificada por fatores climáticos, especialmente precipitação (chuva), geada e por diferenças na fertilidade dos solos utilizados.

Nas análises de variância conjuntas dos locais, as fontes de variação genótipos, locais e interação genótipos (G) x locais (L), foram significativas pelo teste F ($P \leq 0,01$) em todos os anos. O coeficiente de variação variou de 11,3% (1995) a 14,3% (1993), indicando uma boa precisão experimental na avaliação das cultivares (Tabela 6).

Considerando que o material mais adaptado é o que apresenta maior produtividade média de grãos (Mariotti et al., 1976), o destaque em 1993 foi o híbrido simples ICI 8452 que superou estatisticamente 96% das cultivares avaliadas (Tabela 7).

TABELA 6. Resumo da análise de variância conjunta dos locais, para produção de grãos (Kg/ha), dos experimentos de avaliação de cultivares de milho-safrinha conduzidos no período de 1993 a 1995.

FV	ANO					
	1993		1994		1995	
	GL	QM	GL	QM	GL	QM
Blocos/Locais	14	2188910,86**	14	1260494,02**	14	759176,60**
Genótipo (G)	26	3962463,58**	37	2923537,46**	26	241975,43**
Locais (L)	6	82693973,09**	6	151615738,39**	6	85328669,19**
G x L	156	1050784,69**	222	732466,25**	156	603413,79**
Erro Médio	364	414140,34	518	295532,28	364	216010,03
Média		4497		3974		4101
CV (%)		14,30		13,70		11,30

** : Significativo pelo teste F ao nível de 1% de probabilidade

Constatou-se que em 1993 as cultivares avaliadas diferiram na resposta à melhoria das condições ambientais. O coeficiente de regressão linear (b_1) proposto por Eberhart e Russell (1966) variou de 0,43 para o híbrido duplo BR 201 a 1,321 para os híbridos ICI 8452 e AGROMEN 2012. Dessa forma infere-se que o BR 201 foi o menos responsivo à melhoria do ambiente e os outros dois híbridos os mais responsivos. Verificou-se também que a maioria das cultivares avaliadas não apresentou estimativas de b_1 diferindo da unidade (Tabela 7).

Pela metodologia de Eberhart e Russell (1966), a estimativa do coeficiente de determinação avalia a estabilidade de resposta, ou seja, a previsibilidade de resposta. Novamente o

destaque negativo foi o híbrido BR 201 que foi o mais instável ($R^2 = 22,8\%$). Entre os mais estáveis destacaram-se C 805 ($R^2 = 97,7\%$), AG 410 ($R^2 = 96,8\%$) e ICI 8447 ($R^2 = 96,5\%$) (Tabela 7).

TABELA 7. Estimativas dos parâmetros de estabilidade segundo o método proposto por Eberhart e Russell (1966) para produção de grãos (Kg/ha) dos experimentos de avaliação de cultivares de milho-safrinha conduzidos no ano de 1993.

Cultivares	Média	P (%)	b_i	R^2 %
AG 510	4304	4	0,877	59,36
AG 410	4005	0	1,075	96,75
AG 122	4252	4	0,998	76,72
AG 519	4191	0	0,684*	52,55
AG 303	3878	0	0,895	73,19
G 600	3744	0	0,878	72,68
G 85	4405	11	0,980	71,13
G 740	3921	0	0,790	68,37
C 125	4010	0	0,707	55,00
C 425	4579	19	0,874	77,67
C 135	4598	22	1,006	95,12
XB 8030	4714	30	1,122	85,83
XB 8038	4520	19	1,071	71,69
ICI 8447	4983	56	1,137	96,45
AGROMEN 2007	5069	63	1,077	76,00
AGROMEN 2012	5117	63	1,321*	88,02
AGROMEN 2003	4802	41	1,053	82,45
AL 25	4188	0	0,859	85,53
XL 380	4429	11	1,017	73,37
C 606	4423	11	0,994	81,60
C 805	5000	56	1,220	97,68
C 901	4329	4	1,115	69,00
C 701	4910	52	1,175	79,92
DINA 70	4721	30	1,007	74,65
DINA 766	4706	30	1,319*	90,16
BR 201	4112	0	0,428**	22,75
ICI 8452	5519	96	1,321*	88,25
Média	4497			
Nº de Ambientes	7			

P: % de cultivares que foram superadas estatisticamente pela cultivar i , pelo teste de Duncan ao nível de 5% de probabilidade.

*, **: Significativo pelo teste F aos níveis de 5% e 1% de probabilidade, respectivamente

Uma outra metodologia utilizada para avaliar a estabilidade foi proposta por Lin e Binns (1988b), que considera o desvio em relação ao desempenho máximo em cada local.

A estimativa de P_i fornece esse desvio. Um menor valor dessa estimativa indica que a cultivar apresenta comportamento mais próximo do máximo no maior número de ambientes. Para 1993 os resultados são apresentados na tabela 8. Vale ressaltar que os resultados obtidos são bem concordantes com os relatados pelo método de Eberhart e Russell (1966). Observe-se que o material com melhor performance foi novamente o híbrido simples ICI 8452 e entre os de pior performance está o híbrido duplo BR 201, embora não seja esse o híbrido que apresentou maior estimativa de P_i (Tabela 8). Uma das vantagens dessa metodologia é que ela não só possibilita estimar o desvio em relação ao máximo, como quantificar quanto desse desvio foi devido ao genótipo ou à interação. Novamente, constata-se que o BR 201 foi o que mais contribuiu para a interação, sendo, portanto, o material mais instável.

Considerando que toda atividade agrícola envolve algum risco, a escolha de uma dada cultivar para ser recomendada aos agricultores pode ser feita considerando o risco dessa cultivar apresentar desempenho abaixo de um dado padrão, como, por exemplo, a média dos materiais avaliados. Para se estimar esse risco Annicchiarico (1992) propôs a estimativa do índice de confiança.

Os valores obtidos pelo método proposto por Annicchiarico (1992), para o ano de 1993, são apresentados na Tabela 8. Aqui também o destaque foi o híbrido simples ICI 8452 que possui 75% de probabilidade de, na pior das hipóteses,

apresentar produtividade 15% acima da média do ambiente. Entre os materiais de pior desempenho estão os híbridos duplos BR 201 e G 600, que podem apresentar produtividade média 20% abaixo da média do ambiente.

TABELA 8. Estimativas dos parâmetros de estabilidade segundo os métodos de Lin e Binns (1988b) e Annicchiarico (1992) para produção de grãos (Kg/ha) dos experimentos de avaliação de cultivares de milho-safrinha conduzidos no ano de 1993.

Cultivares	Média	P _i	Desvio		Contribuição para a interação (%)	I _i (%)
			Genético	Interação		
AG 510	4304	1540,54	1100,49	440,05	7,31	87
AG 410	4005	1705,58	1588,78	116,79	1,94	84
AG 122	4252	1492,06	1178,55	313,51	5,21	85
AG 519	4191	1699,58	1274,52	425,06	7,06	85
AG 303	3878	2164,68	1824,05	340,63	5,66	79
G 600	3744	2401,03	2087,80	313,23	5,20	75
G 85	4405	1285,87	955,75	330,12	5,49	88
G 740	3922	2093,74	1741,51	352,23	5,85	80
C 125	4010	2058,17	1580,39	477,78	7,94	81
C 425	4579	899,41	730,84	168,57	2,80	95
C 135	4598	831,44	708,05	123,39	2,05	99
XB 8030	4714	748,73	576,58	172,14	2,86	98
XB 8038	4520	1108,14	803,55	304,59	5,06	91
ICI 8447	4983	379,29	323,78	55,50	0,92	107
AGROMEN 2007	5069	353,75	258,38	95,37	1,58	104
AGROMEN 2012	5117	322,57	225,31	97,26	1,62	105
AGROMEN 2003	4802	612,74	485,39	127,34	2,12	99
AL 25	4188	1431,16	1279,54	151,61	2,52	89
XL 380	4429	1007,94	923,25	84,69	1,41	90
C 606	4423	1080,71	931,42	149,30	2,48	92
C 805	5000	375,93	310,70	65,24	1,08	108
C 901	4329	1202,13	1063,92	138,21	2,30	85
C 701	4910	486,94	385,44	101,49	1,69	98
DINA 70	4720	769,32	569,40	199,92	3,32	97
DINA 766	4706	742,35	585,05	157,30	2,61	96
BR 201	4112	2080,68	1404,25	676,43	11,24	78
ICI 8452	5519	76,36	36,22	40,14	0,67	115
Média	4497					
Nº de Ambientes	7					

Observe-se que no ano de 1994 os materiais que se destacaram como mais adaptados foram o híbrido simples ICI 8452 e

o híbrido CO 822992, que superaram estatisticamente 97% dos materiais avaliados (Tabela 9).

Verifica-se que entre as cultivares avaliadas em 1994 houve pequena diferença na resposta à melhoria das condições ambientais, pois o coeficiente de regressão linear (b_2) proposto por Eberhart e Russell (1966) variou de 0,75 para o híbrido duplo PLANAGRI 411 a 1,185 apresentado pelo híbrido simples ICI 8452. Assim, pode-se inferir que o PLANAGRI 411 foi o menos responsivo à melhoria do ambiente e o ICI 8452 o mais responsivo. Esse resultado concorda com o encontrado em 1993. Também pode-se observar que apenas uma cultivar avaliada apresentou estimativa de b_1 diferindo da unidade (Tabela 9).

Verifica-se que os materiais AG 303, PLANAGRI 411 e CO 822992 foram os que se destacaram como mais instáveis, apresentando coeficientes de determinação menores que 80%. Entre os mais estáveis destacaram-se o híbrido triplo G 85 ($R^2=97,2\%$) e o híbrido duplo C 135 ($R^2=95,9\%$) (Tabela 9).

Os resultados da aplicação do método de Lin e Binns (1988b) para o ano de 1994 encontram-se na tabela 10. Os materiais que apresentaram melhor performance foram o ICI 8452, C 701 e o CO 822992 e entre os de pior performance está o híbrido duplo AG 303, que apresentou maior estimativa de P_1 . Os materiais que mais contribuíram para interação foram o AG 303 e AGROMEN 2003, sendo, portanto, os materiais mais instáveis.

Os híbridos G 85, C 701 e CO 822992 novamente se destacaram quando se utilizou a metodologia de Annicchiarico (1992). Na pior das hipóteses, com 75% de probabilidade, a produtividade desses materiais foi no mínimo 8% acima da média do

TABELA 9. Estimativas dos parâmetros de estabilidade segundo o método proposto por Eberhart e Russell (1966) para produção de grãos (Kg/ha) dos experimentos de avaliação de cultivares de milho-safrinha conduzidos no ano de 1994.

Cultivares	Média	P(%)	b_i	R^2 %
C 701	4591	68	1,166	92,08
C 901	4032	18	0,942	85,51
C 805	4444	58	1,079	91,37
C 606	3868	8	0,852	84,85
CO 822992	4645	97	0,917	75,89
G 740	3800	5	0,813	87,66
AGROMEN 2012	4375	55	0,933	84,99
AGROMEN 2007	4231	42	0,901	87,61
AGROMEN 2003	3937	8	1,035	76,11
DINA 766	3633	3	1,076	81,97
DINA 70	3737	3	1,179	92,87
PLANAGRI 401	4112	26	0,976	82,68
PLANAGRI 402	3605	3	0,905	93,47
ICI 8452	4664	97	1,185	85,33
ICI 8447	3958	11	0,975	88,26
AG 122	4110	26	1,068	86,71
AG 510	3822	5	0,971	92,26
AG 405	4345	50	1,151	92,26
BR 205	3961	11	1,094	78,24
C 425	3714	3	1,169	81,51
C 125	3601	3	1,109	87,16
C 435	4289	47	1,042	89,37
C 135	3567	3	1,006	95,86
XB 8028	4073	21	1,056	87,19
G 85	4406	55	1,030	97,16
G 600	3459	0	1,012	91,91
G 550	4516	66	0,949	72,20
XL 380	3393	0	1,022	77,53
XL 660	3858	5	1,023	94,16
XL 655	3536	0	0,885	89,13
PLANAGRI 411	3795	5	0,752*	75,43
AL 25	3693	3	1,030	90,72
AG 1043	4131	32	0,938	89,39
AG 951	4212	39	0,939	80,64
AG 303	3192	0	0,967	74,37
AG 519	4314	47	0,987	82,84
BR 201	3723	3	0,908	80,97
BR 206	3673	3	0,957	87,16
Média	3974			
Nº de Ambientes	7			

P: % de cultivares que foram superadas estatisticamente pela cultivar i , pelo teste de Duncan ao nível de 5% de probabilidade.

*: Significativo pelo teste F ao nível de 5% de probabilidade

ambiente. Entre os materiais com pior produtividade, até 30% abaixo da média do ambiente, encontram-se os híbridos AG 303 e XL 380, sendo, portanto, híbridos de baixa confiabilidade para a semeadura na safrinha (Tabela 10).

TABELA 10. Estimativas dos parâmetros de estabilidade segundo os métodos de Lin e Binns (1988b) e Annicchiarico (1992) para produção de grãos (Kg/ha) dos experimentos de avaliação de cultivares de milho-safrinha conduzidos no ano de 1994.

Cultivares	Média	P _i	Desvio		Contribuição para a interação (%)	I _i (%)
			Genético	Interação		
C 701	4591	252,10	191,32	60,78	0,77	109
C 901	4032	1011,00	693,00	318,00	4,03	95
C 805	4444	321,87	293,05	28,82	0,37	106
C 606	3868	1179,21	898,76	280,46	3,56	91
CO 822992	4645	219,59	159,13	60,46	0,77	108
G 740	3800	1225,28	993,04	232,24	2,95	90
AGROMEN 2012	4375	527,15	347,90	179,25	2,27	103
AGROMEN 2007	4231	565,06	478,10	86,96	1,10	100
AGROMEN 2003	3937	1283,45	808,81	474,64	6,02	89
DINA 766	3633	1675,64	1242,11	433,53	5,50	81
DINA 70	3737	1275,81	1083,81	191,99	2,44	83
PLANAGRI 401	4112	726,20	602,02	124,18	1,58	95
PLANAGRI 402	3605	1455,67	1286,87	168,80	2,14	84
ICI 8452	4664	178,78	148,90	29,88	0,38	104
ICI 8447	3958	952,53	783,04	169,49	2,15	94
AG 122	4110	850,21	603,74	246,47	3,13	96
AG 510	3822	1119,80	962,08	157,72	2,00	90
AG 405	4345	482,75	373,87	108,88	1,38	96
BR 205	3961	829,47	779,11	50,36	0,64	88
C 425	3714	1489,42	1118,15	371,26	4,71	80
C 125	3601	1635,32	1292,60	342,71	4,35	80
C 435	4289	597,34	423,33	174,01	2,21	104
C 135	3567	1652,78	1348,32	304,47	3,86	82
XB 8028	4073	753,86	645,73	108,12	1,37	95
G 85	4406	410,68	322,40	88,28	1,12	108
G 600	3459	1792,69	1532,25	260,44	3,30	79
G 550	4516	360,25	240,22	120,03	1,52	104
XL 380	3393	2099,16	1648,67	450,50	5,72	70
XL 660	3858	1051,64	913,37	138,27	1,75	89
XL 655	3536	1639,40	1400,42	238,98	3,03	83
PLANAGRI 411	3795	1322,37	1000,30	322,07	4,09	88
AL 25	3693	1348,35	1149,56	198,79	2,52	86
AG 1043	4131	661,83	581,20	80,64	1,02	99
AG 951	4212	733,13	497,29	235,84	2,99	99
AG 303	3192	2511,73	2034,72	477,01	6,05	66
AG 519	4314	507,46	400,51	106,95	1,36	100
BR 201	3723	1399,31	1103,67	295,64	3,75	86
BR 206	3673	1345,58	1180,09	165,49	2,10	85
Média	3974					
Nº de Ambientes	7					

Os materiais que apresentaram destaques em 1995, como sendo os mais adaptados, foram os híbridos C 435 e C 805, que superaram estatisticamente 96% dos materiais avaliados (Tabela 11).

Constatou-se que as cultivares avaliadas em 1995 diferiram na resposta à melhoria das condições ambientais. Haja vista que o coeficiente de regressão linear (b_i) variou de 0,68 para o híbrido duplo BR 201 a 1,262 para o híbrido CO 822992. Assim, pode-se inferir que o BR 201 foi também nesse ano o menos responsivo à melhoria do ambiente, coincidindo com o que foi encontrado em 1993. Verifica-se também que a maioria das cultivares avaliadas não apresentou estimativas de b_i diferindo da unidade (Tabela 11).

Ressalte-se que o híbrido C 435 foi o que apresentou menor desvio em relação à produtividade máxima do ambiente, menor P_i . O contrário ocorreu com o híbrido duplo BR 201, embora não tenha sido este o que apresentou maior estimativa de P_i . Constatou-se também que o híbrido duplo C 125 foi o que mais contribuiu para a interação, sendo, portanto, o material mais instável (Tabela 12).

Confirmando o desempenho mostrado com a utilização das metodologias anteriores, o híbrido C 435, juntamente com C 805, constituem os de menor risco para os agricultores, pois com 75% de probabilidade a produtividade máxima esperada desses híbridos foi na pior das hipóteses 11% acima da média do ambiente. Observe-se que o C 125 foi o material com pior

desempenho, apresentando produtividade média que pode ser até 30% abaixo da média do ambiente (Tabela 12).

TABELA 11. Estimativas dos parâmetros de estabilidade segundo o método proposto por Eberhart e Russell (1966) para produção de grãos (Kg/ha) dos experimentos de avaliação de cultivares de milho-safrinha conduzidos no ano de 1995.

Cultivares	Média	P(%)	b_i	R^2 %
C 606	3869	7	0,787	91,80
C 805	4752	96	0,831	88,50
C 901	3718	0	1,154	97,56
XL 660	3721	0	1,293	98,56
XL 380	3454	0	1,202**	92,58
XL 655	3637	0	1,030	93,91
C 125	3455	0	1,192	87,72
CO 822992	4489	59	1,269**	90,98
AG 951	4136	30	1,156	98,19
AG 122	4144	30	1,231	95,89
G 550	4665	70	0,821	92,04
XB 8030	4211	33	0,905	95,00
AGROMEN 2012	4374	44	1,024	97,24
PLANAGRI 411	4121	30	0,803	94,27
AG 519	4557	67	0,883	89,67
AG 1043	4207	33	1,108	94,37
C 701	4400	44	0,949	98,23
BR 201	3577	0	0,676	93,77
BR 205	3984	15	0,873	95,84
AGROMEN 2003	3949	9	1,172	94,90
G 85	4544	67	1,128	98,75
AL 25	4000	15	0,799	95,73
BR 206	3782	7	0,888	98,14
AGROMEN 2007	4330	44	1,054	98,87
PLANAGRI 402	3708	0	0,743	97,77
C 435	4807	96	1,050	96,51
PLANAGRI 401	4138	30	0,977	97,29
Média	4101			
Nº de Ambientes	7			

P: % de cultivares que foram superadas estatisticamente pela cultivar i , pelo teste de Duncan ao nível de 5% de probabilidade.

** : Significativo pelo teste F ao nível de 1% de probabilidade

TABELA 12. Estimativas dos parâmetros de estabilidade segundo os métodos de Lin e Binns (1988b) e Annicchiarico (1992) para produção de grãos (Kg/ha) dos experimentos de avaliação de cultivares de milho-safrinha conduzidos no ano de 1995.

Cultivares	Média	P_i	Desvio		Contribuição para a interação (%)	I_i (%)
			Genético	Interação		
C 606	3869	884.07	769.33	114.74	4.44	87
C 805	4752	190.33	64.18	126.14	4.88	111
C 901	3718	1030.28	968.63	61.64	2.38	76
XL 660	3721	1043.80	965.06	78.74	3.04	76
XL 380	3454	1500.35	1371.40	128.95	4.98	68
XL 655	3637	1153.68	1084.44	69.23	2.68	80
C 125	3455	1627.67	1369.75	257.92	9.97	69
CO 822992	4489	433.19	193.00	240.19	9.29	87
AG 951	4136	510.80	473.64	37.16	1.44	93
AG 122	4144	577.62	466.72	110.91	4.29	92
G 550	4665	208.12	99.01	109.10	4.22	106
XB 8030	4211	493.02	403.97	89.05	3.44	97
AGROMEN 2012	4374	335.25	270.74	64.51	2.49	103
PLANAGRI 411	4121	591.17	289.34	106.83	3.94	96
AG 519	4557	287.16	152.75	134.61	5.20	104
AG 1043	4207	497.02	407.70	89.31	3.45	96
C 701	4400	283.15	251.75	31.40	1.21	105
BR 201	3577	1335.29	1174.39	160.90	6.22	82
BR 205	3984	691.41	633.46	57.96	2.24	94
AGROMEN 2003	3949	799.19	674.13	125.06	4.83	87
G 85	4544	181.42	160.10	21.32	0.82	106
AL 25	4000	712.00	616.21	95.79	3.70	95
BR 206	3782	929.71	881.98	47.73	1.85	90
AGROMEN 2007	4330	343.56	304.31	39.25	1.52	102
PLANAGRI 402	3708	1120.41	982.40	138.51	5.35	87
C 435	4807	64.69	45.73	18.96	0.73	111
PLANAGRI 401	4138	508.70	472.81	35.89	1.39	97
Média	4101					
Nº de Ambientes	7					

Estimou-se a correlação classificatória de Spearman entre a estimativa de P_i , de Lin e Binns (1988b) e o b_i de Eberhart e Russell (1966) e entre P_i e I_i de Annicchiarico (1992) e entre a média (b_0) e b_i nos três anos (Tabela 13). Observe-se que as estimativas variaram entre anos, no caso das correlações envolvendo o coeficiente de regressão linear b_i . Entre P_i e I_i ela sempre foi negativa e alta, indicando que essas duas estimativas são correlacionadas.

TABELA 13. Estimativas das correlações classificatórias de Spearman entre b_o e b_i , P_i e b_i e P_i e I_i para os anos de 1993, 1994 e 1995.

ANO	b_o/b_i	P_i/b_i	P_i/I_i
1993	0,724	-0,807	-0,971
1994	0,178	-0,112	-0,962
1995	-0.070	-0,055	-0,929

4.2 Resultados dos Biênios 1993/94, 1993/95 e 1994/95

Para realizar a análise conjunta de anos e locais utilizaram-se as cultivares e os locais que coincidiam. No biênio de 1993/94 utilizaram-se 25 cultivares, no biênio 1993/95 foram 15 cultivares e no biênio 1994/95 foram 26 cultivares. Em todos os biênios foram utilizados 6 locais. Observou-se que a produtividade média dos experimentos nos biênios flutuou pouco, com 4937 Kg/ha no biênio 1993/94, 4270 Kg/ha no biênio 1993/95 e 4208 Kg/ha no biênio 1994/95. O coeficiente de variação situou-se entre de 12,16% (1994/95) e 13,68% (1993/95), indicando uma boa precisão experimental na avaliação das cultivares. Observe-se que todas as fontes de variações foram significativas, à exceção do efeito de locais e da interação G x L (Tabela 14).

TABELA 14. Resumo da análise de variância conjunta de anos e locais para produção de grãos (Kg/ha), dos experimentos de avaliação de cultivares de milho-safrinha conduzidos nos biênios 1993/94, 1993/95 e 1994/95.

FV	Biênios					
	1993/94		1993/95		1994/95	
	GL	QM	GL	QM	GL	QM
Locais (L)	5	40838734,36	5	135938971,88	5	131497937,41
Ano / L	6	68175530,96**	6	39095327,32**	6	105293557,22**
R / L x A	24	1773477,08**	24	1050085,47**	24	869117,93**
Genótipo	24	5434845,12**	14	4175835,92**	25	1343841,26*
G x L	120	1075333,05	70	981511,51	125	709738,31
G x A / L	144	1033022,24**	84	867401,42**	150	1321552,58**
Erro	576	362943,66	336	341188,24	600	261971,62
Média	4437		4270		4208	
CV (%)		13,58		13,68		12,16

*, **: Significativo pelo teste F aos níveis de 5% e 1% de probabilidade, respectivamente

Como visto, o material mais adaptado é o que apresenta maior produtividade média de grãos. O destaque do biênio 1993/94 foi o híbrido simples ICI 8452, que superou estatisticamente 96% dos materiais avaliados (Tabela 15).

Observou-se que no biênio 1993/94 as cultivares avaliadas diferiam na resposta à melhoria das condições ambientais, com estimativa de regressão linear (b_i) variando de 0,554 para o híbrido duplo BR 201 a 1,399 apresentada pelo híbrido simples DINA 766. Constata-se novamente que o BR 201 foi o que se apresentou menos responsivo, como já havia ocorrido em 1993 e 1995, e também mostrou ser o material de menor previsibilidade de comportamento, com menor estimativa de R^2 .

Verifica-se também que para a maioria das cultivares avaliadas as estimativas de b_i não diferiram da unidade (Tabela 15).

TABELA 15. Estimativas dos parâmetros de estabilidade segundo o método proposto por Eberhart e Russell (1966) para produção de grãos (Kg/ha), dos experimentos de avaliação de cultivares de milho-safrinha conduzidos no biênio 1993/94.

Cultivares	Média	P(%)	b_i	R^2 %
AG 510	4268	8	0,842	61,35
AG 405	4410	20	0,939	53,83
AG 122	4381	20	1,037	71,05
AG 519	4492	20	0,696*	43,73
AG303	3745	0	0,889	59,25
G 600	3794	0	0,925	73,88
G 85	4647	32	0,885	65,85
G 740	3997	0	0,679*	59,65
C 125	4016	0	0,843	60,25
C 425	4330	12	1,016	78,17
C 135	4230	8	1,168	88,65
XB 8028	4563	24	1,085	75,29
ICI 8447	4712	52	1,090	82,86
AGROMEN 2007	4807	60	1,038	72,31
AGROMEN 2012	4977	76	1,203	80,27
AGROMEN 2003	4519	24	1,216	79,21
XL 380	4159	8	0,997	60,89
C 606	4361	16	0,977	80,28
C 805	4963	76	1,087	84,98
C 901	4381	20	1,044	66,12
C 701	4952	76	1,147	74,89
DINA 70	4436	20	1,164	78,31
DINA 766	4345	16	1,399**	85,81
BR 201	4045	0	0,554**	30,69
ICI 8452	5390	96	1,080	71,45
Média	4437			
Nº de Ambientes	12			

P: % de cultivares que foram superadas estatisticamente pela cultivar i , pelo teste de Duncan ao nível de 5% de probabilidade.

*, **: Significativo pelo teste F aos níveis de 5% e 1% de probabilidade, respectivamente

Uma outra maneira de avaliar a estabilidade é através do método AMMI, proposto por Gauch (1988), no qual empregam-se técnicas multivariadas. Por esse método decompõe-se a fonte de variação em efeitos aditivos de genótipos e de ambientes, através da análise de variância tradicional, e efeito da interação, utilizando a análise dos componentes principais (ACP).

Constatou-se que no biênio 1993/94 todas as fontes de variação, inclusive os três primeiros componentes principais, foram significativos pelo teste F ($P \leq 0,01$). Os três primeiros componentes principais juntos explicaram 64,71% da variação devida à interação, sendo que o primeiro componente principal (ACP-1) explicou 30,32% (Tabela 16).

O híbrido simples ICI 8452 foi o que apresentou desempenho mais próximo do máximo na maioria dos ambientes.

TABELA 16. Resultados da análise de variância do método AMMI para produção de grãos (Kg/ha) obtidos para os experimentos de avaliação de cultivares de milho-safrinha conduzidos no biênio 1993/94.

FV	GL	SQ	QM	R ² (%)
Ensaio	299	1021478309,76	3416315,42**	
Ambientes (E)	11	613246857,52	55749714,32**	
Genótipos (G)	24	130436282,93	5434845,12**	
G x E	264	277795169,31	1052254,43**	
ACP-1	34	84227495,33	2477579,27**	30,32
ACP-2	32	61337173,38	1916786,67**	22,08
ACP-3	30	34196585,34	1139886,18**	12,31
Desvio	168	98033915,25	583535,21**	35,29
Erro	576	209055546,16	362943,66	
Total	899	1273097305,76		

** : Significativo pelo teste F ao nível de 1% de probabilidade

O contrário ocorreu com o híbrido duplo BR 201, apesar de não ter sido este o material que apresentou maior estimativa de P_i . Novamente constata-se esse último híbrido como sendo o que mais contribuiu para a interação, sendo, portanto, instável (Tabela 17).

Na pior das hipóteses o híbrido ICI 8452 apresentou produtividade 13% acima da média do ambiente, sendo, portanto, o de maior confiabilidade. Já o contrário ocorreu com o BR 201, cuja produtividade média esperada pode chegar a ser 20% abaixo da média do ambiente (Tabela 17).

TABELA 17. Estimativas dos parâmetros de estabilidade segundo os métodos de Lin e Binns (1988b) e Annicchiarico (1992) para produção de grãos (Kg/ha) dos experimentos de avaliação de cultivares de milho-safrinha, conduzidos no biênio 1993/94.

Cultivares	Média	P_i	Desvio		Contribuição para a interação (%)	I_i (%)
			Genético	Interação		
AG 510	4268	1387,69	1068,84	318,85	4,99	89
AG 405	4410	1133,43	871,20	262,23	4,10	87
AG 122	4381	1241,18	910,58	330,61	5,17	90
AG 519	4492	1136,02	766,53	369,49	5,78	92
AG 303	3745	2452,68	1971,77	408,91	7,52	75
G 600	3794	2195,64	1875,66	319,98	5,00	78
G 85	4647	866,54	586,44	280,10	4,38	97
G 740	3997	1808,91	1502,51	306,40	4,79	83
C 125	4016	1943,02	1468,90	474,12	7,41	83
C 425	4330	1239,14	980,70	258,44	4,04	91
C 135	4230	1327,72	1125,00	202,72	3,17	88
XB 8028	4563	907,39	681,24	226,15	3,54	95
ICI 8447	4712	640,83	518,16	122,66	1,92	100
AGROMEN 2007	4807	465,03	426,35	38,69	0,60	101
AGROMEN 2012	4977	393,62	284,01	109,61	1,71	105
AGROMEN 2003	4519	1009,02	733,97	275,05	4,30	93
XL 380	4159	1572,62	1234,91	337,82	5,28	84
C 606	4361	1115,07	937,42	177,64	2,78	92
C 805	4963	363,36	294,27	69,09	1,08	106
C 901	4381	1151,04	910,46	240,58	3,76	89
C 701	4952	414,23	302,77	111,46	1,74	102
DINA 70	4436	1048,59	837,33	211,26	3,30	91
DINA 766	4345	1265,81	959,57	306,23	4,79	88
BR 201	4045	1947,46	1421,02	526,44	8,23	80
ICI 8452	5390	96,18	58,06	38,12	0,60	113
Média	4437					
Nº de Ambientes	12					

As cultivares avaliadas no biênio 1993/95 diferiram na resposta à melhoria das condições ambientais. Isto pode ser observado através da variação do coeficiente de regressão linear, que foi de 0,652 para o híbrido duplo BR 201 a 1,19 apresentado pelos híbridos AGROMEN 2003 e AG 901. Dessa forma infere-se novamente que o BR 201 foi o menos responsivo à melhoria do ambiente, concordando com o que foi encontrado no biênio 1993/94 (Tabela 18). Constata-se também que cerca da metade das cultivares avaliadas não apresentaram b_i diferindo da unidade.

TABELA 18. Estimativas dos parâmetros de estabilidade segundo o método proposto por Eberhart e Russell(1966) para produção de grãos (Kg/ha), dos experimentos de avaliação de cultivares de milho-safrinha conduzidos no biênio 1993/95.

Cultivares	Média	P(%)	b_i	R^2 %
AG 122	4097	20	1,098	87,72
AG 519	4238	47	0,734**	67,48
G 85	4405	53	1,028	84,81
C 125	3712	0	1,043	83,85
XB 8030	4403	53	0,969	89,13
AGROMEN 2007	4662	73	1,093	92,20
AGROMEN 2012	4784	93	1,161*	95,35
AGROMEN 2003	4389	53	1,188*	94,43
AL 25	4022	20	0,807*	94,21
XL 380	3847	7	1,180*	89,07
C 606	4143	27	0,893	91,01
C 805	4795	93	0,934	90,47
C 901	4079	20	1,193*	93,79
C 701	4580	73	1,028	91,09
BR 201	3886	7	0,652**	73,53
Média	4270			
Nº de Ambientes	12			

P: % de cultivares que foram superadas estatisticamente pela cultivar i , pelo teste de Duncan ao nível de 5% de probabilidade.

*, **: Significativo pelo teste F aos níveis de 5% e 1% de probabilidade, respectivamente

Através do método AMMI observa-se que todas fontes de variação, inclusive os componentes principais, foram significativos pelo teste F ($P \leq 0,01$). Os três primeiros componentes principais juntos explicaram 77,28% da variação devida à interação, sendo que o primeiro componente principal explicou 38,12% (Tabela 19).

TABELA 19. Resultados da análise de variância do método AMMI para produção de grãos (Kg/ha), obtidos nos experimentos de avaliação de cultivares de milho-safrinha conduzidos no biênio 1993/95.

FV	GL	SQ	QM	R ² (%)
Ensaio	179	1114296051,67	6225117,61**	
Ambientes (E)	11	914266823,31	83115165,76**	
Genótipos (G)	14	58461702,80	4175835,92**	
G x E	154	141567525,55	919269,65**	
ACP-1	24	53965540,76	2248564,20**	38,12
ACP-2	22	32546374,14	1479380,64**	22,99
ACP-3	20	23033036,42	1151651,82**	16,27
Desvio	88	32022574,28	363892,89**	22,62
Erro	336	114639250,04	341188,24	
Total	539	1254137353,00		

** : Significativo pelo teste F ao nível de 1% de probabilidade

O material que apresentou melhor performance foi o híbrido duplo AGROMEN 2012, identificado pela metodologia de Lin e Binns (1988b) e entre os de pior performance, reiterando os resultados anteriores, encontra-se o híbrido duplo BR 201, apesar de não ter sido este o que apresentou maior estimativa de P_1 . Os materiais que mais contribuíram para a interação foram os híbridos AG 519, BR 201 e C 125 (Tabela 20).

Os materiais que apresentaram maiores índices de confiança foram os híbridos AGROMEN 2012 e C 805, cuja produtividade espera-se estar sempre 7% acima da média do

ambiente. Os materiais XL 380 e C 125 foram os que apresentaram produtividade média 25% abaixo da média do ambiente. (Tabela 20).

TABELA 20. Estimativas dos parâmetros de estabilidade segundo os métodos de Lin e Binns (1988b) e Annicchiarico (1992) para produção de grãos (Kg/ha) dos experimentos de avaliação de cultivares de milho-safrinha conduzidos no biênio 1993/95.

Cultivares	Média	P_i	Desvio		Contribuição para a interação (%)	I_i (%)
			Genético	Interação		
AG 122	4097	850,36	637,41	212,95	8,40	87
AG 519	4238	864,14	488,15	375,99	14,83	90
G 85	4405	564,52	337,09	227,43	8,97	94
C 125	3712	1462,98	1146,86	316,13	12,47	75
XB 8030	4403	466,66	338,66	128,00	5,05	96
AGROMEN 2007	4662	228,22	159,47	68,75	2,71	102
AGROMEN 2012	4784	140,33	97,79	42,54	1,68	107
AGROMEN 2003	4389	465,53	350,21	115,32	4,55	93
AL 25	4022	877,13	725,21	151,92	5,99	91
XL 380	3847	1107,89	951,51	156,38	6,17	75
C 606	4143	726,91	586,81	140,11	5,53	91
C 805	4795	211,57	92,84	118,72	4,68	107
C 901	4079	706,84	658,76	48,08	1,90	82
C 701	4580	284,37	208,66	75,72	2,99	100
BR 201	3886	1255,39	898,69	356,70	14,07	82
Média	4270					
N°de Ambientes	12					

No biênio 1994/95 o material que se mostrou mais adaptado foi o híbrido triplo C 805 que superou estatisticamente 96% dos materiais avaliados (Tabela 21). Verifica-se que nesse biênio também as cultivares avaliadas diferiram na resposta à melhoria das condições ambientais.

O coeficiente de regressão linear (b_i) variou de 0,72 (híbrido CO 822992) a 1,22 (híbrido C 701) (Tabela 21). Nota-se, coincidentemente com os outros resultados já relatados, que a maioria das cultivares avaliadas não diferiram da unidade quanto à estimativa de b_i .

TABELA 21. Estimativas dos parâmetros de estabilidade segundo o método proposto por Eberhart e Russell (1966) para produção de grãos (Kg/ha) dos experimentos de avaliação de cultivares de milho-safrinha conduzidos no biênio 1994/95.

Cultivares	Média	P(%)	b_i	R^2 %
C 701	4331	19	1,218**	85,53
C 901	4017	0	0,987	89,42
C 805	4750	96	0,928	85,26
C 606	4065	0	0,864*	88,18
CO 822992	4260	12	0,718**	55,20
AGROMEN 2012	4345	19	1,062	84,38
AGROMEN 2007	4330	19	0,837*	88,84
AGROMEN 2003	3820	0	1,136*	78,97
PLANAGRI 401	4387	31	1,024	91,27
PLANAGRI 402	4249	12	0,961	79,11
AG 122	4411	31	1,002	89,50
BR 205	3857	0	1,086	85,38
C 125	4174	8	1,174*	84,87
C 435	4056	0	0,814*	86,89
G 85	4304	15	0,980	83,95
G 550	4293	15	0,857*	70,80
XL 380	4140	8	1,174*	73,58
XL 660	4252	12	1,059	91,71
XL 655	4248	12	1,060	77,16
PLANAGRI 411	4124	4	1,003	83,50
AL 25	3934	0	0,900	89,25
AG 1043	4286	15	0,934	92,89
AG 951	3981	0	1,066	72,88
AG 519	4394	31	1,158*	89,46
BR 201	4226	12	0,976	78,03
BR 206	4067	0	1,111	91,85
Média	4208			
Nº de Ambientes	12			

P: % de cultivares que foram superadas estatisticamente pela cultivar i , pelo teste de Duncan ao nível de 5% de probabilidade.

*,**: Significativo pelo teste F aos níveis de 5% e 1% de probabilidade, respectivamente

Observa-se, pelo método AMMI, que nesse biênio todas as fontes de variação foram significativas pelo teste F ($P \leq 0,01$), com exceção do efeito de genótipos. Os três primeiros componentes principais juntos explicaram 73,76% da variação da interação, sendo que, neste caso, o primeiro componente principal explicou 45,84% (Tabela 22).

TABELA 22. Resultados da análise de variância do método AMMI para produção de grãos (Kg/ha) obtidos nos experimentos de avaliação de cultivares de milho-safrinha conduzidos no biênio 1994/95.

FV	GL	SQ	QM	R ² (%)
Ensaio	311	1579560809,00	5078973,66**	
Ambientes (E)	11	1289251030,33	11720439,12**	
Genótipos (G)	25	33596031,45	1343841,26	
G x E	275	286950175,50	1043455,18**	
ACP-1	35	131529351,90	3757981,48**	45,84
ACP-2	33	46580621,99	1411534,00**	16,23
ACP-3	31	33550214,52	1082264,99**	11,69
Desvio	176	75289987,09	427784,02**	26,24
Erro	600	157182970,97	261971,62	
Total	935	1787839038,62		

** : Significativo pelo teste F ao nível de 1% de probabilidade

O material que apresentou melhor performance foi o híbrido triplo C 805 e o de pior performance o híbrido duplo AGROMEN 2003, conforme resultados observados através do método proposto por Lin e Binns (1988b) (Tabela 23). O material que mais contribuiu para interação foi o híbrido triplo XL 380, sendo, portanto, o mais instável.

Os valores obtidos pelo método proposto por Annicchiarico (1992) evidenciam que, na pior das hipóteses, utilizando-se o híbrido C 805 é esperada uma produtividade 6% superior à média geral do ambiente. Os materiais AGROMEN 2003 e PLANAGRI 401 apresentaram produtividade 20% abaixo da média do ambiente (Tabela 23).

TABELA 23. Estimativas dos parâmetros de estabilidade segundo os métodos de Lin e Binns (1988b) e Annicchiarico (1992) para produção de grãos (Kg/ha) dos experimentos de avaliação de cultivares de milho-safrinha conduzidos no biênio 1994/95.

Cultivares	Média	P _i	Desvio		Contribuição para a interação (%)	I _i (%)
			Genético	Interação		
C 701	4331	593,12	457,53	135,59	2,62	90
C 901	4017	977,61	806,34	171,27	3,31	89
C 805	4750	242,45	144,32	98,13	1,90	106
C 606	4065	934,98	747,46	187,52	3,63	91
CO 822992	4260	835,28	527,96	307,32	5,94	90
AGROMEN 2012	4345	649,56	444,07	205,49	3,97	94
AGROMEN 2007	4330	565,11	457,69	107,42	2,08	98
AGROMEN 2003	3820	1401,32	1076,53	324,79	6,28	77
PLANAGRI 401	4387	512,54	405,38	107,17	2,07	78
PLANAGRI 402	4249	820,32	538,89	281,43	5,44	90
AG 122	4411	525,94	384,27	141,67	2,74	98
BR 205	3857	962,83	884,23	78,61	1,52	83
C 125	4174	910,39	619,48	290,91	5,63	86
C 435	4056	902,26	758,30	143,97	2,78	91
G 85	4304	619,07	483,72	135,35	2,62	96
G 550	4293	667,00	494,18	172,82	3,34	92
XL 380	4140	1142,12	658,00	484,12	9,36	80
XL 660	4252	693,35	535,61	157,73	3,05	92
XL 655	4248	894,23	539,59	354,64	6,86	88
PLANAGRI 411	4124	902,98	676,38	226,59	4,38	90
AL 25	3934	1046,55	915,19	131,36	2,54	87
AG 1043	4286	568,71	501,67	67,05	1,30	97
AG 951	3981	1195,60	852,49	343,11	6,64	81
AG 519	4394	504,25	399,32	104,92	2,03	96
BR 201	4226	852,14	562,95	289,19	5,59	91
BR 206	4067	867,44	744,91	122,53	2,37	88
Média	4208					
Nºde Ambientes	12					

4.3 Resultados do Triênio 1993/94/95

Os quadrados médios de todas as fontes de variação foram significativos pelo teste F ($P \leq 0,01$), à exceção de

locais e interação G x L. O coeficiente de variação foi baixo, indicando boa precisão experimental (Tabela 24).

TABELA 24. Resumo da análise de variância conjunta de anos e locais para produção de grãos (Kg/ha), dos experimentos de avaliação de cultivares de milho-safrinha conduzidos no triênio 1993/94/95.

FV	GL	QM
Locais (L)	4	88708969,61
Ano / L	10	33925149,37**
R / L x A	30	946283,13**
Genótipo	13	6620963,37**
G x L	52	931239,31
G x A / L	130	928109,44**
Erro	390	321815,69
Média	4449	
CV (%)	12,75	

** : Significativo pelo teste F ao nível de 1% de probabilidade

Os materiais que se destacaram como os mais adaptados na média dos três anos foram os híbridos C 805, AGROMEN 2012 AGROMEN 2007 e C 701, os quais superaram estatisticamente 64% dos materiais avaliados (tabela 25). A estimativa de b_i variou de 0,67 para o híbrido duplo BR 201 a 1,26 obtido pelo híbrido duplo AGROMEN 2003. Observou-se também que a maioria das cultivares avaliadas não apresentou estimativas de b_i diferindo da unidade. O híbrido AGROMEN 2003 ($R^2 = 89,9\%$) foi o mais estável, enquanto o AG 519 ($R^2 = 58,9\%$) foi o menos estável (Tabela 25).

TABELA 25. Estimativas dos parâmetros de estabilidade segundo o método proposto por Eberhart e Russell (1966) para produção de grãos (Kg/ha), dos experimentos de avaliação de cultivares de milho-safrinha conduzidos no triênio 1993/94/95.

Cultivares	Média	P(%)	b_i	R^2 %
AG 122	4377	21	1,145*	81,75
AG 519	4535	29	0,772**	58,87
G 85	4730	57	0,980	78,63
C 125	3898	0	1,066	80,82
AGROMEN 2007	4802	64	1,039	88,49
AGROMEN 2012	4984	64	1,114	88,56
AGROMEN 2003	4469	29	1,256**	89,89
AL 25	4131	0	0,827*	87,36
XL 380	3919	0	1,164*	80,92
C 606	4278	21	0,931	86,93
C 805	4983	64	0,892	81,70
C 901	4345	21	1,105	88,09
C 701	4964	64	1,036	84,51
BR 201	3974	0	0,673**	64,14
Média	4449			
Nº de Ambientes	15			

P: % de cultivares que foram superadas estatisticamente pela cultivar i , pelo teste de Duncan ao nível de 5% de probabilidade.

*, **: Significativo pelo teste F aos níveis de 5% e 1% de probabilidade, respectivamente

Os três componentes principais explicaram juntos 74,74% da variação devida à interação, sendo que o primeiro explicou 34,02% desse valor (Tabela 26). Os materiais que mais contribuíram para interação foram C 701, AG 122 e AGROMEN 2007 (Tabela 27 e Figura 2).

TABELA 26. Resultados da análise de variância do método AMMI para produção de grãos (Kg/ha) obtidos nos experimentos de avaliação de cultivares de milho-safrinha conduzidos no triênio 1993/94/95.

FV	GL	SQ	QM	R^2 (%)
Ensaio	209	949238567,84	4541811,33	
Ambientes (E)	14	694087372,15	49577669,47**	
Cultivares (C)	13	86072523,80	6620963,37**	
G X E	182	169078671,89	929003,69**	
ACP 1	26	57520564,18	2212329,39**	34,02
ACP 2	24	36351914,46	1514663,10**	21,50
ACP 3	22	32496920,74	1477132,76**	19,22
Desvio	102	42709272,52	388266,11**	25,26
Erro	390	125508120,10	321815,69	
Total	629	1103135181,84		

** : Significativo pelo teste F ao nível de 1% de probabilidade

TABELA 27. Estimativas dos escores dos três primeiros componentes principais da análise AMMI (Gauch, 1988) para os experimentos de avaliação de cultivares de milho-safrinha conduzidos no triênio 1993/94/95.

GENÓTIPOS	ESCORE DO ACP 1	ESCORE DO ACP 2	ESCORE DO ACP 3	MÉDIA
1- AG 122	149,93	121,19	162,18	4377
2- AG 519	-5,68	7,83	-4,38	4535
3- G 85	67,08	67,73	86,63	4730
4- C 125	45,21	19,55	23,11	3897
5- AGROMEN 2007	148,81	113,07	138,72	4802
6- AGROMEN 2012	-42,47	-24,26	-31,57	4984
7- AGROMEN 2003	-108,69	-84,86	-108,67	4469
8- AL 25	-65,05	-56,62	-78,43	4131
9- XL 380	-10,05	-5,05	-24,95	3919
10- C 606	-58,12	-46,85	-74,85	4278
11- C805	-51,79	-49,95	-48,13	4983
12- C901	75,87	57,07	75,71	4345
13- C701	151,34	128,67	167,42	4863
14- BR201	33,30	-1,70	-10,16	3974

Os resultados da análise de estabilidade pelo método de Lin e Binns (1988b) são apresentados na Tabela 28. A cultivar que se destacou com melhor performance foi AGROMEN 2012 e a de pior a BR 201, apesar de não ter sido esta a que apresentou maior estimativa de P_i . Os materiais que mais contribuíram para interação foram os híbridos AG 519, BR 201 e C 125 (Tabela 28).

Pelo método proposto por Annicchiarico (1992), os materiais AGROMEN 2012 e C 805 foram os que apresentaram, com 75% de probabilidade, a capacidade de superar a média geral do ambiente em pelo menos 6%, na pior das hipóteses (Tabela 28).

TABELA 28. Estimativas dos parâmetros de estabilidade segundo os métodos de Lin e Binns (1988b) e Annicchiarico (1992) para produção de grãos (Kg/ha) dos experimentos de avaliação de cultivares de milho-safrinha conduzidos no triênio 1993/94/95.

Cultivares	Média	P _i	Desvio		Contribuição para a interação (%)	I _i (%)
			Genético	Interação		
AG 122	4377	791,05	580,04	211,01	8,89	89
AG 519	4535	715,03	422,16	292,87	12,34	93
G 85	4730	465,23	262,14	203,09	8,55	98
C 125	3898	1488,51	1211,50	277,01	11,67	78
AGROMEN 2007	4802	284,93	212,42	72,51	3,05	102
AGROMEN 2012	4984	202,93	110,36	92,57	3,90	106
AGROMEN 2003	4469	662,83	485,31	177,53	7,48	91
AL 25	4131	1005,28	875,69	129,58	5,46	88
XL 380	3919	1383,55	1178,93	204,62	8,62	76
C 606	4278	843,63	691,33	152,30	6,42	90
C 805	4983	226,61	111,14	115,47	4,86	106
C 901	4345	703,84	615,61	88,24	3,72	90
C 701	4964	253,63	174,40	79,23	3,34	102
BR 201	3974	1373,58	1095,59	277,99	11,71	80
Média	4449					
N° de Ambientes	15					

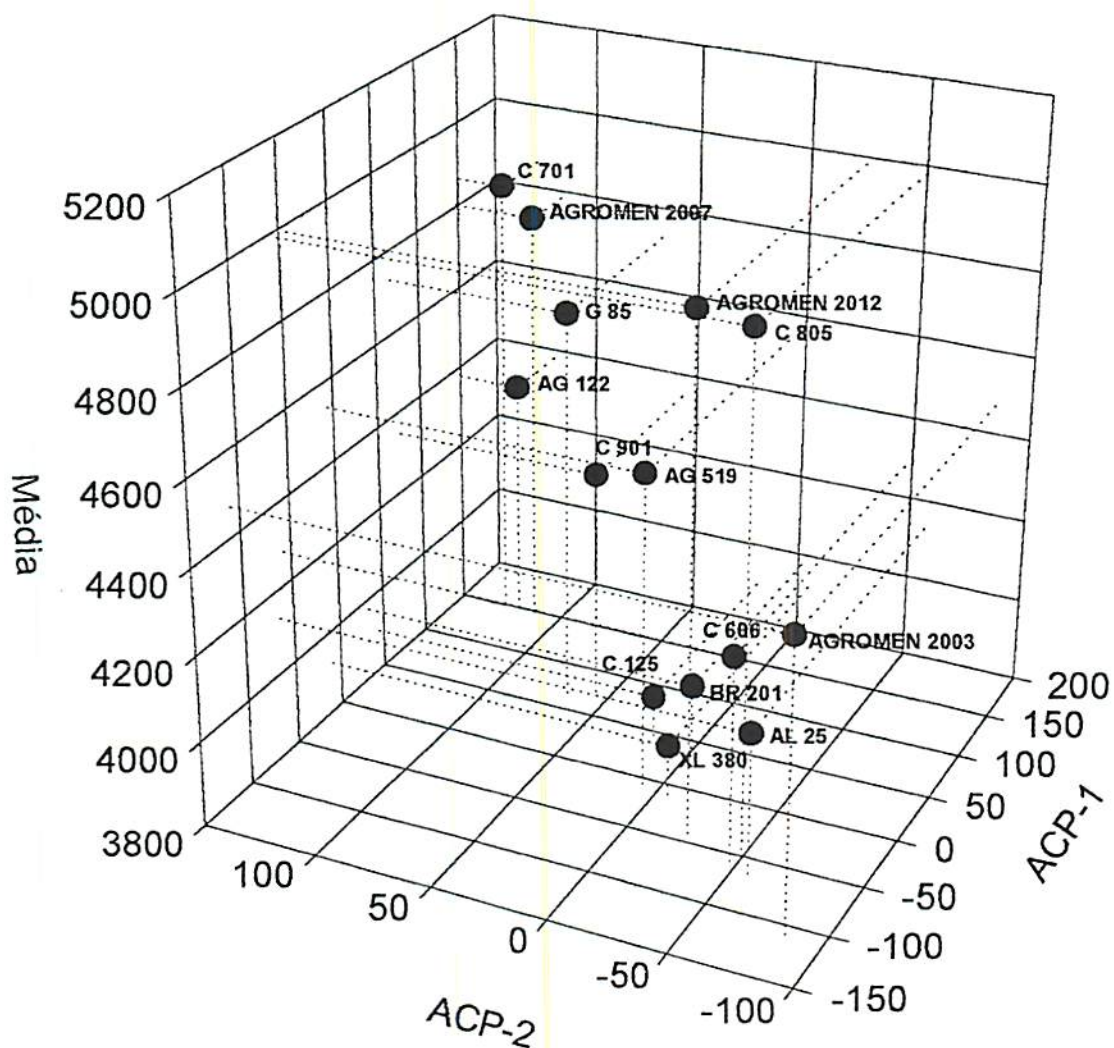


FIGURA 2. Produtividade média e escores do primeiro e segundo componente principal do método AMMI para os experimentos de avaliação de cultivares de milho-safrinha conduzidos no triênio 1993/94/95.

5 DISCUSSÃO

A época normal de semeadura do milho na região centro-sul vai de outubro a novembro (EMBRAPA, 1993); entretanto, muitos agricultores estendem essa época até final de dezembro ou até mesmo início de janeiro. Contudo, há informações na literatura que o atraso na semeadura contribui para a redução na produtividade de grãos (Viégas, 1978 e Souza, 1989).

Na época denominada de safrinha, a semeadura é realizada após as culturas de verão, especialmente soja ou mesmo o milho. Nesse último caso a semeadura só pode ser realizada, na melhor das hipóteses, no final do mês de janeiro. A cultura implantada nessa época enfrenta mais problemas climáticos. Isto porque as chuvas tornam-se menos freqüentes e, especialmente após o florescimento, as temperaturas tornam-se mais baixas. Dependendo da região podem ocorrer até geadas. Do exposto é esperado que o cultivo na safrinha seja de alto risco e com produtividades menores.

A produtividade média dos experimentos de avaliação de cultivares conduzidos na safrinha, nos três anos foi de 4191 Kg/ha. O Ensaio Nacional de Milho, na época normal, foi conduzido

em cinco dos sete locais desses experimentos. A média dos anos agrícolas 92/93, 93/94 e 94/95 foi de 6645 Kg/ha. Como se observa, esse valor é 58% superior à média da safrinha. Contudo, a produtividade média da safrinha é superior à produtividade média brasileira, obtida pelos agricultores na época normal, que é de 2282 Kg/ha (FIBGE, 1994). Depreende-se assim que apesar do risco é possível obter produtividades acima da média nacional. Deve ser salientado que nos experimentos, apesar de terem sido conduzidos em safrinha, utilizou-se o mesmo manejo adotado pelos agricultores de maior tecnologia na região, que na época normal obtêm produtividades superiores a 6000 Kg/ha.

Nos experimentos sobre o momento de semeadura, na época normal, tem sido constatada uma forte interação das cultivares x época de semeadura (Souza, 1889; Oliveira, 1976; Rizzardi, Witeck e Deggerone, 1994 e Fernandes, 1988).

Devido aos problemas climáticos já aventados, as interações cultivares x época de semeadura na safrinha certamente são mais acentuadas que os da época normal. Deve ser enfatizado que até recentemente nenhuma empresa, pública ou privada, de produção de sementes avaliava os seus materiais nessa época de semeadura. Inclusive todos os programas de melhoramento são conduzidos na época normal. A confirmar essa interação e a importância crescente da safrinha, seria imprescindível que as empresas produtoras de sementes direcionassem parte do seu esforço de pesquisa para esse tipo de safra.

Um dos problemas esperados nas avaliações conduzidas na safrinha é a menor precisão experimental devida às instabilidades climáticas já comentadas. Em alguns casos isso foi constatado. O maior coeficiente de variação estimado foi de 31,8%, mostrando baixa precisão experimental. Contudo, em alguns experimentos, o CV foi inferior a 10%. Inclusive na média dos locais, em cada ano, o CV foi inferior a 15% (Tabelas 1A, 2A e 3A). Esses valores possibilitam inferir que os experimentos apresentaram precisão média na classificação proposta por Pimentel Gomes (1990). Vale ressaltar que foi estimada a correlação linear, envolvendo todos os experimentos, entre a produtividade média e o coeficiente de variação, tendo sido encontrado o valor de $r = -0,610$ ($P \leq 0,01$). Isso indica que a estimativa da precisão esteve associada à produtividade média do experimento, o que dificulta a comparação da precisão de experimentos cuja produtividade média seja muito discrepante. Essa talvez seja a razão pela qual algumas estimativas do coeficiente de variação tenham sido superiores às normalmente relatadas para a produtividade de grãos em experimentos de avaliação de cultivares de milho conduzidos na época normal (Arias, 1996).

Deve ser salientado que nas análises de cada ano as interações cultivares x locais foram todas significativas, ao contrário do observado nos biênios e triênio. Isso ocorreu provavelmente porque nas análises dos biênios e triênio estava

envolvido um menor número de cultivares e locais, e provavelmente com menor variação. Isso foi comprovado, pois os efeitos de locais nessas análises foram sempre não significativos. Além do mais uma parte da variação entre locais dentro de um mesmo ano deve ser creditada à variação na época de semeadura (Tabela 3). Nas análises dos anos dois a dois e no triênio, o efeito de locais foi avaliado na média dos anos envolvidos e provavelmente parte da variação na época de semeadura foi atenuada.

As interações cultivares x anos dentro de locais foram significativas em todas as análises. A partir das esperanças matemáticas apresentadas na Tabela 5, foram estimados para as análises do triênio os componentes da variância das interações. Constatou-se que a variância da interação cultivares x locais ($\sigma_{GL}^2 = 347,76$) foi apenas 0,17% da obtida para a interação cultivares x anos dentro de locais ($\sigma_{GA/L}^2 = 202097,92$). Isso evidencia que a interação de cultivares com anos foi mais expressiva do que com locais, indicando a necessidade de que as avaliações de cultivares na safrinha sejam realizadas num maior número de anos. Seria importante que nos locais mais representativos os experimentos de avaliação fossem conduzidos em um maior número de épocas dentro da safrinha, como sugerido por Paterniani (1986) e Arias (1996) para a semeadura na época normal.

O simples fato de detectar a presença da interação não contribui muito para o trabalho do melhorista. É necessário procurar meios de atenuar o efeito dessa interação. Uma das alternativas é através da identificação de cultivares mais estáveis.

No estudo da estabilidade o primeiro problema que advém é a conceituação do que seja adaptabilidade e estabilidade. Na literatura esses termos são amplamente empregados com diferentes conotações (Ramalho, Santos e Zimmermann, 1993; Cruz e Regazzi, 1994; Lin, Binns e Lefrovitch, 1886; Finlay e Wilkinson, 1963; Tai, 1971; Wricke, 1962 e Mariotti et al, 1976). Neste trabalho o termo adaptação será utilizado o conceito de Mariotti (1976) e Ceccarelli (1996), ou seja, a adaptação será avaliada pela produtividade apresentada pela cultivar, sendo consideradas mais adaptadas as mais produtivas. Segundo Ceccarelli (1996), uma cultivar é mais adaptada quanto maior for sua produção econômica, e não necessariamente pelo fato de ser capaz de sobreviver sob determinada condição ambiental. Nesse contexto, os materiais com maior adaptação à semeadura em safrinha foram o híbrido simples ICI 8452, com maior produtividade média em todos os ambientes em que foi avaliado, o híbrido triplo C 805 e o híbrido duplo AG 519. Com menor adaptação estiveram os híbridos duplos BR 201, BR 205 e AGROMEN 2003 (Tabelas 7, 9, 11, 15, 18, 21 e 25).

Embora não fosse objetivo desta dissertação, a comparação de métodos utilizados na avaliação da estabilidade,

foram empregados 4 métodos: de regressão (Eberhart e Russell, 1966), desvio do desempenho máximo (Lin e Binns, 1988b), índice de confiança (Annicchiarico, 1992) e AMMI (Gauch, 1988). De um modo geral ocorreu boa concordância entre os três primeiros métodos. Já pelo método AMMI o resultado não foi muito coincidente com os demais.

Os métodos que utilizam regressão, especialmente o de Eberhart e Russell (1966), são os mais citados na literatura, não só internacional como também brasileira (Arias, 1996; Farias, 1995; Oliveira, 1976; Veronesi et al., 1995; Westcott, 1986; Funnah e Mak, 1980; Eberhart e Russell, 1969; Xie e Mosjidis, 1996; Gama e Hallauer, 1980 e Lopes et al., 1985). Contudo, esse método apresenta algumas restrições. A primeira é que como medida do índice ambiental é utilizada a média geral de cada ambiente. Para que isso possa ser feito sem problemas é necessário que ocorra independência entre o desempenho de cada cultivar e a média geral (Crossa, 1990; Lin, Binns e Lefrovitch, 1986; Westcott, 1986). Essa restrição só é séria quando o número de cultivares avaliadas é pequeno, inferior a dez. O que não foi o caso deste trabalho.

A segunda limitação da metodologia de Eberhart e Russell (1966) é a pequena discriminação entre as cultivares através da estimativa de b_i . Isso ocorre porque a média dos b_i 's é 1 e a variação em torno deste valor é pequeno. Esse fato foi constatado também neste trabalho, pois a maioria das cultivares

não apresentaram b_i diferindo da unidade e, portanto, não puderam ser discriminadas. Fato semelhante ocorreu com relação à estimativa de R^2 , que mede a estabilidade de comportamento, ou seja, previsibilidade de comportamento, que para a maioria das cultivares foi semelhante. Contudo, foi possível identificar os materiais de comportamento extremo, isto é, os mais responsivos à melhoria do ambiente, como foi o caso do híbrido simples ICI 8452, os híbridos duplos AG 122 e AGROMEN 2003, e o híbrido triplo XL 380 (Tabelas 7, 9, 11, 15, 18, 21 e 25). Já no extremo oposto, o menos responsivo na maioria dos experimentos foi o híbrido BR 201 (Tabelas 7, 15, 18 e 25).

Uma outra restrição constantemente aventada é que o método de Eberhart e Russell (1966) só é válido para um determinado conjunto de genótipos e ambientes avaliados, não podendo ser extrapolado (Crossa, 1990). Essa restrição é no entanto comum à maioria dos métodos existentes.

A metodologia de Lin e Binns (1988b) estima o parâmetro P_i que é o desvio da média de uma dada cultivar em relação à produtividade máxima. Contudo, a importância do método está na identificação de cultivares superiores, pois o que se deseja é selecionar sempre cultivares que estejam entre as melhores. Entretanto, quanto menor o valor de P_i mais estável será o genótipo. Se a seleção é baseada somente no P_i , um genótipo com adaptabilidade estreita, isto é, pobre em adaptabilidade geral, mas com boa adaptabilidade específica, poderá ser descartado.

Para evitar esse tipo de problema os autores propuseram a decomposição do P_i em duas partes: a primeira seria atribuída ao desvio genético em relação ao máximo, isto é, uma soma de quadrados de genótipos; a segunda à parte da interação genótipo x ambiente propriamente dita. A primeira parte indica paralelismo de resposta, isto é, a diferença em relação ao máximo é praticamente a mesma em todos os ambientes, não sendo, portanto, prejudicial ao melhorista. Dessa forma o valor de P_i "per se" é um bom indicador da superioridade. Já na segunda parte ocorrem alterações na classificação dos genótipos. Nesse caso o melhorista deve procurar aqueles locais de adaptação mais específica do genótipo. O ideal é que se tenha um genótipo com menor valor de P_i possível e que ao mesmo tempo grande parte desse P_i seja atribuída ao desvio genético. As cultivares que apresentaram melhores desempenhos, ou seja, menor estimativa de P_i , foram o híbrido simples ICI 8452, os híbridos duplos C 435, AGROMEN 2012 e o híbrido triplo C 805. Já entre os de pior desempenho encontram-se os híbridos BR 201, AG 510 e C 125. Os híbridos que mais contribuíram para interação foram BR 201, C 125, AG 519, AGROMEN 2007 e XL 380 (Tabelas 8, 10, 12, 17, 20, 23, 28).

Utilizando o método que avalia o índice de confiança (index reliability) (Annicchiarico, 1992) tem-se a vantagem de recomendar as cultivares para o agricultores, considerando o risco de apresentarem desempenho abaixo de um dado padrão, como

por exemplo a média geral. Quando maior o índice de confiança de uma dada cultivar tanto menor será a sua probabilidade de insucesso. Esse é provavelmente o principal objetivo dos agricultores no momento da escolha de uma cultivar. Avaliando-se os materiais por esse método, destacou-se novamente a cultivar ICI 8452 que se apresentou com 75% de probabilidade de na pior das hipóteses ficar acima da média do ambiente.

As estimativas da correlação classificatória de Spearman entre a média dos ambientes e o coeficiente de regressão linear não foram coincidentes entre os anos (Tabela 13). Em 1994 e 1995 elas foram de baixa magnitude. Isso contribuiu para que as estimativas da correlação entre P_i de Lin e Binns (1988b) e o b_i de Eberhart e Russell (1966) fossem também de baixa magnitude, nesses dois anos, indicando que essas duas estimativas não forneceram a mesma classificação das cultivares com relação à resposta à melhoria do ambiente. Esses resultados são discrepantes dos relatados por Farias(1995) em algodão, Lin e Binns (1988a) em cevada e Helgadottir e Kristjánsdottir (1991) em capim de rebanho (*Phelum pratense* L.). Na literatura são freqüentes os relatos de correlação de média e b_i positiva e alta (Arias,1996; Veronesi, 1995). Isto é, os materiais com b_i tendendo para zero, que possuem maior estabilidade biológica (Becker, 1981) são menos produtivos. Pelos resultados apresentados em 1994 e 1995, tal fato não foi constatado. Essa é a principal razão pela não associação entre as estimativas de P_i e b_i , nesses dois anos. Vale ressaltar,

entretanto, que na identificação das cultivares com desempenho extremo houve boa concordância entre as duas estimativas. Coerentemente com o esperado a correlação de P_i e I_i de Annicchiarico(1992) foi negativa e alta. Na literatura não foi encontrado nenhum relato de trabalhos que tivessem utilizado essas duas estimativas. Dada a facilidade de estimação e sobretudo de interpretação, as metodologias de Lin e Binns (1988b) e Annicchiarico (1992) deveriam ser utilizadas com mais freqüência por fornecerem resultados semelhantes.

O emprego de técnicas multivariadas é uma alternativa para análise da estabilidade de genótipos. Neste trabalho utilizou-se o método AMMI proposto por Gauch (1988). O principal argumento a favor do emprego dessa metodologia é que ela explica melhor o comportamento das cultivares e também os efeitos do ambiente. Além do mais ela fornece mais precisão na informação (Gauch e Zobel, 1988). Contudo, a facilidade de interpretação, utilizando esse método, fica condicionada a que o primeiro componente principal deve explicar a maior parte da interação, pelo menos 60% da variação. A utilização do gráfico para explicar a variação, quando se tem mais de um componente principal fica difícil de entender. No artigo de Zobel, Wright e Gauch (1988), com a cultura da soja, o primeiro componente explicou 71% da variação, justificando-se plenamente o argumento de Gauch (1988). No caso de experimentos com a cultura do milho isso não tem sido constatado. O melhor resultado encontrado até hoje é o de Crossa,

Gauch e Zobel (1990), do qual o primeiro componente principal explicou 54,6% da variação. Em outros trabalhos relacionados na literatura, efetuados com a cultura do milho, o primeiro componente principal explicou menos de 30% da variação da interação (Mowers et al., 1992 e Arias, 1996). No presente trabalho o primeiro componente explicou mais de 40% da variação no biênio 1994/95, e mais de 30% nos demais experimentos. Este resultado do primeiro componente principal explicando 45,8% da variação pode ser considerado bom se comparado a outros encontrados na literatura brasileira. Como já comentado, os resultados obtidos com metodologia AMMI não foram coincidentes com as outras metodologias utilizadas. Isto ocorre por ter o primeiro componente principal explicado apenas uma pequena parte da variação da interação.

6 CONCLUSÃO

A interação das cultivares com anos dentro de locais foi mais expressiva do que entre locais, indicando a necessidade de que as avaliações de cultivares na safrinha sejam realizadas num maior número de anos.

As cultivares diferiram quanto à adaptabilidade e estabilidade de produção de grãos. Os materiais que se destacaram como mais adaptados e estáveis foram o híbrido simples ICI 8452, o híbrido triplo C 805 e o híbrido duplo AGROMEN 2012. Já os híbridos duplos BR 201, PLANAGRI 411, AG 303, AG 519 e C 125 foram os que mostraram menor adaptação e maior instabilidade.

Verificou-se que as metodologias de avaliação da estabilidade de Lin e Binns (1988b) e Annicchiarico (1992) forneceram informações semelhantes à metodologia de Eberhart e Russell (1966), porém as estimativas e interpretações dos resultados das duas primeiras foram mais fáceis, e também melhoraram o discernimento dos melhoristas em relação aos materiais.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ALLARD, R. W.; BRADSHAW, A. D. Implications of genotype-environmental interactions in applied plant breeding. *Crop Science*, Madison, v.4, n.5, p.503-508, sept./oct. 1964.
- ANNICCHIARICO, P. Cultivar adaptation and recommendation from alfalfa trials in Northern Italy. *Journal Genetics Breeding*, Italy, v.46, n.1, p.269-278, mar. 1992.
- ANNICCHIARICO, P.; BERTOLINI, M.; MAZZINELLI, G. Analysis of genotype-environment interactions for maize hybrids in Italy. *Journal Genetics Breeding*, Italy, v.49, n.1, p.61-68, sept. 1994.
- ARIAS, E.R.A. Adaptabilidade e estabilidade das cultivares de milho avaliadas no Estado de Mato Grosso do Sul e avanço genético obtido no período de 1986/87 a 1993/94. Lavras: UFLA, 1996. 118p. (Tese-Doutorado em Fitotecnia)
- BECKER, H. C. Correlations among some statistical measures of phenotypic stability. *Euphytica*, Wageningen, v.30, n.3, p.835-840, jan. 1981.
- BECKER, H.C.; LÉON, J. Stability analysis in plant breeding. *Plant Breeding*, Berlin, v.101, n.1, p.1-23, abr. 1988.
- BRITO, A. R. DE M. B. Comportamento de híbridos de milho tardio, precoce e superprecoce, na época de "Safrinha" submetido a diferentes níveis de nitrogênio. Piracicaba: ESALQ, 1995. 78p. (Tese-Mestrado em Agronomia).

- CECCARELLI, S. Adaptation to low/high input cultivation. *Euphytica*, Wageningen, v.92, n.2, p.203-214, dec. 1996
- CHAKROUN M.; TALIAFERRO, C.M.; McNEW, R.H. Genotype-environment interactions of bermuda grass forage yields. *Crop Science*, Madison, v.30, p.49-53, jan./feb.1990
- CHAVES, L.J. Um modelo não linear aplicado ao estudo das interações de genótipos com ambientes. Piracicaba: ESALQ, 1982. 102p.(Tese -Doutorado em Genética e Melhoramento de Plantas).
- CHAVES, L. J.; VENCOSVY, R.; GERALDI, I. O. Modelo não-linear aplicado ao estudo da interação de genótipos x ambientes em milho. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, Brasília, v.24, n.2, p.259-268, fev.1989.
- CROSSA, J. Statistical analysis of multilocations trials. *Advances in Agronomy*, New York, v.44, p.55-85, 1990.
- CROSSA, J.; GAUCH JR., H.C.; ZOBEL, R.W. Additive main effects and multiplicative interaction analysis of two international maize cultivar trials. *Crop Science*, Madison, v.30, n.3, p.493-500, may/june 1990.
- CRUZ, C. D.; REGAZZI, A. J. Modelos biométricos aplicados ao melhoramento genético. Viçosa: UFV, 1994. 390p.
- CRUZ, C. D.; TORRES, A. de A.R.; VENCOSVY, R. An alternative approach to the stability analysis proposed by Silva and Barreto. *Revista Brasileira de Genética*, Ribeirão Preto, v.12, n.2, p.567-580, ago.1989.
- DUARTE, A. P.; ALLIPRANDINI, L. F.; SAWAZAKI, E.; KANTHACK, R. A.D. Avaliação de cultivares de milho "Safrinha" no Vale do Paranapanema. In: CONGRESSO NACIONAL DE MILHO E SORGO, 20, Goiânia, 1994. *Resumos...* Goiânia: Associação Brasileira de Milho e Sorgo, 1994. p.91.

- EBERHART, S. A.; RUSSELL, W.A. Stability parameters for comparing varieties. *Crop Science*, Madison, v.6, n.1, p.36-40, jan./feb. 1966.
- EBERHART, S.A.; RUSSELL, W.A. Yield and stability for a 10-line diallel of single-cross and double-cross maize hybrids. *Crop Science*, Madison, v.9, n.3, p.357-361, may/june 1969.
- EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA. **Recomendações técnicas para o cultivo do milho.** Brasília: EMBRAPA-SPI, 1993. 204p.
- ENCICLOPÉDIA dos Municípios Brasileiros. Rio de Janeiro: IBGE, 1958. v.1-17.
- ESTEVES, A.; PEREIRA, E.B.C.; RUSCHEL, R. Avaliação de características agronômicas em cultivares de milho (*Zea mays*) introduzidas, no plantio de safrinha. In: CONGRESSO NACIONAL DE MILHO E SORGO, 20, Goiânia, 1994. **Resumos...** Goiânia: Associação Brasileira de Milho e Sorgo, 1994. p.36.
- FARIAS, F.J.C. Parâmetros de estabilidade em cultivares de algodeiro herbáceo (*Gossypium hirsutum* L. r. *latifolium*) avaliadas na região Nordeste no período de 1981 a 1992. Lavras:UFLA, 1995. 89p. (Tese-Mestrado em Genética e Melhoramento de Plantas).
- FASOULAS, A.C. Rating cultivars and trials in applied plant breeding. *Euphytica*, Wageningen, v.32, n.3, p.939-943, jan. 1983.
- FERNANDES, J.S.C. Estabilidade ambiental de cultivares de milho (*Zea mays* L.) na região centro-sul do Brasil. Piracicaba:ESALQ, 1988. 94p. (Tese-Mestrado em Genética e Melhoramento de Plantas).
- FINLAY, K.W.; WILKINSON, G. N. The analysis of adaptation in a plant-breeding programme. *Australian Journal Agriculture Researchn*, Melbourne, v.14, n.6, p.742-754, jan.1963.

- FUNNAH, S.M.; MAK, C. Genotype x environment interactions on grain yield and other characters of soybeans. **Experimental Agriculture**, New York, v.16, n.4, p.387-392, Oct.1980.
- FUNDAÇÃO INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Levantamento sistemático da produção agrícola**. São Paulo, fev/1994. n.p.
- GAUCH, H.G.Jr. Model selection and validation for yield trials with interaction. **Biometrics**, Releigh, v.44, n.3, p.705-715, sept. 1988.
- GAUCH, H.C.Jr.; ZOBEL, R.W. Predictive and postdictive sucess of statistical analyses of yield trials. **Theoretical and Applied Genetics**, Berlin, v.76, n.1, p.1-10, jan.1988.
- GOLLOB, H. F. A statistical model wich combines featuses of factor analytic and analysis of variance techniques. **Psychometricka**, Baltimore, v.33, n.1, p.73-145, jan.1968.
- GAMA, E.E.G.; HALLAUER, A.R. Stability of hybrids produced from selected and unselected lines of maize. **Crop Science**, Madison, v.20, n.5, p.623-626, set/oct.1980.
- HELGADÓTTIR, A.; KRISTJÁNSDÓTTIR. Simple approach to the analysis of G x E interactions in a multilocational spaced plant trial with timothy. **Euphytica**, Wagennigen, v.54, n.1, p.65-73, jan.1991
- JOHNSON, R.A.; WICHERN, D.W. **Applied multivariate statistical analysis**. 2. ed. New York: Prentice-Hall, 1988. 607p.
- LIN, C.S.; BINNS, M.R. Genetic properties of four types of stability parameter.. **Theoretical Applied Genetics**, Berlin, v.82, n.1, p.505-509, jan 1991.
- LIN, C.S.; BINNS, M.R. A methof of analysing cultivars x location x year experiments: a new stability parameter. **Theoretical Applied Genetics**, Berlin, v.76, n.1, p.425-430, jan.1988a.

- LIN, C.S.; BINNS, M.R. A superiority measure of cultivar performance for cultivar x location data. **Canadian Journal of Plant Science**, Ottawa, v.68, n.1, p.193-198, jan.1988b.
- LIN, C. S.; BINNS, M. R.; LEFROVITCH, L. P. Stability Analysis: Where Do We Stand? **Crop Science**, Madison, v.26, n.5, p.894-899, sept./oct. 1986.
- LOPES, M.A.; GOMES E GAMA, E.E.; MAGNAVACA, R. Estabilidade da produção de grãos de seis variedades de milho e seus respectivos híbridos intervarietais. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.20, n.4, p.427-431, abr.1985.
- MAHAL, G.S.; GILL, K.S.; BHULLAR, G.S. Stability parameters and performance of interregional crosses in durum wheat (*Triticum durum* Desf.) **Theoretical Applied Genetics**, Berlin, v.76, n.1, p.438-442, jan.1988.
- MARIOTTI, J. A.; OYARZABAL, E. S.; OSA, J. M.; BULACIO, A. N. R.; ALMADA, G. H. Analisis de estabilidad y adaptabilidad de genótipos de caña de azucar. I. Internacciones dentro de una localidad experimental. **Revista Agronomica del Noroeste Argentino Tuculman**, v.13, n.1/4, p.105-127, jan.1976.
- MORAIS, O.P. de. Adaptabilidade, estabilidade de comportamento e correlações fenotípicas, genotípicas e de ambiente em variedades e linhagens de arroz (*Oryza sativa* L.). Viçosa:UFV, 1980. 70p.(Tese-Mestrado em Genética e Melhoramento de Plantas).
- MOWERS, P.P.; OUYANG, Z.; JENSEN, A.; WANG, S-L.; ZHENG, S. G*E applications: stability analysis, placement of hybrids, and clustering locations using strip-test data. In: ANNUAL CORN & SORGHUM RESEARCH CONFERENCE, 47, Iowa, 1993. **Conference...** Iowa, 1993. p.188-202.
- OLIVEIRA, A.C. Comparação de alguns métodos de determinação de estabilidade em plantas cultivadas. Brasília:UNB, 1976. 164p. (Tese-Mestrado em Agronomia).

- OLIVEIRA, M.D.X.de; ANDRADE, J.A.C.; ARF, O.; PASTANA, A. K.M.P. Estudos de épocas de semeadura e ciclo de cultivar de milho safrinha na região Sudeste do Mato Grosso do Sul. In: CONGRESSO NACIONAL DE MILHO E SORGO, 20, Goiânia, 1994. **Resumos...** Goiânia: Associação Brasileira de Milho e sorgo, 1994. p.177.
- PATERNIANI, E. Interação genótipo x ambiente em climas tropicais e subtropicais. In: CONGRESSO NACIONAL DE MILHO E SORGO, 16, Belo Horizonte, 1986. **Anais...** Sete Lagoas: EMBRAPA/CNPMS, 1986. p.378-382.
- PIMENTEL GOMES, F. **Curso de estatística experimental**. 13.ed. São Paulo: Nobel, 1990. 468p.
- RAMALHO, M. A. P.; SANTOS, J. B. dos; ZIMMERMANN, M. J. de O. **Genética quantitativa em plantas autógamas: Aplicações ao melhoramento do feijoeiro**. Goiânia: UFG, 1993. 271p.
- RIZZARDI, M.A.; WITECK, D.; DEGGERONE, I. Rendimento de grãos e componentes do rendimento de cultivares de milho em duas épocas de semeadura. **Ciência Rural**, Santa Maria, v.24, n.3, p.477-482, set. 1994.
- SANGOI, L. Aptidão dos campos de Lages (SC) para produção de milho em diferentes épocas de semeadura. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.28, n.1, p.51-63, jan. 1993.
- SAWAZAKI, E.; DUARTE, A.P.; MARUNO, J. et al. Avaliação de cultivares de milho "Safrinha" no Estado de São Paulo. In: SEMINÁRIO SOBRE A CULTURA DO MILHO "SAFRINHA", 2, Assis, 1994. **Resumos...** Assis: IAC, 1994. p.41-48.
- SILVA, J.G.C.; BARRETO, J.N. Aplicação da regressão linear segmentada em estudos da interação genótipo x ambiente. In: SIMPÓSIO DE ESTATÍSTICA APLICADA À EXPERIMENTAÇÃO AGRONÔMICA, 1 Piracicaba, 1985. **Anais...** Campinas: Fundação Cargill, 1985. p.49-50.
- SOUZA, F.R.S. de; **Estabilidade de cultivares de milho (*Zea mays* L.) em diferentes épocas e locais de plantio em Minas Gerais**. Lavras: ESAL, 1989. 80p. (Tese - Mestrado em Genética e Melhoramento de Plantas).

- SOUZA JR., C. L.; VENCOVSKY, R. Covariância entre parentes na presença da interação genótipo x ambientes. In: SIMPÓSIO DE ESTATÍSTICA APLICADA À EXPERIMENTAÇÃO AGRONÔMICA, Lavras, 1989. **Resumos...** Lavras: ESAL, 1989. p.50-51.
- STEEL, R.G.F.; TORRIE, J.H. **Principles and procedures of statistics**. New York: Mc Graw-Hill, 1960. 633p.
- TAI, G.C.C. Genotypic stability analysis and its application to potato regional trials. **Crop Science**, Madison, v.11, n.2, p.184-190, mar./apr. 1971
- VENCOVSKY, R. Genética Quantitativa. In: PATERNIANI, E. i VIÉGAS, G. P. **Melhoramento e produção do milho**. 2.ed. Campinas:Fundação Cargill, 1987. p.137-209.
- VENCOVSKY, R.; BARRIGA, P. **Genética biométrica no fitomelhoramento**. Ribeirão Preto: Revista Brasileira de Genética, 1992. 496p.
- VENCOVSKY, R.; GERALDI, I.O. Um modelo multiplicativo aplicado à análise de produção de grãos. In: ESCOLA SUPERIOR DE AGRICULTURA "LUIZ DE QUEIROZ". Instituto Genética. **Relatório de pesquisa**. Piracicaba,1977. v.11, p.157-165.
- VENCOVSKY, R.; TORRES, R.A.A. Estabilidade geográfica e temporal de alguns cultivares. In: CONGRESSO NACIONAL DE MILHO E SORGO, 9, Belo Horizonte, 1986. **Anais...** Sete Lagoas: EMBRAPA/CNPMS, 1986. p.294-299.
- VERMA, M.M.; CHAHAL, G.S.; MURTY, B.R. Limitation of conventional regression analysis: a proposed modification. **Theoretical and Applied Genetics**, New York, v.53, n.1, p.89-91, jan.1978.
- VERONESI, J.A. **Comparação de métodos e avaliação da estabilidade e estabilidade de comportamento de vinte genótipos de milho (*Zea mays* L.) em dez ambientes do estado de Minas Gerais**. Viçosa:UFV, 1995. 90p. (Tese-Mestrado em Genética e Melhoramento)

- VERONESI, J.A.; CRUZ, C.D.; CORRÊA, L.A.; SCAPIM, C.A. Comparação de métodos de ajuste do rendimento de parcelas com estandes variados. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.30, n.2, p.169-174, fev. 1995.
- VIÉGAS, G.P. Práticas Culturais: In: PATERNIANI, E. (ed.) **Melhoramento e produção do milho no Brasil**. Piracicaba: Fundação Cargil, 1978. p.376-428.
- WESCOTT, B. Some methods of analysing genotype-environment interaction. **Heredity**, London, v.56, n.1, p.243-253, jan/feb.1986.
- WRICKE, G. Uber eine methode zu erfassung de Okologischen streubreite in field versuchen. **Zeitschrift fuer Pflanzenzüchtung**, Berlim, v.27, n.1, p.92-96, jan/feb.1962.
- XIE, C.; MOSJIDIS, J.A. Selection of stable cultivars using phenotypic variances. **Crop Science**, Madison, v.36, n.5, p.572-576, may/june.1996.
- YAU, S.K. Regression and AMMI analyses of genotype x environment interactions: An Empirical Comparison. **Agronomy Journal**, Madison, v.87, n.1, p.121-126, jan/feb.1995
- ZOBEL, R.W.; WRIGHT, M.J.; GAUCH, H.G.Jr. Statistical analysis of yield trial. **Agronomy Journal**, Madison, v.80, n.3, p.388-393, may/jun. 1988.

APÊNDICE

TABELA 1A. Médias e resumo da análise de variância individual por local para produção de grãos (Kg/ha), dos experimentos de avaliação de cultivares de milho-safrinha conduzidos no ano de 1993.

Cultivar\ Local	Sta. C.das Palmeiras	Cravinhos	Guaira 2	Jacarezinho	Barretos	Goiatuba	Paulínia	Média
AG 510	4231	4192	3771	6269	3976	2572	5118	4304
AG 410	4023	5066	3257	5275	4125	2022	4268	4005
AG 122	4169	4859	4016	5313	3832	2087	5491	4252
AG 519	3528	4015	4370	5630	4160	2678	4957	4191
AG 303	3652	5231	3181	4886	3070	2452	4672	3878
G 600	3690	4801	2578	5122	3207	2512	4298	3744
G 85	4042	4695	4633	6226	4455	2243	4542	4405
G 740	4420	4099	3169	5417	3750	2375	4220	3921
C 125	3912	5389	3828	4209	3083	2672	4976	4010
C 425	4985	5091	3651	4913	5276	2723	5412	4579
C 135	4786	5365	4095	5686	4950	2525	4777	4598
XB 8030	3820	5808	4463	6399	4856	2712	4939	4714
XB 8028	3556	5095	4029	6688	4462	2713	5097	4520
ICI 8447	4404	6433	4251	5902	5342	2997	5552	4983
AGROMEN 2007	5285	6135	4166	5225	6582	2832	5257	5069
AGROMEN 2012	4587	6701	4522	6563	6104	2738	4600	5117
AGROMEN 2003	5053	6041	4549	5101	5771	2451	4651	4802
AL 25	4112	5736	3631	4359	4530	2634	4314	4188
XL 380	3947	5699	3427	4412	5768	2574	5174	4429
C 606	3773	6145	4343	4628	4836	2498	4737	4423
C 805	4743	6622	4239	6103	5359	2830	5100	5000
C 901	4155	5899	3370	4835	6055	2353	3636	4329
C 701	5109	5833	4339	5255	6399	2270	5163	4910
DINA 70	4700	5820	3515	4948	5011	2874	6176	4721
DINA 766	4833	6902	3785	5447	4892	2352	4731	4706
BR 201	4577	5830	3876	4180	3809	3525	2986	4112
ICI 8452	5166	7115	4812	6178	6913	2958	5488	5519
QM Cultivar	850057,97	2055019,80**	865557,58**	1586592,75**	3412579,07**	285229,61	1212134,92**	
QM Erro	572603,43	419840,55	308856,17	355198,64	832372,90	249616,04	60494,68	
Média	4343	5578	3921	5377	4836	2599	4827	4497
CV(%)	17,42	11,62	14,17	11,08	18,87	19,22	8,30	

** : Significativo pelo teste F ao nível de 1% de probabilidade

TABELA 2A. Médias e resumo da análise de variância individual por local para produção de grãos (Kg/ha), dos experimentos de avaliação de cultivares de milho-safrinha conduzidos no ano de 1994.

Cultivar\ Local	Cravinhos	Paulínia	Guaíra 2	Jacarezinho	Barretos	Goiatuba	Guaíra 1	Média
C 701	3429	4901	5205	5626	5917	5089	1967	4591
C 901	3965	4985	3974	3658	5496	4345	1800	4032
C 805	3653	4822	5266	5361	5229	4975	1800	4444
C 606	3702	4149	3961	3479	5459	4396	1933	3868
CO 822992	4341	4271	5944	5146	5383	5197	2233	4645
G 740	3917	4166	3616	4089	4488	4656	1667	3800
AGROMEN 2012	4177	4440	5076	3936	5738	5125	2133	4375
AGROMEN 2007	3531	4200	5232	4416	5292	4815	2133	4231
AGROMEN 2003	3263	4558	3397	3610	6272	4561	1900	3937
DINA 766	2843	4754	3444	2982	5316	4692	1400	3633
DINA 70	2576	4443	4280	3660	5551	4381	1267	3737
PLANAGRI 401	3998	4545	4689	4894	5362	3695	1600	4112
PLANAGRI 402	3672	3984	3621	3805	4687	4165	1300	3605
ICI 8452	4658	4719	5735	5374	5528	5197	1433	4664
ICI 8447	3353	4483	4707	3693	4725	5110	1633	3958
AG 122	3079	4513	4091	4337	5196	5756	1800	4110
AG 510	3604	4531	4441	3607	4984	4154	1433	3822
AG 405	3496	4770	6238	4510	5254	4643	1500	4345
BR 205	2771	4002	5259	4951	4866	4477	1400	3961
C 425	3304	4712	3385	3295	5554	4642	1104	3714
C 125	2908	4894	3261	3516	5089	4371	1170	3601
C 435	3675	5260	4202	4877	5274	4900	1835	4289
C 135	2395	4199	3335	3726	5196	4515	1603	3567
XB 8028	2862	4528	4712	4842	5496	4266	1803	4073
G 85	4109	4843	4933	4486	5545	5058	1869	4406
G 600	2960	4405	3393	3394	5051	3804	1203	3459
G 550	3669	4750	5425	6039	5224	4335	2170	4516
XL 380	3103	4946	2893	3316	4017	4576	902	3393
XL 660	3840	4486	4207	3879	5078	4245	1268	3858
XL 655	3216	4287	3135	4306	4485	3917	1403	3536
PLANAGRI 411	3164	4534	3430	4823	4075	4535	2002	3795
AL 25	2839	4573	3579	4578	5020	3857	1404	3693
AG 1043	3574	4618	5120	4437	4662	4737	1769	4131
AG 951	4076	4577	4307	4379	4611	5764	1769	4212
AG 303	2872	4474	2173	3673	3996	4254	901	3192
AG 519	3094	4682	5035	5508	5258	4519	2103	4314
BR 201	2983	4501	3248	4792	5005	3799	1736	3723
BR 206	2883	4234	3630	4807	4286	4467	1403	3673
QM Cultivar	827255,44**	238590,54	2682486,19**	1694712,67**	788662,73	719445,41**	67181,99**	
QM Erro	167721,19	160610,00	259179,07	320369,73	844791,39	182356,36	133698,20	
Média	3409	4546	4252	4311	5096	4579	1625	3974
CV(%)	12,01	8,82	11,97	13,13	18,03	9,33	22,50	

** : Significativo pelo teste F ao nível de 1% de probabilidade

TABELA 3A. Médias e resumo da análise de variância individual por local para produção de grãos (Kg/ha), dos experimentos de avaliação de cultivares de milho-safrinha conduzidos no ano de 1995.

Cultivar\ Local	Barretos	Jacarezinho	Santa Cruz das Palmeiras	Cravinhos	Guaira 2	Goiatuba	Guaira 1	Média
C 606	5208	5592	2432	4307	2770	2850	3928	3869
C 805	6048	6037	2545	5259	3900	3860	5613	4752
C 901	5051	6533	1057	4101	2766	2767	3752	3718
XL 660	5214	7073	1310	3616	2469	2223	4140	3721
XL 380	5752	6120	1341	3069	2336	1717	3842	3454
XL 655	5311	3017	1696	2970	2703	2427	4337	3637
C 125	5488	6710	1312	3056	2748	2135	2735	3455
CO 822992	5650	7437	902	5201	3736	3932	4563	4489
AG 951	5142	7091	1633	4475	2954	3136	4526	4136
AG 122	5219	7586	1801	4461	3115	2709	4116	4144
G 550	5102	6692	2916	4571	3917	3699	5758	4665
XB 8030	5058	6159	1754	4654	3758	3399	4696	4211
AGROMEN 2012	5386	7018	2109	4592	3894	3195	4425	4374
PLANAGRI 411	4763	5872	2298	4408	3525	2959	5020	4121
AG 519	4732	7115	2716	4300	3958	3657	5423	4557
AG 1043	4951	7329	1987	3678	3306	3227	4971	4207
C 701	5407	6456	2135	4732	3625	3371	5077	4400
BR 201	4675	4887	2170	3605	2686	2808	4211	3577
BR 205	4649	6015	2046	4132	3058	3067	4924	3984
AGROMEN 2003	5419	7133	1689	3519	3406	2541	3935	3949
G 85	5878	7200	2034	4429	3396	3665	5207	4544
AL 25	5171	5537	2064	3985	3304	3201	4737	4000
BR 206	4446	5979	1829	3947	2977	2863	4432	3782
AGROMEN 2007	5676	6806	1905	4344	3738	3245	4595	4330
PLANAGRI 402	4437	5577	2062	3612	3431	2799	4040	3708
C 435	6361	7082	2779	5138	3527	3417	5349	4807
PLANAGRI 401	5424	6104	1836	4307	3439	2891	4872	4138
QM Cultivar	662013,61**	1435756,89**	746307,06*	1163037,98**	681745,67**	858579,78**	1315017,17**	
QM Erro	221382,76	281115,28	381081,40	139280,99	56546,66	136257,40	296405,68	
Média	5245	6487	1939	4169	3276	3028	4564	4101
CV(%)	8,97	8,17	31,83	8,95	7,26	12,19	11,93	

*, **: Significativos pelo teste F aos níveis de 5 e 1% de probabilidade, respectivamente