

EDISON RUBENS ARRABAL ARIAS



**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**

Tese apresentada à Universidade Federal de Lavras,
como parte das exigências do Curso de Doutorado em
Agronomia, área de concentração em Fitotecnia, para
obtenção do título de "Doutor".



Orientador

Prof. MAGNO ANTÔNIO PATTO RAMALHO

**LAVRAS
MINAS GERAIS - BRASIL
1996**

FICHA CATALOGRÁFICA PREPARADA PELA SEÇÃO DE CATALOGAÇÃO E
CLASSIFICAÇÃO DA BIBLIOTECA CENTRAL DA UFLA

Arias, Edison Rubens Arrabal.

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 / Edison Rubens Arrabal Arias. -- Lavras : UFLA, 1996.

118 p. : il.

Orientador: Magno Antônio Patto Ramalho.

Tese (Doutorado) - UFLA.

Bibliografia.

1. Milho - Estabilidade. 2. Adaptabilidade. 3. Progresso genético. 4. Mato Grosso do Sul. 5. Melhoramento genético. I. Universidade Federal de Lavras. II. Título.

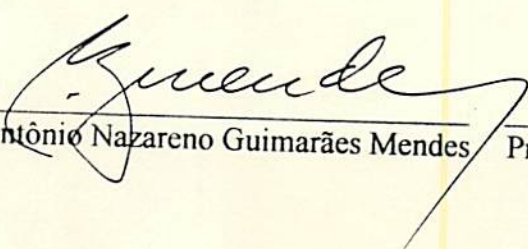
CDD-633.153

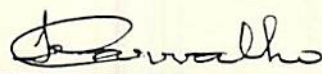
EDISON RUBENS ARRABAL ARIAS

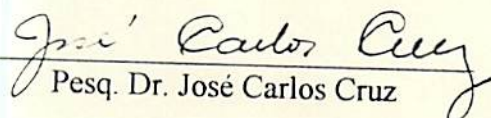
ADAPTABILIDADE E ESTABILIDADE DAS CULTIVARES DE MILHO AVALIADAS NO ESTADO DE MATO GROSSO DO SUL E AVANÇO GENÉTICO OBTIDO NO PERÍODO DE 1986/87 A 1993/94

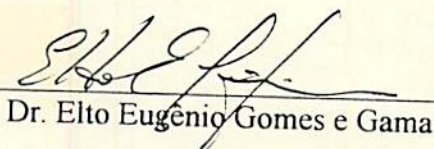
Tese apresentada à Universidade Federal de Lavras,
como parte das exigências do Curso de Doutorado em
Agronomia, área de concentração em Fitotecnia, para
obtenção do título de "Doutor".


APROVADA em 09 de fevereiro de 1996


Prof. Dr. Antônio Nazareno Guimarães Mendes


Profa. Dra. Maria Laene Moreira de Carvalho


Pesq. Dr. José Carlos Cruz


Pesq. Dr. Elto Eugênio Gomes e Gama


Prof. Dr. Magno Antônio Patto Ramalho
(Orientador)

A Deus, pela vida

A meus pais Antônio Arias Garcia e Maria Arrabal Arias,
por minha formação

A meus irmãos Jaime Antônio, Nilo Sérgio (in memoriam), Eder
Paulo e Carlos Alberto, pela amizade

OFEREÇO

À minha esposa Sônia Maria
e minha filha Laís

DEDICO

AGRADECIMENTOS

À Empresa de Pesquisa Assistência Técnica e Extensão Rural de Mato Grosso do Sul (EMPAER-MS), pela oportunidade oferecida para a realização do curso de Pós-Graduação;

À Universidade Federal de Lavras (UFLA), Departamento de Agricultura, pela oportunidade concedida para a realização do curso de Pós-Graduação;

À Coordenadoria de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES), pelo auxílio financeiro concedido;

Ao Professor Dr. Magno Antônio Patto Ramalho, pela amizade, orientação e ensinamentos transmitidos;

Ao Professor Dr. Daniel Furtado Ferreira, pela amizade, co-orientação e auxílio nas análises estatísticas;

Ao Professor Dr. César Augusto Brasil Pereira Pinto, pela amizade e auxílio na correção do inglês;

A todos os professores dos Departamentos de Agricultura e de Biologia da UFLA, pela atenção;

À minha esposa Sônia Maria Salomão Arias, pelo companheirismo, compreensão e apoio nesta caminhada;

À minha filha Laís, perdão pelos momentos de ausência;

À minha sogra D. Helena Pivaro Salomão pelo apoio e dedicação durante a realização desse curso;

Aos colegas que durante a realização deste curso nos dedicaram sua amizade;

Aos funcionários dos Departamentos de Agricultura e de Biologia pela atenção;

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

Enfim, a todos aqueles que de alguma forma manifestaram colaboração, apoio e incentivo para o êxito deste trabalho.

SUMÁRIO

vii	LISTA DE TABELAS	
xi	LISTA DE FIGURAS	
i	1 INTRODUÇÃO	
3	2 REFERENCIAL TEÓRICO	
3	2.1 A Cultura do Milho no Estado de Mato Grosso do Sul	
7	2.2 Interação Genótipos x Ambientes	
22	2.3 Progresso Genético	
26	3 ADAPTABILIDADE E ESTABILIDADE DE CULTIVARES DE MILHO 1986/87 A 1993/94	
26	RESUMO	
26	SUMMARY	
27	3.1 INTRODUÇÃO	
28	3.2 MATERIAL E MÉTODOS	
29	3.2.1 Locais de Plantio	
29	3.2.2 Cultivares	
30	3.2.3 Implantação, Condução e Colheita dos Ensaios	
30	3.2.4 Características Avaliadas	
31	3.2.5 Análises Estatísticas dos Dados	
32	3.2.5.1 Correção para o Estande Ideal	
32	3.2.5.2 Análise de Variância Individual	
33	3.2.5.3 Análises de Variância Conjuntas	
34	3.2.6 Análise da Adaptabilidade e Estabilidade	
37	3.2.6.1 Métodos que Utilizam a Regressão	
37	3.2.6.2 Método Multivariado AMMI (Additive Multiplicative Models Interaction)	
40	3.2.6.3 Metodologia de Lin e Binns (1988)	
43	3.3 RESULTADOS E DISCUSSÃO	
44	3.4 CONCLUSÕES	
80	

4	PROGRESSO GENÉTICO OBTIDO COM CULTIVARES DE MILHO NO ESTADO DE MATO GROSSO DO SUL DURANTE O PERÍODO DE 1986/87 A 1993/94	81
	RESUMO	81
	SUMMARY	81
	4.1 INTRODUÇÃO	82
	4.2 MATERIAL E MÉTODOS	82
	4.2.1 Estimativa do Progresso Genético	85
	4.2.2 Taxa de Substituição de Cultivares	85
	4.3 RESULTADOS E DISCUSSÃO	89
	4.4 CONCLUSÕES	90
	REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	94
	APÊNDICE	95
		104

LISTA DE TABELAS

Tabela	Página
1	Evolução da área, produção e produtividade da cultura do milho no Estado de Mato Grosso do Sul. EMPAER. 1995. UFLA, 1996 5
2	Médias de área, produção e produtividade dos principais produtos agrícolas no Estado de Mato Grosso do Sul, ano agrícola 1992/93. UFLA, 1996 6
3	Esquema da análise de variância individual, com as respectivas esperanças de quadrados médios. UFLA, 1996 33
4	Esquema da análise de variância conjunta, com as respectivas esperanças de quadrado médio. UFLA, 1996 35
5	Esquema da análise de variância conjunta para genótipos e locais comuns em diferentes anos, com as respectivas esperanças de quadrado médio. UFLA, 1996 37
6	Esquema de análise de variância utilizado no estudo da adaptabilidade e estabilidade, segundo a metodologia de Eberhart e Russell (1966). UFLA, 1996 40
7	Razão entre o maior e o menor quadrado médio do resíduo e estimativas das correlações entre as médias de produtividade de milho (kg/ha) e os respectivos CV's obtidas nos ensaios de avaliação de cultivares conduzidos no Estado de Mato Grosso do Sul, no período de 1986/87 a 1993/94. UFLA, 1996 48
8	Resumo da análise de variância conjunta de locais dentro de um mesmo ano para a produtividade de grãos de milho (kg/ha) obtidas nos Ensaios Preliminares e Estaduais conduzidos no Estado de Mato Grosso do Sul no período de 1986/87 a 1993/94. UFLA, 1996 50
9	Resumo da análise de variância conjunta de anos e locais da produtividade média de grãos de milho (kg/ha), obtida nos Ensaios Estaduais de milho de ciclo normal conduzidos no estado de Mato Grosso do Sul, no período de 1986/87 a 1989/90. UFLA, 1996 51

Tabela	Página
10	Resumo da análise de variância conjunta de anos e locais da produtividade média de grãos de milho (kg/ha), obtida nos Ensaios Estaduais de milho de ciclo normal conduzidos no Estado de Mato Grosso do Sul, no período de 1989/90 a 1991/92. UFLA, 1996 52
11	Resumo da análise de variância conjunta de anos e locais da produtividade média de grãos de milho (kg/ha), obtida nos Ensaios Estaduais de milho de ciclo normal conduzidos no Estado de Mato Grosso do Sul, no período de 1991/92 a 1993/94. UFLA, 1996 53
12	Resumo da análise de variância conjunta para a produtividade de grãos de milho (kg/ha) obtidas nos Ensaios de avaliação de cultivares conduzidos no Estado de Mato Grosso do Sul no período de 1986/87 a 1993/94. UFLA, 1996 54
13	Estimativas dos parâmetros de estabilidade segundo os métodos proposto por Cruz, Torres e Vencovsky (1989) do Ensaio Estadual de milho de ciclo normal conduzido no Estado de Mato Grosso do Sul no período de 1986/87 a 1987/88. UFLA, 1996 56
14	Estimativas dos parâmetros de estabilidade segundo os métodos proposto por Cruz, Torres e Vencovsky (1989) do Ensaio Estadual de milho de ciclo normal conduzido no Estado de Mato Grosso do Sul no período de 1987/88 a 1988/89. UFLA, 1996 57
15	Estimativas dos parâmetros de estabilidade segundo os métodos proposto por Cruz, Torres e Vencovsky (1989) do Ensaio Estadual de milho de ciclo normal conduzido no Estado de Mato Grosso do Sul no período de 1988/89 a 1989/90. UFLA, 1996 58
16	Estimativas dos parâmetros de estabilidade segundo os métodos proposto por Cruz, Torres e Vencovsky (1989) do Ensaio Estadual de milho de ciclo normal conduzido no Estado de Mato Grosso do Sul no período de 1989/90 a 1990/91. UFLA, 1996 59
17	Estimativas dos parâmetros de estabilidade segundo os métodos proposto por Eberhart e Russell (1966) do Ensaio Estadual de milho de ciclo normal conduzido no Estado de Mato Grosso do Sul no período de 1991/92 a 1992/93. UFLA, 1996 61

Tabela

Página

18	Estimativas dos parâmetros de estabilidade segundo os métodos proposto por Eberhart e Russell (1966) do Ensaio Estadual de milho de ciclo normal conduzido no Estado de Mato Grosso do Sul no período de 1992/93 a 1993/94. UFLA, 1996	62
19	Estimativas dos parâmetros de estabilidade segundo os métodos proposto por Cruz, Torres e Vencovsky (1989) do Ensaio Estadual de milho de ciclo normal conduzido no Estado de Mato Grosso do Sul no período de 1990/91 a 1991/92. UFLA, 1996	63
20	Estimativas dos parâmetros de estabilidade segundo os métodos proposto por Cruz, Torres e Vencovsky (1989) utilizando como índice ambiental a média da testemunha (AG 401) do Ensaio Estadual de milho de ciclo normal conduzido no Estado de Mato Grosso do Sul no período de 1990/91 a 1991/92. UFLA, 1996	63
21	Estimativas dos parâmetros de estabilidade segundo o método proposto por Lin e Binns (1988) para o caráter produtividade (kg/ha) do Ensaio Estadual de milho de ciclo normal conduzido no Estado de Mato Grosso do Sul no período de 1986/87 a 1987/88. UFLA, 1996	66
22	Estimativas dos parâmetros de estabilidade segundo o método proposto por Lin e Binns (1988) para o caráter produtividade (kg/ha) do Ensaio Estadual de milho de ciclo normal conduzido no Estado de Mato Grosso do Sul no período de 1987/88 a 1988/89. UFLA, 1996	66
23	Estimativas dos parâmetros de estabilidade segundo o método proposto por Lin e Binns (1988) para o caráter produtividade (kg/ha) do Ensaio Estadual de milho de ciclo normal conduzido no Estado de Mato Grosso do Sul no período de 1988/89 a 1989/90. UFLA, 1996	67
24	Estimativas dos parâmetros de estabilidade segundo o método proposto por Lin e Binns (1988b) para o caráter produtividade (kg/ha) de milho do Ensaio Estadual de milho de ciclo normal conduzido no Estado de Mato Grosso do Sul no período de 1989/90 a 1990/91. UFLA, 1996	67
25	Estimativas dos parâmetros de estabilidade segundo o método proposto por Lin e Binns (1988) para o caráter produtividade (kg/ha) de milho do Ensaio Estadual de milho de ciclo normal conduzido no Estado de Mato Grosso do Sul no período de 1990/91 a 1991/92. UFLA, 1996	68

Tabela	Página
26 Estimativas dos parâmetros de estabilidade segundo o método proposto por Lin e Binns (1988) para o caráter produtividade (kg/ha) de milho do Ensaio Estadual de milho de ciclo normal conduzido no Estado de Mato Grosso do Sul no período de 1991/92 a 1992/93. UFLA, 1996	68
27 Estimativas dos parâmetros de estabilidade segundo o método proposto por Lin e Binns (1988) para o caráter produtividade (kg/ha) de milho do Ensaio Estadual de milho de ciclo normal conduzido no estado de Mato Grosso do Sul no período de 1992/93 a 1993/94. UFLA, 1996	69
28 Análise de variância AMMI para produtividade média de grãos de milho (kg/ha), obtida nos ensaios de cultivares de milho de ciclo normal conduzidos no Estado de Mato Grosso do Sul, no período de 1992/93 a 1993/94. UFLA, 1996	74
29 Produtividade de grãos (kg/ha) de genótipos de milho em diferentes ambientes (locais e anos) do Estado de Mato Grosso do Sul e valores para o modelo AMMI (médias e 1 ^o , 2 ^o e 3 ^o ACP da análise da interação), obtidos no período de 1992/93 a 1993/94. UFLA, 1996	78
30 Média geral dos Ensaios e dos tratamentos comuns em cada par de anos, número de tratamentos total e comuns e ganho genético obtido no período de 1986/87 a 1993/94 nas avaliações de cultivares de milho de ciclo normal no Estado de Mato Grosso do Sul. UFLA, 1996	91
31 Média geral dos tratamentos não comuns e comuns em cada par de anos, número de tratamentos total e comuns e ganho genético obtido no período de 1986/87 a 1993/94, nos ensaios de avaliação de cultivares de milho de ciclo normal no Estado de Mato Grosso do Sul. UFLA, 1996	92

LISTA DE FIGURAS

Figura	Página	
1	Percentagem da participação das cultivares em número de anos, nos Ensaios Estaduais de milho de ciclo normal conduzidos no Estado de Mato Grosso do Sul no período de 1986/87 a 1993/94. UFLA, 1996	46
2	Produtividade média vs. estimativa de P_i para cada cultivar avaliada no Ensaio Estadual de milho de ciclo normal no Estado de Mato Grosso do Sul no período de 1989 a 1990. UFLA, 1996	69
3	Produtividade média vs. estimativa de P_i para cada cultivar avaliada no Ensaio Estadual de milho de ciclo normal no Estado de Mato Grosso do Sul no período de 1990 a 1991. UFLA, 1996	70
4	Produtividade média vs estimativa de P_i para cada cultivar avaliada no Ensaio Estadual de milho de ciclo normal no Estado de Mato Grosso do Sul no período de 1991 a 1992. UFLA, 1996	70
5	Produtividade média vs estimativa de P_i para cada cultivar avaliada no Ensaio Estadual de milho de ciclo normal no Estado de Mato Grosso do Sul no período de 1992 a 1993. UFLA, 1996	71
6	Produtividade média vs estimativa de P_i para cada cultivar avaliada no Ensaio Estadual de milho de ciclo normal no Estado de Mato Grosso do Sul no período de 1993 a 1994. UFLA, 1996	71
7	Produtividade média vs estimativa de β_i para cada cultivar avaliada no Ensaio Estadual de milho de ciclo normal no Estado de Mato Grosso do Sul no período de 1992 a 1993. UFLA, 1996	72
8	Produtividade média vs estimativa de β_i para cada cultivar avaliada no Ensaio Estadual de milho de ciclo normal no Estado de Mato Grosso do Sul no período de 1993 a 1994. UFLA, 1996	73
9	Produtividade média e escores do primeiro componente principal da análise AMMI para o Ensaio Estadual de milho de ciclo normal conduzido no Estado de Mato Grosso do Sul no período de 1992/93 a 1993/94. UFLA, 1996	76

1 INTRODUÇÃO

Os programas de melhoramento genético do milho no Brasil concentram-se principalmente em empresas privadas que anualmente lançam inúmeras cultivares no mercado. Estes programas são conduzidos predominantemente nas regiões Sul e Sudeste. Os materiais gerados participam dos Ensaio Nacionais que no Estado de Mato Grosso do Sul são conduzidos em apenas dois locais.

Considerando a extensão de Estado do Mato Grosso do Sul, a diversidade de ambientes existentes e que, as avaliações do programa de melhoramento da maioria das empresas não são realizadas no Estado, houve necessidade de se conduzir uma rede de Ensaio Estaduais de cultivares de milho. A implantação e condução desses ensaios teve início em 1979/80, procurando abranger todas as regiões produtoras de milho.

Os dados obtidos até então, foram utilizados nas recomendações de cultivares utilizando como referência apenas o desempenho médio do material. Levando-se em consideração o custo destes ensaios é essencial que os dados obtidos sejam mais extensivamente analisados visando aprimorar as recomendações. Além disso, é importante que a pesquisa avalie periodicamente o seu próprio desempenho visando verificar se a estratégia utilizada na condução do programa é viável ou se há necessidade de alterações para melhorar sua eficiência. A estimativa do progresso genético, utilizando os dados desses Ensaio Estaduais, permite obter essas informações.

Dessa forma, foi realizado o presente trabalho com os objetivos de analisar os dados obtidos nos ensaios de avaliação de cultivares de milho, de ciclo normal, conduzidos no Estado de Mato Grosso do Sul, durante oito anos, avaliando métodos que possam ser usados nas estimativas dos parâmetros de adaptabilidade e estabilidade de cultivares, e quantificar o progresso genético com a cultura do milho no Estado de Mato Grosso do Sul, no período de 1986/87 a 1993/94.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

2.1 A Cultura do Milho no Estado de Mato Grosso do Sul

O Estado de Mato Grosso do Sul está localizado entre as latitudes 17°13'40"S e 24°04'02"S e longitudes 50°56'06"O e 58°10'22"O, possui uma temperatura média anual de 22°C e uma precipitação média anual que varia de 1500 a 1750 mm.

Na maior parte das áreas com aptidão para lavoura no Estado de Mato Grosso do Sul, predominam áreas de cerrado. Os solos de cerrado possuem como principais características a acidez e a baixa fertilidade. Os tipos de solo predominantes são Latossolo Vermelho-Escuro, Latossolo Vermelho-Amarelo, Latossolo Roxo e solos rasos (Cambissolos e Litólicos), de textura variando de média a muito argilosa, com relevo plano a suave ondulado e com boas características de drenagem. Entretanto, deve-se salientar que os Latossolos predominantes no cerrado, apesar de possuírem boas características físicas, têm baixa retenção de água (EMBRAPA, 1993).

Outra característica marcante desta região é a interrupção das chuvas, conhecida como "veranico". A ocorrência de períodos de estiagem (cerca de duas semanas) é comum até mesmo durante os meses de maior precipitação (dezembro e janeiro), época geralmente associada à alta radiação solar e alto potencial de evapotranspiração. Desta forma, os veranicos assumem grande importância em áreas de cerrado, pois devido ao fato de mais de 90% de seus

solos serem fortemente ácidos e com alta saturação de alumínio, faz com que o desenvolvimento das raízes das culturas fique limitado à pequena camada de solo corrigida, fazendo com que este período de estiagem tenha um efeito mais acentuado do que em áreas onde o volume de solo explorado pelas raízes é maior (EMBRAPA, 1993).

As condições de clima e de solo prevalescentes, em princípio, permitem inferir que o milho pode ser cultivado em todo o Estado, tanto é assim, que ele vem apresentando um expressivo aumento na área cultivada, produção e rendimento de grãos (Tabela 1), ocupando o segundo lugar em área cultivada (Tabela 2), sendo superada apenas pela soja. No período apresentado, verifica-se que a produtividade passou gradativamente de uma média de 1200 kg/ha para 2700 kg/ha. O aumento de interesse no cultivo de milho no Estado de Mato Grosso do Sul, deu-se em função da facilidade de mecanização e do desenvolvimento de sistemas produtivos mais eficientes, fazendo com que a cultura do milho deixasse de ser uma exploração visando apenas as necessidades internas da propriedade, com a comercialização do excedente de produção, para também se transformar em mais uma opção de atividade de cunho empresarial, ou seja, visando exclusivamente a comercialização.

Outro fato que deve ser colocado, é que vem crescendo o interesse por parte dos produtores pelo plantio de milho como segunda safra (safrinha) em regiões onde as chuvas se prolongam um pouco mais (Tabela 1A). Este interesse se deve ao fato que além de maximizar a utilização do solo e equipamentos, o produto obtido na safrinha normalmente consegue melhores preços.

Levando-se em consideração a facilidade de mecanização, em função da topografia, e características favoráveis de solo e clima para o desenvolvimento da cultura, a disponibilidade de infraestrutura de apoio, principalmente graças à instalação de granjas de

suínos e aves, à necessidade de suplementação de bovinos em sistemas mais intensivos de criação, na recuperação de pastagens degradadas e como principal alternativa para a rotação com a soja, em função de problemas como o cancro da haste e o nematóide do cisto, a cultura do milho apresenta grande potencial de expansão no Estado (EMBRAPA, 1993).

TABELA 1. Evolução da área, produção e produtividade da cultura do milho no Estado de Mato Grosso do Sul. EMPAER. 1995. UFLA, 1996.

Ano Agrícola	Área colhida (ha)	Produção (ton.)	Produtividade (kg/ha)
1977/78	95.290	114.543	1.202
1978/79	103.061	146.474	1.421
1979/80	83.609	142.572	1.705
1980/81	132.005	232.636	1.762
1981/82	145.446	257.902	1.773
1982/83	116.143	236.443	2.036
1983/84	128.716	261.720	2.037
1984/85	143.236	327.334	2.285
1985/86	163.299	320.743	1.964
1986/87	245.577	649.515	2.645
1987/88	232.910	634.929	2.726
1988/89	250.760	725.711	2.894
1989/90	255.747	595.718	2.329
1990/91	346.610	933.881	2.693
1991/92	341.193	855.291	2.506
1992/93	346.902	920.610	2.654
1992/93 - Brasil	11688.033	30064.975	2.533

Fonte: Fundação FIBGE, 1994.

O incremento da produtividade envolve diversos fatores (clima, solo, práticas de cultivo e sementes melhoradas), alguns podem ser modificados pela ação do homem, outros não. Dentre estes fatores, um de grande relevância, é a escolha correta de uma cultivar para cultivo

em uma determinada região. Esse fator, isoladamente, pode se constituir na principal causa do sucesso ou do fracasso de um empreendimento.

TABELA 2. Médias de área, produção e produtividade dos principais produtos agrícolas no Estado de Mato Grosso do Sul, ano agrícola 1992/93. UFLA, 1996.

Produto	Área (ha)	Produção (ton.)	Produtividade (kg/ha)
Soja	1.067.132	2.289.171	2.145
Milho	346.902	920.610	2.654
Trigo	139.737	114.334	818
Arroz	109.817	219.661	2.000
Feijão	43.096	28.614	664

Fonte: Fundação FIBGE, 1994.

Visando fornecer maiores subsídios aos agricultores em relação a uma escolha adequada das cultivares que devam ser utilizadas para o cultivo nas diferentes regiões do Estado, a **EMPAER** - Empresa de Pesquisa, Assistência Técnica e Extensão Rural do Mato Grosso do Sul, desenvolve, desde o ano agrícola de 1980/81, uma rede de ensaios distribuídos em regiões de expressão com a cultura, que tem por finalidade identificar entre as cultivares avaliadas aquelas com maior potencial produtivo nas condições ambientais do Estado. A recomendação de cultivares de milho para o Estado vem sendo realizada baseada nas produtividades médias e nos caracteres agronômicos de interesse observados em vários ambientes (locais e anos), entretanto, a escolha de cultivares considerando-se apenas essas características é insuficiente, pois verifica-se que alguns materiais podem ser muito produtivos em determinados ambientes e pouco produtivos em outros, trazendo grandes dificuldades na generalização da recomendação.

2.2 Interação Genótipos × Ambientes

Desenvolver plantas com grande potencial produtivo, tem sido o principal objetivo dos melhoristas, entretanto, um dos maiores problemas que eles têm enfrentado é que quando as cultivares são comparadas em vários ambientes a classificação relativa entre elas difere, causando dificuldades na identificação de cultivares significativamente superiores (Eberhart e Russell, 1966). Essa oscilação no comportamento dos genótipos quando submetidos a diferentes ambientes gera uma interação genótipo por ambiente e, esta pode se manifestar de duas formas: pela classificação diferenciada dos genótipos quando testados em vários ambientes, exigindo a seleção de genótipos para uso específico; e pelas diferenças na superioridade relativa entre genótipos em vários locais, quando a classificação permanece a mesma, e neste caso, é necessário que se faça a seleção de genótipos para uso geral.

Por ambiente, entende-se todas as variáveis não genéticas envolvidas que podem afetar a expressão fenotípica de um determinado genótipo. As condições ambientais que influenciam na expressão do genótipo, podem ser agrupadas em duas categorias, variações previsíveis e imprevisíveis (Allard e Bradshaw, 1964). As variações previsíveis, são aquelas devidas a fatores permanentes do ambiente, tais como fertilidade do solo e fotoperíodo e, também aquelas que podem ser influenciadas pelo homem, como data, densidade de plantio, métodos de colheita e outras práticas agronômicas. As variações imprevisíveis, são aquelas que ocorrem aleatoriamente, tais como estande final, distribuição de chuvas, temperatura e ocorrência de pragas e doenças.

Para que a interação genótipo × ambiente possa ser detectada, é necessário que os diferentes genótipos sejam avaliados em dois ou mais ambientes contrastantes. Como ilustração

pode-se verificar o que ocorre quando duas cultivares que diferem geneticamente para o caráter produtividade de grãos são avaliadas em dois ambientes contrastantes. Neste caso, as três situações mais frequentes que podem ocorrer são: a) as cultivares apresentam comportamentos concordantes nos dois ambientes e, neste caso, não existe interação e a recomendação da cultivar superior para os dois ambientes é a mesma; b) o comportamento das cultivares não é semelhante nos dois ambientes e uma delas responde mais acentuadamente à melhoria do ambiente do que a outra, neste caso, ocorre interação, todavia a classificação das cultivares não é alterada nos diferentes ambientes e, por esta razão, a cultivar superior também pode ser recomendada para os dois ambientes sem maiores problemas. Este tipo de interação é denominado de interação simples e; c) o comportamento das duas cultivares é inverso nos dois ambientes, neste caso, existe uma complicação para o trabalho do melhorista, a interação é denominada de complexa e a recomendação de uma cultivar é restrita a um ambiente específico. Deste modo, é fácil de compreender que quando este tipo de interação se encontra presente, indica a existência de cultivares especificamente adaptados a ambientes particulares, bem como de outros com adaptação mais ampla, porém, nem sempre com alto potencial produtivo. Isto impede que a recomendação de cultivares possa ser feita de maneira generalizada, acarretando maiores dificuldades e exigindo a adoção de medidas que controlem ou minimizem os efeitos dessa interação, para então se proceder à recomendação mais segura (Ramalho, Santos e Zimmermann, 1993).

A ocorrência de interação genótipo \times ambiente significativa, tem sido constatada em vários experimentos com a cultura do milho no Brasil (Paterniani e Zinsly, 1965; Ruschel, 1968; Ruschel, 1970a; Ruschel, 1970b; Ruschel e Penteadó, 1970; Oliveira, 1976; Esteves, 1978; Lopes, Gama e Magnavaca, 1985; Vencovsky e Torres, 1986; Pacheco, 1987; Cruz, Torres e

Vencovsky, 1989; Fernandes, 1988; Carvalho, Magnavaca e Leal, 1992), evidenciando, assim, a necessidade de identificar entre os genótipos testados, aqueles com ampla adaptabilidade e maior estabilidade, com vistas à recomendação de cultivares.

É importante lembrar, que nem sempre a presença de interação significa em diferenças na estabilidade dos materiais genéticos. Esta, pode ser devida à falta de ajuste do conjunto de dados ao modelo matemático adotado na análise, porém, a transformação desses dados poderá indicar a ausência de interação (Chaves, Vencovsky e Geraldi, 1989). Como exemplo, a interação simples pode ser detectada em uma situação em que o efeito ambiental sobre o material genético ocorra de forma multiplicativa ao invés de aditiva, desta forma, se o valor do genótipo for triplicado de um ambiente para o outro em todas as cultivares, será detectada interação significativa, embora esta realmente não ocorra.

Para atenuar ou minimizar os efeitos da interação genótipo \times ambiente, existem pelo menos três opções possíveis: a) identificar cultivares específicas para cada ambiente; b) realizar o zoneamento ecológico, e, c) identificar cultivares com maior estabilidade fenotípica (Ramalho, Santos e Zimmermann, 1993).

a) Identificar Cultivares Específicas para cada Ambiente

Embora teoricamente possível, essa alternativa é de difícil aplicação na prática. Os materiais seriam avaliados em vários ambientes e através da análise dos dados são identificadas as melhores cultivares para cada ambiente específico. É um processo oneroso e quaisquer variações ambientais imprevistas nas condições em que foram realizadas as avaliações, podem fazer com que o material genético não mais se mostre adaptado.

b) Zoneamento Ecológico

Consiste em identificar e agrupar ambientes ecologicamente semelhantes em sub-regiões, visando atenuar o efeito da interação genótipo \times ambiente, porém, o zoneamento é possível apenas com base em diferenças macroambientais, tornando-o vulnerável às variações imprevisíveis que possam ocorrer no ambiente e, também a interação genótipos \times anos não pode ser controlada por esse método. Muito embora tenha sido empregado um considerável esforço e tempo na condução de ensaios, até o momento não foi possível estabelecer regiões ecológicas precisas como acontece nas regiões temperadas, onde tanto quanto possível, recomenda-se utilizar uma amostragem maior de locais e/ou anos mesmo à custa da redução do número de repetições por experimento e a consequente perda de precisão experimental (Paterniani, 1986).

c) Identificação de Cultivares com maior Estabilidade Fenotípica

A identificação de cultivares com maior estabilidade fenotípica é de grande importância para culturas que estão sujeitas a flutuações climáticas. Os termos estabilidade fenotípica, estabilidade de produção e adaptação, são frequentemente utilizados nos mais diferentes sentidos (Becker e Léon, 1988). Estabilidade e adaptabilidade, muitas vezes são utilizados com o mesmo objetivo, porém, embora sejam relacionados, não são idênticos. A estabilidade fenotípica para Finlay e Wilkinson (1963), Allard e Bradshaw (1964) e Eberhart e Russell (1966) refere-se à menor sensibilidade do genótipo às variações do ambiente, ou seja, quanto maior o efeito do ambiente sobre o genótipo, menor será a sua estabilidade fenotípica. Mariotti et al. (1976) sugeriram considerar a “adaptabilidade” como a capacidade dos genótipos de aproveitarem vantajosamente o estímulo do ambiente, vantagem esta do ponto de vista produtivo, e a “estabilidade de comportamento”, como a capacidade dos genótipos mostrarem

um comportamento altamente previsível em função da qualidade do estímulo ambiental. Esta forma de interpretação tem sido mais aceita em trabalhos realizados mais recentemente (Souza et al., 1991; Abreu, Ramalho e Santos, 1992; Carvalho, Magnavaca e Leal, 1992; Soares e Ramalho, 1992; Soares e Ramalho, 1993a; Ramalho, Abreu e Righeto, 1993; Ramalho, Abreu e Santos, 1993; Farias, 1995; Muniz, 1995). Neste trabalho, como medida de adaptação será utilizado o desempenho médio das cultivares, ou seja, a cultivar mais produtiva é melhor adaptada. Quanto ao conceito de estabilidade, este será associado ao padrão de resposta de uma dada cultivar frente às variações ambientais.

A utilização de cultivares com maior estabilidade fenotípica, tem sido a alternativa mais amplamente empregada na minimização do efeito da interação genótipo x ambiente. Existem várias metodologias que podem ser utilizadas para a avaliação da estabilidade fornecendo diferentes interpretações quanto ao conceito de estabilidade e, a utilização ou não de uma delas depende de como o cientista deseja encarar o problema, podendo ser classificados em quatro tipos (Lin, Binns e Lefkovitch, 1986; Lin e Binns, 1988a):

a) **Tipo 1** - o genótipo será considerado estável se sua variância entre os ambientes for pequena; este tipo de estabilidade foi denominada por Becker (1981) de “estabilidade no sentido biológico”, e caracteriza um genótipo com comportamento constante com a variação do ambiente. Este comportamento não é desejável, porque o genótipo não responde à melhoria do ambiente com aumento de produção, e além disso, este tipo de estabilidade normalmente está associada a uma menor produtividade (Becker, 1981; Lin, Binns e Lefkovitch, 1986; Ramalho, Santos e Zimmermann, 1993). A estabilidade do tipo 1 pode ser medida simplesmente a partir da estimativa da variância de cada genótipo nos diferentes ambientes (Becker, 1981; Lin, Binns e

Lefkovich, 1986 e Becker e Léon, 1988) e, é útil para características que devem ser mantidas à todo o custo, tais como, qualidade e resistência à doenças e pragas (Becker e Léon, 1988);

b) Tipo 2 - o genótipo será considerado estável se sua resposta ao ambiente for paralela à resposta média de todos os materiais avaliados no experimento; este tipo de estabilidade é também denominada por Becker (1981) de “estabilidade no sentido agrônômico”, e ocorre quando o genótipo mostra interações mínimas com o ambiente, o que significa que ele acompanha o desempenho médio dos materiais testados no ambiente. Essa metodologia tem sido a preferida por possibilitar a identificação de genótipos estáveis e com potencial de se manterem entre os melhores em todos os ambientes (Ramalho, Santos e Zimmermann, 1993). Este tipo de estabilidade é uma medida restrita e relativa aos materiais que foram avaliados, não podendo ser generalizada (Lin, Binns e Lefkovich, 1986), isto significa, que um material estável em um determinado grupo de cultivares não necessariamente o será na presença de outros materiais. A estabilidade do tipo 2, pode ser avaliada tanto pela metodologia proposta por Wricke (1962) como pelo uso da regressão através da metodologia de Finlay e Wilkinson (1963);

c) Tipo 3 - o genótipo será considerado estável se o quadrado do desvio da regressão que avalia a estabilidade for pequeno. Este é um conceito relativamente novo de estabilidade, e desde que Eberhart e Russell (1966) sugeriram o quadrado médio do desvio da regressão como um segundo parâmetro, grande atenção tem se voltado para ele (Lin, Binns e Lefkovich, 1986). Esses autores, relatam 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;

d) Tipo 4 - Nesse caso, é necessário que as cultivares sejam avaliadas em um certo número de anos e alguns locais. A análise de variância é realizada e estimado 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.

Vários autores tem sugerido que a estabilidade é um caráter controlado geneticamente (Bradshaw, 1965; Scott, 1967; Vencovsky, 1987; Torres, 1988), apresenta uma herdabilidade menor que a obtida para produção de grãos (Vencovsky, 1987; Torres, 1988) e, que, embora o caráter rendimento de grãos seja de baixa herdabilidade (Brewbaker, 1969; Allard, 1971; Ramalho, Santos e Zimmermann, 1993), a seleção para este caráter é mais efetiva do que para os parâmetros de estabilidade, uma vez que a repetibilidade do rendimento tem mostrado ser sempre de magnitude superior à do coeficiente de regressão linear e à da variância dos desvios da regressão.

Se a “estabilidade” é uma característica sob controle genético, a obtenção de novos e melhores materiais seria bastante facilitada através da identificação e seleção de genótipos estáveis. Scott (1967), desenvolvendo um trabalho onde procurou determinar se diferenças de seleção para estabilidade de produção de grãos em milho seriam verificadas em avaliações posteriores, concluiu que a seleção para o referido caráter mostrou-se efetiva na maior parte dos casos, porém, Becker e Léon (1988), afirmam que o procedimento de seleção baseado no caráter “estabilidade de produção” é muito difícil, pois esse caráter apresenta uma repetibilidade de parâmetros estatísticos estimados muito pobre e, que a resposta à seleção visando aumentar a estabilidade de produção seria muito limitada devido à baixa herdabilidade desse caráter. Desta forma, a seleção para a estabilidade durante o desenvolvimento de novas cultivares seria pouco eficiente e, a estimação de medidas biométricas para estabilidade seria de pouca utilidade.

Alguns autores têm sugerido que, na maioria das vezes, a sensibilidade do genótipo aos efeitos de ambientes está relacionada com sua base genética e que, geralmente, populações com maior base genética interagem menos com o ambiente e, portanto, são mais estáveis (Allard, 1971; Allard e Bradshaw, 1964), porém, afirmam ser possível obter-se genótipos com base genética estreita e possuidores de boa estabilidade (Allard e Bradshaw, 1964).

No mercado, encontram-se disponíveis vários tipos de cultivares de milho (variedades e híbridos intervarietais, duplos, triplos e simples) que diferem quanto a sua base genética, assim, tem havido por parte de alguns pesquisadores um grande interesse de tentar estabelecer uma relação entre estabilidade de produção e a base genética dos materiais.

Em um trabalho visando o estudo da heterozigose e heterogeneidade, bem como os seus efeitos e interações sobre produção e estabilidade de produção em milho, Schnell e Becker (1986) concluíram que os aumentos de estabilidade foram devidos não apenas à heterogeneidade mas também à heterozigose e, adicionalmente, uma interação de ambos os fatores no sentido de uma diminuição recíproca. Resultados obtidos por vários trabalhos realizados com a cultura de milho, concluíram que os materiais menos homogêneos possuem uma produção mais estável que os mais homogêneos (Sprague e Federer, 1951; Sprague, 1955; Eberhart, Russell e Penny, 1964; Ruschel, 1968 e Lemos, 1976) e, que essa maior capacidade adaptativa das populações heterogêneas é devido ao grande número de genótipos que as constituem (Paterniani, 1965). Entretanto, resultados contraditórios foram encontrados em diversos trabalhos, os quais indicaram que certos materiais mais homogêneos, por serem heterozigotos na maioria dos locos, são tão ou mais estáveis que materiais constituídos de uma mistura de genótipos (Eberhart e Russell, 1969; Ruschel e Penteado, 1970; Napolini Filho, 1976 e Muniz, 1995). Estes resultados, ratificam a necessidade e a importância do estudo da interação

genótipo \times ambiente, visando fornecer maiores subsídios à uma maior compreensão do comportamento dos diferentes materiais nos vários ambientes.

Atualmente existem várias metodologias de análise de estabilidade, as quais têm por finalidade avaliar um grupo de materiais testados em vários ambientes (Yates e Cochran, 1938; Plaisted e Peterson, 1959; Finlay e Wilkinson, 1963; Wricke, 1962; Eberhart e Russell, 1966; Tai, 1971; Shukla, 1972; Verma, Chahal e Murty, 1978; Silva e Barreto, 1985; Cruz, Torres e Vencovsky, 1989; Huehn, 1990a; Huehn, 1990b; Lin e Binns, 1988a), todas fundamentadas na existência de interações e, distinguem-se quanto aos conceitos de estabilidade adotados e princípios estatísticos empregados. A escolha de um método de análise depende dos dados experimentais, principalmente os relacionados com o número de ambientes disponíveis, da precisão requerida e do tipo de informação desejada.

Na literatura podem ser encontrados vários trabalhos que fornecem detalhes e comparações dessas e de outras metodologias para avaliação da estabilidade (Freeman e Perkins, 1971; Freeman, 1973; Oliveira, 1976; Becker, 1981; Lin, Binns e Lefkovitch, 1986; Crossa, 1990; Vencovsky e Barriga, 1992; Ramalho, Santos e Zimmermann, 1993 e Cruz e Regazzi, 1994), entretanto, aqui, serão discorridas apenas aquelas utilizadas no desenvolvimento desse trabalho.

O método baseado nos procedimentos de regressão linear simples que permite avaliar a adaptabilidade e a estabilidade de um grupo de genótipos cultivados em uma série de ambientes, foi inicialmente desenvolvido por Finlay e Wilkinson (1963). Eberhart e Russel (1966) propuseram outro método que, em princípio, é semelhante ao de Finlay e Wilkinson (1963), diferindo basicamente no fato de que os dados não sofrem nenhuma espécie de transformação e é incluído um outro parâmetro de estabilidade, o desvio da regressão (Ramalho, Santos e Zimmermann, 1993). Nessa metodologia, o genótipo ideal é aquele com produção

média alta, coeficiente de regressão igual a 1,0 ($\beta = 1$) e com desvio da regressão (S_d^2) nulo ou o menor possível. Portanto, o genótipo ideal deve apresentar resposta positiva à melhoria das condições ambientais ($\beta = 1$), ou seja, adaptabilidade geral e, possuir um comportamento altamente previsível ($S_d^2 = 0$). Essa metodologia está de acordo com o conceito agrônomo de estabilidade.

As metodologias apresentadas, pressupõem uma relação linear entre o comportamento individual de um material genético e o índice ambiental, o que não é necessariamente verdadeiro. Como muitas vezes a resposta do material genético a ambientes mostra-se curvilínea, o ajustamento de dois ou mais segmentos de reta poderia explicar melhor a resposta daqueles materiais genéticos cujos desvios para a regressão linear simples se mostram altos (Ramalho, Santos e Zimmermann, 1993).

Verma, Chahal e Murty (1978) definiram um genótipo teoricamente ideal como aquele que apresenta alto rendimento associado à um comportamento estável em ambientes desfavoráveis e, responsivo em ambientes favoráveis. 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 esses métodos, um genótipo com estabilidade acima da média possui alta produtividade em ambientes favoráveis, mas também uma indesejada baixa produtividade em ambientes desfavoráveis. Devido a isso, foi proposta uma técnica de regressão alternativa (Verma, Chahal e Murty, 1978), utilizando duas equações de regressão; a primeira, envolvendo os ambientes desfavoráveis (índices ambientais negativos) e a segunda, os ambientes favoráveis (índices ambientais positivos). Entretanto, essa metodologia apresenta problemas quando se analisa um número pequeno de ambientes. Para contornar esse problema, foi proposto um modelo (Silva e Barreto, 1985) onde 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, porém, esse método necessitava ainda de um aprimoramento de natureza estatística para eliminar a correlação residual existente entre as estimativas de seus coeficientes de regressão (Vencovsky, 1988). Cruz, Torres e Vencovsky (1989) sugeriram uma modificação nessa metodologia de modo a proporcionar uma maior simplificação na obtenção das estimativas dos parâmetros e das somas de quadrados e, com propriedades estatísticas mais adequadas ao melhoramento.

A metodologia de Cruz, Torres e Vencovsky (1989) baseia-se na análise de regressão bi-segmentada e, tem como parâmetros de adaptabilidade, a média, a resposta linear aos ambientes desfavoráveis (β_{1i}) e a resposta linear aos ambientes favoráveis ($\beta_{1i} + \beta_{2i}$). A estabilidade é avaliada pelo desvio da regressão (S_d^2) de cada genótipo em função das variáveis ambientais. O coeficiente de determinação (R^2) é utilizado como parâmetro auxiliar na decisão de seleção e descarte de genótipos, considerando que aqueles que apresentam R^2 acima de 80%, mesmo com desvios da regressão significativos podem ser selecionados (Cruz e Regazzi, 1994).

Como vantagens das modificações propostas podem ser citados: o intercepto da equação da regressão coincide com a média do genótipo em todos os ambientes; os desvios-padrões associados às estimativas dos coeficientes de estabilidade são menores e elimina a correlação residual existente entre os parâmetros de estabilidade mais importantes.

A opção de utilizar a metodologia de Eberhart e Russell (1966) ou a de Silva e Barreto (1985) modificada por Cruz, Torres e Vencovsky (1989), vai depender da rejeição ou não da hipótese $H_0: \beta_{2i} = 0$, para todo o "i". A aceitação desta hipótese indica que o comportamento do genótipo pode ser predito por uma reta e, conseqüentemente, a primeira metodologia deve ser preferida (Ramalho, Santos e Zimmermann, 1993).

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 em ambientes desfavoráveis), $(\beta_{1i} + \beta_{2i})$ o maior possível (responsivo à melhoria do ambiente) e a variância dos desvios da regressão próximo ou igual a zero (comportamento previsível).

Os melhoristas de plantas tem tido alguma dificuldade na escolha de um genótipo superior baseado na relação da produção média, coeficiente de regressão e desvios da regressão (Crossa, 1988), isto provavelmente ocorra, porque o modelo de resposta do genótipo aos ambientes é intrinsecamente multivariado e a regressão a transforma em um problema univariado (Lin, Binns e Lefkovitch, 1986 e Torres, 1988).

Para os geneticistas, melhoristas e agrônomos, estatísticas paramétricas de estabilidade obtidas pela análise de regressão linear, são matematicamente simples e de fácil interpretação biológica, entretanto, este método possui algumas desvantagens: a) não é informativo quando a linearidade é falha; b) é altamente dependente do grupo de genótipos e ambientes incluídos na análise, e, c) tende a supersimplificar diferentes modelos de respostas pela explanação da variação da interação em uma dimensão (coeficiente de regressão), quando na realidade ele pode ser altamente complexo. Existe o perigo de sacrificar informações relevantes para facilitar a interpretação biológica e estatística (Crossa, 1990).

Uma ampla classe de métodos multivariados podem ser utilizados para analisar dados de ensaios em várias localidades e avaliar a estabilidade de produção. Apesar de alguns deles não possuírem as limitações da análise de regressão linear, os resultados muitas vezes são de difícil interpretação em relação à interação Genótipo \times Ambiente (como é o caso da análise de componentes principais - ACP e análise de agrupamento - "cluster analysis"). Entretanto, certas técnicas multivariadas ou uma combinação delas, muitas vezes fornecem informações biológicas

relevantes e são estatisticamente simples (Crossa, 1990). Dentre estas técnicas, o modelo AMMI (Modelo de efeitos aditivos e interação multiplicativa) fornece uma valiosa contribuição para o entendimento da interação Genótipo \times Ambiente. Este modelo, baseia-se inicialmente em estimar os efeitos médios aditivos de genótipos e de ambientes através de uma análise de variância comum e, posteriormente, são calculados os efeitos multiplicativos para a interação Genótipo \times Ambiente pela Análise de Componentes Principais (Crossa, 1990).

Esse modelo foi utilizado em comparação com três modelos tradicionais (análise de variância, análise de componentes principais e análise de regressão linear) para analisar uma série de dados de soja (Zobel, Wright e Gauch Jr., 1988), sendo constatado que: a) a análise de variância tem limitação quanto a detecção de componentes de interações significativas; b) a análise de componentes principais é falha na identificação e separação dos efeitos médios de genótipos e ambientes significativos, e c) a análise de regressão linear explica somente uma pequena porção da Soma dos Quadrados da interação; por outro lado, a análise AMMI permite uma análise mais detalhada da interação.

Dados de um Ensaio Regional de trigo conduzido em várias localidades (Yau, 1995) também foram utilizados para comparar a Análise de Regressão Linear e a Análise AMMI com o objetivo de verificar a efetividade das duas técnicas e, concluiu-se que as porcentagens das Soma dos Quadrados das interações explicadas pela heterogeneidade da regressão na Análise de Regressão Linear geralmente foram baixas (11%) e, não foram afetadas pela diversidade das amostras, mas foram inversamente correlacionadas com o número de locais, em contraste, a porcentagem das Soma dos Quadrados das interações explicadas pelo primeiro componente ACP na análise AMMI foram geralmente altos (37%) e, não foram afetados pela diversidade ou número de locais nas amostras. Esse autor ressalta que essas porcentagens, foram sempre maiores

para AMMI do que para Análise de Regressão Linear, indiferentemente se foram ou não utilizados dados com transformação logarítmica para Análise de Regressão Linear e, recomenda a utilização da análise AMMI para estudos detalhados de interação genótipos \times ambientes, especialmente para grandes Ensaios Regionais ou Internacionais.

O modelo AMMI também foi utilizado para analisar uma série de dados de milho (Crossa, Gauch Jr. e Zobel, 1990) e, os resultados mostraram que o mesmo forneceu um maior discernimento nas interações genótipos por ambientes e selecionou genótipos altamente produtivos diferentes da seleção realizada pela média dos tratamentos em 72% dos ambientes, por outro lado, Mowers et al. (1994) comentam que quando o modelo AMMI foi utilizado em ensaios de milho (1990), estes tiveram menos de 20% da variação genótipos \times ambientes explicada pelo primeiro componente principal nessa análise e, que, melhoristas de milho tem sido relutantes na adoção do AMMI como um instrumento para explicação da interação Genótipo \times Ambiente, entretanto, relata também que o gráfico AMMI é uma exposição gráfica de grande utilidade na interpretação dos dados.

Todo melhorista de plantas quando desenvolve um programa de melhoramento, tem por objetivo a obtenção, identificação e seleção dos melhores genótipos, ou seja, procuram selecionar os genótipos que apresentem os melhores desempenhos entre todos os materiais testados. Desta forma, a metodologia proposta por Lin e Binns (1988b) vem de encontro aos anseios dos melhoristas, pois, é baseada na identificação do genótipo com desempenho máximo. Esses autores definiram uma medida de superioridade (P_i) que mede o desvio da produtividade de uma dada cultivar "i" em relação à produtividade máxima observada em cada um dos "j" ambientes, deste modo, a cultivar ideal será aquela que apresentar a menor estimativa de P_i , ou seja, aquela que apresenta o melhor desempenho no maior número de ambientes possíveis.

Essa metodologia tem sido muito pouco utilizada no Brasil. Ela está sendo utilizada pela Empresa de Sementes Agroceres* visando a seleção de cultivares que apresentam desempenhos máximos tanto para rendimento de grãos como para outras características de interesse agrônomo. Para auxiliar na seleção dos melhores materiais a Empresa de Sementes Agroceres vem utilizando uma exposição gráfica com valores de P_i para dois caracteres, cada um em um dos eixos e, então seleciona-se os materiais que mais se aproximam da origem, ou seja, com menores valores de P_i .

Utilizando dados provenientes de ensaios de avaliação de algodão herbáceo, Farias, Ramalho e Abreu (1994) compararam as estimativas dos parâmetros de estabilidade fornecidos pela metodologia de Lin e Binns (1988b) com as do método da regressão linear de Eberhart e Russell (1966) e encontraram uma associação alta ($r = -0.96$) entre o coeficiente de regressão (β) e o parâmetro proposto (P_i) indicando que os materiais mais responsivos ($\beta > 1$) apresentaram os menores valores de P_i , ou seja, estiveram com o desempenho mais próximo do máximo em um grande número de ambientes. Os autores ressaltam que esta metodologia possui grande facilidade de cálculo e de interpretação sendo muito promissora para a avaliação da adaptabilidade e estabilidade das cultivares, principalmente porque possibilita um maior discernimento entre os materiais., entretanto, apontam o fato de que se faz necessária a acumulação de maior número de resultados, visto ser uma metodologia relativamente nova e pouco empregada.

* Comunicação pessoal

2.3 Progresso Genético

A implantação de uma rede oficial de ensaios de avaliação de cultivares, é um procedimento bastante oneroso, assim, uma preocupação por parte dos responsáveis na condução desse programa, é a de saber se os novos materiais lançados pelas empresas e que substituem aqueles que são descartados por não terem apresentado um bom desempenho nos ensaios, são superiores e proporcionam um avanço genético efetivo em relação aos materiais já disponíveis no mercado, de forma que justifique a continuidade e a importância do programa.

Uma das formas de se verificar a validade ou a eficiência do programa, seria fazer um levantamento em relação a adoção por parte dos produtores, das cultivares recomendadas para o Estado. Contudo, este é um processo falho, uma vez que é muito dependente da agressividade de “marketing” das empresas responsáveis pela comercialização das sementes e, também, em um sistema produtivo, que envolve a adoção de uma maior ou menor quantidade de tecnologia, é muito difícil quantificar a contribuição da utilização de cultivares melhoradas no rendimento de grãos.

Foram desenvolvidas algumas metodologias que visam quantificar o progresso genético obtido com o melhoramento para rendimento de grãos. A quantificação do progresso genético obtido para uma determinada espécie é de grande importância tanto para verificar a relação custo benefício, como para direcionar futuros trabalhos de melhoramento (Soares, 1992).

Uma das alternativas que pode ser utilizada para quantificar o progresso genético, consiste na condução de experimentos exclusivamente para esse fim, ou seja, visando comparar as cultivares mais antigas com aquelas recomendadas mais recentemente. Esse procedimento tem sido utilizado em várias oportunidades para algumas culturas, tais como: milho (Duvick, 1977;

Russell, 1984; Cardwell, 1982; Araújo, 1995), trigo (Nedel, 1994) e, soja (Boerma, 1979), entretanto, este procedimento tem o inconveniente de que os materiais mais antigos que irão ser testados com várias repetições em vários ambientes, devam ficar armazenados ou ser ressintetizados sem alteração em sua constituição, onerando o processo. Outro problema na utilização desta alternativa, está no fato que, nem todos os materiais desenvolvidos naquele período estarem envolvidos, o que pode tornar a informação muito restrita (Soares, 1992).

Visando contornar estes problemas, Vencovsky et al. (1986) sugeriram uma outra alternativa para quantificar o progresso genético, utilizando-se dados dos ensaios de avaliação de cultivares conduzidos anualmente pelas empresas de pesquisa. Nesses ensaios, as cultivares com piores desempenhos são descartadas e substituídas periodicamente, desta forma, supõe-se que os novos genótipos sejam superiores. Nessa metodologia, a diferença entre a produtividade média dos tratamentos comuns, a cada par de anos, é utilizada para estimar o efeito "ano". O avanço genético anual é obtido pela diferença entre a produtividade média dos genótipos de um determinado ano e a do ano imediatamente anterior, subtraindo-se o efeito de ano. Essa metodologia tem sido utilizada em várias culturas no Brasil, como por exemplo em milho (Vencovsky et al., 1986; Fernandes e Vencovsky, 1994; Fernandes e Franzon, 1995), soja (Toledo et al., 1990; Alliprandini et al., 1993), sorgo (Rodrigues, 1990), arroz (Soares, 1992) e feijão (Abreu et al., 1994).

Metodologia semelhante foi proposta por Fernandes e Vencovsky (1994), na qual o avanço genético anual é obtido pela diferença entre a produtividade média dos genótipos não comuns de um determinado ano e a do ano imediatamente anterior, subtraindo-se o efeito de ano, o qual é estimado de forma idêntica à metodologia de Vencovsky et al. (1986). Essa metodologia mede o esforço das instituições no desenvolvimento de cultivares mais produtivas e, reflete o

quanto os materiais novos são, em média, superiores àqueles substituídos nos ensaios, enquanto que a anterior mede o progresso como um todo, abrangendo todos os programas de melhoramento que avaliam materiais nos ensaios (Fernandes e Vencovsky, 1994). Por essa razão, se a taxa de substituição de cultivares for pequena ao longo dos anos, o progresso pode se mostrar reduzido pela metodologia de Vencovsky et al. (1986). Essa metodologia foi utilizada para a cultura do milho (Fernandes e Vencovsky, 1994; Fernandes e Franzon, 1995).

Quando os ensaios de avaliação de cultivares possuem, ao longo do período analisado, uma ou mais cultivares testemunhas comuns, pode-se inferir que o desempenho dessa (s) cultivar (es) ao longo dos anos reflita as alterações no ambiente (Soares, 1992). Assim, a estimativa da regressão linear entre o desvio na produtividade média das cultivares não comuns nos experimentos, em cada ano, e a média das cultivares comuns sobre os anos de experimentação poderá refletir o progresso genético médio anual. Essa metodologia foi utilizada para algumas culturas no Brasil, como por exemplo, arroz (Soares, 1993b) e feijão (Abreu et al., 1994).

Para a cultura do milho, essa é uma metodologia passível de ser utilizada quando se mantém ao menos uma testemunha em comum nos ensaios por um longo período de tempo, apesar dos programas de melhoramento com esta cultura serem muito dinâmicos e, a velocidade de substituição das cultivares em relação às culturas relatadas anteriormente, usualmente ser maior, muitas vezes se consegue manter uma mesma testemunha nos ensaios por um período de tempo relativamente longo, o que permite a utilização desta metodologia.

No Brasil tem sido realizados trabalhos em diversas culturas visando avaliar o progresso genético obtido com o melhoramento para o caráter rendimento de grãos. Vencovsky et al. (1986) quantificaram o ganho genético em populações e cultivares híbridas de milho no

Brasil entre 1964 e 1984 e, concluíram que o progresso foi de 2,2% e de 1,7% ao ano, respectivamente, com um valor médio de 2,0%. Utilizando dados dos Ensaio Nacionais de milho para estimar o progresso genético, Fernandes e Franzon (1995) encontraram resultados que mostraram que entre 57% (60 kg/ha/ano) e 74% (123 kg/ha/ano) dos progressos brutos foram devidos ao melhoramento genético.

Avaliações de ganhos genéticos foram realizados para a cultura da soja no Paraná para o período de 1981 a 1986 (Toledo et al., 1990), onde foram verificados ganhos genéticos de 1,8% e 1,3%, para os genótipos de maturação precoce e semiprecoce, respectivamente, e, para o período de 1985/86 a 1989/90 (Alliprandini et al., 1993), o ganho genético médio anual foi da ordem de 0,89% no grupo precoce, 0,38% no grupo semi precoce e, de -0,28% no grupo médio de maturação.

Progressos genéticos também foram estimados para outras culturas no Brasil. Para a cultura do sorgo, foi observado um ganho genético de 1,2% ao ano durante o período de 1974/75 a 1987/88 (Rodrigues, 1990). Utilizando dados obtidos do programa de melhoramento de arroz de sequeiro e irrigado, Soares (1992), quantificou um ganho genético de 3,0% e de 1,6% para o arroz de sequeiro e irrigado, respectivamente. Abreu et al. (1994), quantificaram o ganho genético do programa de melhoramento do feijoeiro comum nas décadas de setenta e oitenta nas regiões do Sul e Alto Paranaíba em Minas Gerais e verificaram que o mesmo foi de 1,9% ao ano. Em estudo conduzido com o objetivo de quantificar o ganho das novas cultivares de trigo, utilizando dois níveis de nitrogênio e 15 genótipos de trigo lançadas no período de 1940 a 1992, Nedel (1994) verificou que a regressão linear do rendimento de grãos com anos, desde o lançamento da cultivar, mostrou um incremento de 17,3 kg/ha/ano no rendimento de grãos e, que as cultivares mais recentes mostraram-se também mais responsivas ao nitrogênio.

3 ADAPTABILIDADE E ESTABILIDADE DE CULTIVARES DE MILHO AVALIADOS NO ESTADO DE MATO GROSSO DO SUL, NO PERÍODO DE 1986/87 A 1993/94.

RESUMO

Tendo em vista a necessidade de informações quanto aos aspectos relacionados ao padrão de resposta apresentado pelas cultivares de milho avaliadas no Estado de Mato Grosso do Sul no período de 1986/87 a 1993/94 frente às variações ambientais, estimou-se os parâmetros de adaptabilidade e estabilidade de produção de grãos utilizando-se as metodologias propostas por Cruz, Torres e Vencovsky (1989), Lin e Binns (1988b) e Mandel (1971). Constatou-se que a magnitude da variância da interação cultivar \times local foi superior a da cultivar \times ano, indicando ser mais importante envolver nas avaliações um maior número de locais do que de anos. Das três metodologias utilizadas no estudo da estabilidade, verificou-se que a de Lin e Binns (1988b) forneceu informações semelhantes a que utilizou regressão, porém a estimativa e interpretação dos resultados foi mais fácil além de proporcionar um melhor discernimento dos materiais. A interpretação dos resultados do modelo de efeitos aditivos e interação multiplicativa (AMMI) foi prejudicada pois foi necessário mais de um componente principal para explicar a variação devido ao efeito da interação genótipo \times ambiente. Os genótipos variaram quanto a adaptabilidade e estabilidade da produção de grãos. Os materiais que tiveram desempenho próximo ao máximo na maioria dos ambientes e, portanto, mais adaptados e, que apresentaram pequena contribuição

para a interação foram: PIONEER 3210 e CONTIMAX 433, biênio 87/88; G 55-C, biênio 88/89; AG 612 e G 69-S, biênio 89/90; AG 612, biênio 90/91; G 650 e G 105-C, biênio 91/92; AGROMEN 1022 e AG 672, biênio 92/93 e, XL 660, biênio 93/94.

SUMMARY

ADAPTABILITY AND STABILITY OF MAIZE CULTIVARS EVALUATED IN THE STATE OF MATO GROSSO DO SUL FROM 1986/87 TO 1993/94.

The purpose of this study was to evaluate the parameters of adaptability and stability of maize grain yield in the state of Mato Grosso do Sul, Brazil from 1986/87 to 1993/94. The methodologies proposed by Cruz, Torres and Vencovsky (1989), Lin and Binns (1988b) and Mandel (1971) were used. The magnitude of variance of cultivar \times site interaction was superior to that of cultivar \times year, indicating to be most important to involve a greater number of sites than years in the evaluation trials. The methodology of Lin and Binns (1988b) furnished information similar to the one which utilized regression, but both estimate and interpretation of the results was easier using the former methodology in addition to affording an improved insight of the materials. The interpretation of the results of additive and multiplicative models interaction (AMMI) was prejudiced since it was needed more than one principal component to explain the fluctuations owing to the genotype \times environment interaction. Genotypes differed as to the adaptability and stability of grain yield. The materials which showed performance close to the maximum in most environments, were more adapted and, showed a small contribution to interaction were: PIONEER 3210 and CONTIMAX 433, bienium 87/88; G 55-C, bienium 88/89;

AG 612 and G69-S, bienium 89/90; AG 612, bienium 90/91; G 650 and G 105-C, bienium 91/92; AGROMEN 1022 and AG 672, bienium 92/93 and; XL 660, bienium 93/94.

3.1 INTRODUÇÃO

A decisão sobre qual ou quais cultivares podem ser recomendadas para um estado ou região, exige uma rede de ensaios de avaliação de cultivares abrangendo toda a área em que a cultura possui expressão. Esses ensaios devem ser conduzidos com o maior rigor científico possível e, mais ainda, os dados por eles gerados devem ser trabalhados de modo a fornecer informações que permitam reduzir a probabilidade de erro na tomada de decisão.

Como a condução desses ensaios envolve tempo e muitos recursos, é necessário que a partir dos dados originados por eles, sejam obtidas o máximo de informações. Entre os tipos de informações que podem ser obtidas nessas avaliações, estão as estimativas dos parâmetros de adaptabilidade e estabilidade. Esses parâmetros fornecem ao pesquisador uma indicação do padrão de resposta que cada cultivar avaliada apresenta em relação às variações dos ambientes e possibilita que as recomendações de cultivares sejam melhor embasadas. Existem na literatura inúmeras metodologias desenvolvidas para essa finalidade, as quais possuem vantagens e desvantagens, dependendo das condições em que foram realizadas as avaliações ou do tipo de informação desejada. Dentre essas metodologias, as de maior utilização têm sido aquelas que empregam a regressão. Entretanto, mais recentemente tem sido propostas outras alternativas, as quais não empregam o método de regressão.

O presente trabalho teve como principal objetivo, analisar os dados obtidos nos ensaios de avaliação de cultivares de milho de ciclo normal conduzidos no Estado de Mato

Grosso do Sul durante oito anos e, ao mesmo tempo, estimar os parâmetros de adaptabilidade e estabilidade para as cultivares avaliadas.

3.2 MATERIAL E MÉTODOS

Foram utilizados neste estudo os dados de produção de grãos (kg/ha) obtidos dos Ensaio Regionais (1986/87 a 1988/89), Preliminares e Estaduais (1989/90 a 1993/94) de milho de ciclo normal, conduzidos pela Empresa de Pesquisa, Assistência Técnica e Extensão Rural de Mato Grosso do Sul (EMPAER - MS), os quais tem por objetivo avaliar cultivares de milho em comercialização ou em vias de lançamento, provenientes de programas de melhoramento de empresas públicas e privadas, visando sua recomendação.

3.2.1 Locais de Plantio

A distribuição dos ensaios nos diferentes anos agrícolas, em regiões representativas de produção de milho no Estado de Mato Grosso do Sul foi a seguinte:

Ano agrícola	Municípios
1986/87	Bonito, Brasilândia, Chapadão do Sul, São Gabriel do Oeste e Sidrolândia;
1987/88	Água Clara, Bonito, Brasilândia, Chapadão do Sul, Pedro Gomes, São Gabriel do Oeste e Sidrolândia;
1988/89	Água Clara, Bonito, Brasilândia, Chapadão do Sul, Ivinhema, Pedro Gomes, São Gabriel do Oeste e Sidrolândia;
1989/90	Água Clara, Bonito, Chapadão do Sul, Miranda, São Gabriel do Oeste, Selvíria e Sidrolândia;
1990/91	Água Clara, Bonito, Chapadão do Sul, São Gabriel do Oeste e Sidrolândia;
1991/92	Água Clara, Bonito, Chapadão do Sul, Rio Negro, São Gabriel do Oeste, Selvíria e Sidrolândia;

1992/93	Água Clara, Bonito, Campo Grande, Chapadão do Sul, Indápolis, Maracajú, Ponta Porã, São Gabriel do Oeste, Selvíria e Sidrolândia;
1993/94	Água Clara, Bonito, Campo Grande, Costa Rica, Ponta Porã, São Gabriel do Oeste, Selvíria e Sidrolândia;

3.2.2 Cultivares

As cultivares que fizeram parte dos ensaios de avaliação de cultivares de milho de ciclo normal foram distribuídas do seguinte modo nos diferentes anos:

Ano agrícola	Tipo de ensaio	Número de cultivares
1986/87	Ensaio Regional (ER)	25
1987/88	Ensaio Regional (ER)	25
1988/89	Ensaio Regional (ER)	25
1989/90	Ensaio Preliminares (EP) e Estaduais (EE)	15 - 20
1990/91	Ensaio Preliminares (EP) e Estaduais (EE)	14 - 17
1991/92	Ensaio Preliminares (EP) e Estaduais (EE)	18 - 06
1992/93	Ensaio Preliminares (EP) e Estaduais (EE)	15 - 14
1993/94	Ensaio Preliminares (EP) e Estaduais (EE)	19 - 09

3.2.3 Implantação, Condução e Colheita dos Ensaios

Nas áreas onde foram conduzidos os experimentos, foram realizadas uma aração e uma gradagem 30 a 40 dias antes do plantio e uma gradagem por ocasião da implantação dos ensaios.

O delineamento experimental utilizado foi o de blocos casualizados, com 4 repetições. As parcelas foram constituídas de duas fileiras nos Ensaios Preliminares (EPs) e de quatro fileiras nos Ensaios Regionais (ERs) e Estaduais (EEs), com cinco metros de

comprimento e, espaçadas entre si de um metro. Como área útil da parcela foram consideradas as duas fileiras centrais (ERs e EEs) ou totais (EPs), tomadas integralmente. Foi utilizada a densidade de semeadura de dez sementes por sulco de 5 m distribuídas duas a duas e espaçadas entre si de 0,2 metros. A adubação foi efetuada no sulco por ocasião do plantio, de acordo com a análise do solo e necessidades da cultura.

O desbaste, deixando-se cinco plantas por metro linear de sulco, foi realizado com o solo úmido, quando as plantas atingiram aproximadamente 0,2 m de altura. A adubação em cobertura com 200 kg de Sulfato de Amônio, foi realizada quando as plantas atingiram entre 8 e 10 folhas.

As capinas foram efetuadas todas as vezes que se fizeram necessárias para manter a cultura livre da competição de invasoras, assim como os tratamentos fitossanitários, para que as plantas não fossem prejudicadas pelas pragas.

Quando as plantas dos ensaios encontravam-se totalmente secas foi realizada a colheita de cada parcela separadamente.

3.2.4 Características Avaliadas

Os caracteres utilizados para o presente estudo foram: estande final, peso de grãos (kg/ha) e grau de umidade dos grãos.

O estande final foi obtido por ocasião da colheita, pela contagem do número de plantas na parcela. Este dado posteriormente foi utilizado para proceder à padronização do peso de grãos para um estande ideal, quando a variação do estande mostrou-se aleatória;

O peso de grãos foi obtido pela pesagem de todos os grãos da área útil da parcela, após despalhamento e debulha das espigas;

A unidade de grãos foi determinada por ocasião da pesagem e utilizada para posterior padronização do caráter peso de grãos para 14,5% de umidade.

3.2.5 Análises Estatísticas dos Dados

3.2.5.1 Correção para o Estande Ideal

Inicialmente foi realizada a correção para o estande ideal nos ensaios que apresentaram diferenças de estande devidos à fatores aleatórios, segundo modelo descrito em Vencovsky e Barriga (1992):

$$Y_{ik}^* = Y_{ik} - b*(X_{ik} - N)$$

onde:

Y_{ik}^* é o rendimento corrigido do tratamento "i" na repetição "k";

Y_{ik} é o rendimento observado do tratamento "i" na repetição "k";

X_{ik} é o estande observado do tratamento "i" na repetição "k";

N é o estande ideal, no presente caso, N = 50;

b é o coeficiente de regressão residual de Y_{ik} em função de X_{ik} , que foi estimado conforme processo descrito por Steel e Torrie (1960).

3.2.5.2 Análise de Variância Individual

Foi realizada uma análise de variância individual (Tabela 3) de cada ensaio para o caráter rendimento de grãos (kg/ha), utilizando o delineamento em blocos casualizados com quatro repetições, conforme o seguinte modelo estatístico, considerando fixos os efeitos de genótipos e os demais aleatórios:

$$Y_{ik} = \mu + G_i + B_k + \varepsilon_{ik} ,$$

onde:

Y_{ik} é o valor observado do genótipo "i" na repetição "k";

μ é a média geral do ensaio;

G_i é o efeito do genótipo "i", com "i" = 1, 2, ..., g;

B_k é o efeito do bloco "k", com "k" = 1, 2, ..., r

ε_{ik} é o erro experimental; $\varepsilon_{ik} \sim \text{NID}(0, \sigma^2)$

TABELA 3. Esquema da análise de variância individual, com as respectivas esperanças de quadrados médios. UFLA, 1996.

F.V.	G.L.	QM	E (QM)	F
Blocos	(r - 1)	Q ₁	$\sigma^2 + g\sigma_B^2$	
Genótipos	(g - 1)	Q ₂	$\sigma^2 + r\phi_G$	Q ₂ /Q ₃
Resíduo	(r - 1)(g - 1)	Q ₃	σ^2	

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

3.2.5.3 Análises de Variância Conjuntas

Foi realizada a análise de variância conjunta envolvendo todos os locais por ano (Tabela 4), conforme metodologia proposta por Gomes (1987), segundo o seguinte modelo estatístico, considerando-se fixos o efeito de genótipo e os demais aleatórios:

$$Y_{imk} = \mu + G_i + L_m + (GL)_{im} + B_{k(m)} + \varepsilon_{(imk)}$$

onde:

Y_{imk} é o valor observado do genótipo i , no local m , no bloco k ;

μ é a média geral;

G_i é o efeito do genótipo i , $i = 1, 2, \dots, g$;

L_m é o efeito do local m , $m = 1, 2, \dots, l$;

$(GL)_{im}$ é o efeito da interação do genótipo i com o local m ;

$B_{k(m)}$ é o efeito do bloco k , dentro do local m ;

$\varepsilon_{(imk)}$ é o erro experimental médio; $\varepsilon_{(imk)} \cap \text{NID}(0, \sigma^2)$

Posteriormente, foi realizada uma análise de variância conjunta (Tabela 4), considerando as médias de cada genótipo e os ambientes (locais e anos), obedecendo o seguinte modelo estatístico:

$$Y_{ijk} = \mu + G_i + E_j + (GE)_{ij} + B_{k(j)} + \varepsilon_{(ijk)}$$

onde:

Y_{ijk} é o valor observado do genótipo “ i ”, no ambiente “ j ” e na repetição “ k ”;

μ é a média geral de todos os ensaios;

G_i é o efeito do genótipo "i", com "i" = 1, 2, ..., g;

E_j é o efeito do ambiente "j", com "j" = 1, 2, ..., e;

$(GE)_{ij}$ é o efeito da interação do genótipo "i" com o ambiente "j";

$B_{k(j)}$ é o efeito da repetição "k" dentro do ambiente "j"; com "k" = 1, 2, 3 e 4, e

$\varepsilon_{(ijk)}$ é o erro experimental médio.

TABELA 4. Esquema da análise de variância conjunta, com as respectivas esperanças de quadrado médio. UFLA, 1996.

A) ANAVA por locais				
F.V.	G.L.	QM	E (QM)	F
Blocos/Locais	$l(r - 1)$	Q_1	$\sigma^2 + g\sigma_{B/L}^2$	-
Genótipos (G)	$(g - 1)$	Q_2	$\sigma^2 + rk'\sigma_{GL}^2 + lr\phi_G$	Q_2 / Q_4
Locais (L)	$(l - 1)$	Q_3	$\sigma^2 + g\sigma_{B/L}^2 + gr\sigma_L^2$	Q_3 / Q_1
$G \times L$	$(g - 1)(l - 1)$	Q_4	$\sigma^2 + rk'\sigma_{GL}^2$	Q_4 / Q_5
Resíduo	$l(r - 1)(g - 1)$	Q_5	σ^2	
B) ANAVA por ambientes (locais e anos)				
F.V.	G.L.	QM	E (QM)	F
Blocos/Ambientes	$e(r - 1)$	Q_1	$\sigma^2 + g\sigma_{B/E}^2$	-
Genótipos (G)	$(g - 1)$	Q_2	$\sigma^2 + rk'\sigma_{GE}^2 + er\phi_G$	Q_2 / Q_4
Ambientes (E)	$(e - 1)$	Q_3	$\sigma^2 + g\sigma_{B/E}^2 + gr\sigma_E^2$	Q_3 / Q_1
$G \times E$	$(g - 1)(e - 1)$	Q_4	$\sigma^2 + rk'\sigma_{GE}^2$	Q_4 / Q_5
Resíduo	$e(r - 1)(g - 1)$	Q_5	σ^2	

em que $\phi_G = \frac{\sum_{i=1}^g G_i^2}{(g-1)}$, e $k' = \frac{g}{g-1}$

Uma vez que no referido modelo, os efeitos de genótipos são fixos e os ambientes aleatórios, tem-se:

$$\sum_{i=1}^g G_i = 0 ; \quad \sum_{i=1}^g GE_{ij} = 0 \quad \text{para todo "j".}$$

$$E_j \sim \text{NID}(0, \sigma_E^2);$$

$$B_{k(j)} \sim \text{NID}(0, \sigma_{B/A}^2); e$$

$$GE_{ij} \sim \text{NID}(0, [(g-1)/g] \sigma_{GA}^2).$$

Para $i \neq i', j \neq j'$, tem-se:

$$\text{Cov}(GE_{ij}, GE_{i'j'}) = -\frac{1}{g} \sigma_{GE}^2$$

$$\text{Cov}(GE_{ij}, GE_{ij'}) = 0$$

$$\text{Cov}(GE_{ij}, GE_{i'j}) = 0$$

$$\epsilon_{ijk} \sim \text{NID}(0, \sigma^2)$$

$E_j, B_{k(j)}, GE_{ij}$ e ϵ_{ijk} são independentes entre si.

Em seguida, foi realizada uma nova análise de variância conjunta (Tabela 5) considerando-se os genótipos e locais comuns em diferentes anos, visando quantificar a magnitude das variâncias das interações genótipos x locais e genótipos x anos para verificar qual dessas variâncias é mais importante na avaliação dos diferentes genótipos, segundo o modelo 2 descrito por Cochran e Cox (1957):

$$Y_{imnk} = \mu + G_i + L_m + A_n + (GL)_{im} + (GA)_{in} + (GLA)_{imn} + B_{k(mn)} + \epsilon_{(ik)mn},$$

onde:

Y_{imnk} é o valor observado do genótipo "i" na repetição "k", no local "m", no ano "n";

μ é a média geral do ensaio;

G_i é o efeito do genótipo "i", com "i" = 1, 2, ..., g;

L_m é o efeito do local "m", com "m" = 1, 2, ..., l;

A_n é o efeito do ano "n", com "n" = 1, ..., a;

$(GL)_{im}$ é o efeito da interação do genótipo "i" e local "m";

$(GA)_{in}$ é o efeito da interação do genótipo "i" e ano "n";

$(GLA)_{imn}$ é o efeito da interação do genótipo “i” e local “m” no ano “n”;

$B_{k(mn)}$ é o efeito da repetição “k” no local “m” no ano “n”, com “k”= 1, 2, ..., r ; e,

$\varepsilon_{(ik)mn}$ é o erro experimental médio, correspondente à interação do genótipo “i” com a repetição “k”, dentro do local “m” no ano “n”.

TABELA 5. Esquema da análise de variância conjunta para genótipos e locais comuns em diferentes anos, com as respectivas esperanças de quadrado médio. UFLA, 1996.

F.V.	G.L.	QM	E (QM)
Blocos/Ambientes	$e(r-1)$	-	-
Genótipos (G)	$(g-1)$	Q1	$\sigma^2 + k' r \sigma_{GLA}^2 + k' r l \sigma_{GA}^2 + k' r a \sigma_{GL}^2 + r l a \phi_G$
Locais (L)	$(l-1)$	Q2	$\sigma^2 + g \sigma_b^2 + r g \sigma_{LA}^2 + r g a \sigma_L^2$
Anos (A)	$(a-1)$	Q3	$\sigma^2 + g \sigma_b^2 + r g \sigma_{LA}^2 + r g l \sigma_A^2$
G x L	$(g-1)(l-1)$	Q4	$\sigma^2 + k' r \sigma_{GLA}^2 + k' r a \sigma_{GL}^2$
G x A	$(g-1)(a-1)$	Q5	$\sigma^2 + k' r \sigma_{GLA}^2 + k' r l \sigma_{GA}^2$
L x A	$(l-1)(a-1)$	Q6	$\sigma^2 + g \sigma_b^2 + r g \sigma_{LA}^2$
G x L x A	$(l-1)(a-1)(r-1)$	Q7	$\sigma^2 + k' r \sigma_{GLA}^2$
Erro	$(g-1)(r-1)la$	Q8	σ^2
Total	$glar-1$		

em que: $\hat{\sigma}_{GL}^2 = \frac{Q_4 - Q_7}{kra}$ e, $\hat{\sigma}_{GA}^2 = \frac{Q_5 - Q_7}{krl}$, onde $k' = \frac{g}{g-1}$

3.2.6 Análise da Adaptabilidade e Estabilidade

3.2.6.1 Métodos que Utilizam a Regressão

As estimativas dos parâmetros de adaptabilidade e estabilidade foram obtidas inicialmente utilizando o método de Silva e Barreto (1985) modificado por Cruz, Torres e Vencovsky (1989). Este método baseia-se na análise de regressão bi-segmentada e tem como

parâmetros de adaptabilidade, para cada cultivar, sua média geral (β_{0i}), a resposta linear aos ambientes desfavoráveis (β_{1i}) e a resposta linear aos ambientes favoráveis ($\beta_{1i} + \beta_{2i}$). A estabilidade é avaliada pelo quadrado médio dos desvios da regressão (S_{di}^2) ou pelo coeficiente de determinação (R^2).

O modelo estatístico utilizado foi o seguinte:

$$Y_{ij} = \beta_{0i} + \beta_{1i} I_j + \beta_{2i} T(I_j) + \delta_{ij} + \bar{\epsilon}_{ij},$$

onde:

Y_{ij} é o valor observado do genótipo i , no ambiente j e na repetição k ;

β_{0i} é a média geral do genótipo i ;

β_{1i} é o coeficiente de regressão linear, que descreve a resposta do genótipo i aos ambientes desfavoráveis;

β_{2i} é o coeficiente de regressão linear que, adicionado ao β_{1i} , descreve a resposta do genótipo i aos ambientes favoráveis;

I_j é o índice ambiental conforme proposto por Eberhart e Russell (1966);

$T(I_j)$ é uma variável independente definida como: $T(I_j) = 0$ se $I_j < 0$; $T(I_j) = I_j - T_p$ se $I_j > 0$;

T_p é a média dos índices ambientais positivos;

δ_{ij} é o desvio da regressão do genótipo i no ambiente j ; e,

$\bar{\epsilon}_{ij}$ é o erro médio associado a média.

As hipóteses $H_0: \beta_{1i} \neq 1$; $H_0: \beta_{2i} = 0$ e $H_0: \beta_{1i} + \beta_{2i} = 1$ foram testadas pelo teste t , associado a $n(g - 1)(r - 1)$ graus de liberdade, conforme descrito por Cruz e Regazzi (1994). Naqueles casos em que a hipótese $H_0: \beta_{2i} = 0$ para todo o i , foi aceita empregou-se o

método de Eberhart e Russell (1966) ao invés do método proposto por Silva e Barreto (1985) modificado por Cruz, Torres e Vencovsky (1989).

Para estimar-se os parâmetros de adaptabilidade e estabilidade pela metodologia de Eberhart e Russell (1966), considerou-se cada ensaio, independente de local e ano, como um ambiente diferente, de modo análogo à metodologia anterior. O método baseia-se na análise de regressão linear, tendo como parâmetro de adaptabilidade a produtividade média de cada genótipo. O coeficiente de regressão linear (β_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_{di}^2) ou pelo coeficiente de determinação (R^2).

O modelo de regressão adotado foi o seguinte:

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

onde:

Y_{ij} é a média observada do genótipo i no ambiente j ;

μ_i é média do genótipo i em todos os ambientes;

β_i é o coeficiente de regressão linear, que descreve a resposta do genótipo i à todos os ambientes;

I_j é o índice ambiental obtido pela diferença entre a média de cada ambiente e a média geral, dessa forma temos: $\sum_{j=1}^n I_j = 0$;

δ_{ij} é o desvio da regressão do genótipo i no ambiente j ; e,

$\bar{\epsilon}_{ij}$ é o erro médio associado a média.

O esquema da análise de variância proposto por Eberhart e Russell (1966) encontra-se na Tabela 6.

TABELA 6. Esquema de análise de variância utilizado no estudo da adaptabilidade e estabilidade, segundo a metodologia de Eberhart e Russell (1966). UFLA, 1996.

F.V.	G.L.	Q.M.	F
Ambiente (E)	$n - 1$	Q_1	Q_1/Q_8
Genótipo (G)	$g - 1$	Q_2	Q_2/Q_3
G x E	$(g - 1)(n - 1)$	Q_3	Q_3/Q_8
E/G	$g(n - 1)$	Q_4	Q_4/Q_8
E (linear)	1	Q_5	Q_5/Q_7
G x E (linear)	$g - 1$	Q_6	Q_6/Q_7
Desvio combinado	$g(n - 2)$	Q_7	Q_7/Q_8
E/G	$g(n - 1)$	Q_4	
E/G ₁	$n - 1$	Q'_1	Q'_1/Q_8
Linear	1	Q'_{11}	Q'_{11}/Q'_{12}
Desvio	$n - 2$	Q'_{12}	Q'_{12}/Q_8
-	-	-	-
-	-	-	-
-	-	-	-
E/G _g	$n - 1$	Q'_g	Q'_g/Q_8
Linear	1	Q'_{g1}	Q'_{g1}/Q'_{g2}
Desvio	$n - 2$	Q'_{g2}	Q'_{g2}/Q_8
Erro médio	$n(g - 1)(r - 1)$	Q_8	

3.2.6.2 Método Multivariado AMMI (Additive Multiplicative Models Interaction)

Foi realizado também o estudo da estabilidade utilizando-se o modelo de análise multivariada AMMI - "Modelo dos efeitos médios aditivos e interação multiplicativa" (Mandel, 1971). Esse modelo baseia-se inicialmente na estimativa dos efeitos aditivos, para genótipo e ambientes, pelo procedimento usual da análise de variância (ANAVA) e, 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:

$$Y_{ij} = \mu + G_i + E_j + \sum_{k=1}^n \lambda_k \alpha_{ik} \gamma_{jk} + R_{ij} + \bar{\epsilon}_{ij}$$

onde:

Y_{ij} é a produção média do genótipo i no ambiente j ;

μ é a média geral;

G_i é o desvio médio do genótipo i , com $G_i = \bar{Y}_i - \bar{Y}_.$;

E_j é o desvio médio do ambiente j , com $E_j = \bar{Y}_j - \bar{Y}_.$;

λ_k é o autovalor “ k ” do eixo da ACP;

α_{ik} é o escore do genótipo i no eixo “ k ” da ACP;

γ_{jk} é o escore do ambiente j no eixo “ k ” da ACP;

“ n ” é o número de eixos da ACP retidos no modelo;

R_{ij} é o resíduo da ACP; e,

$\bar{\epsilon}_{ij}$ é o erro médio experimental associado a observação Y_{ij} .

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

$$GE_{ij} = Y_{ij} - \bar{Y}_i - \bar{Y}_j + \bar{Y}_.$$

onde,

$$\bar{Y}_i = \frac{\sum_{j=1}^g Y_{ij}}{g}, \text{ é a média do genótipo } i;$$

$$\bar{Y}_j = \frac{\sum_{i=1}^a Y_{ij}}{a}, \text{ é a média do ambiente } j;$$

$$\bar{Y}_. = \frac{\sum_i \sum_j Y_{ij}}{a \cdot g}, \text{ é a média geral.}$$

Posteriormente foi elaborada uma matriz ${}_gX_a$, com os efeitos de interação de cada genótipo nas linhas e ambiente nas colunas e, em seguida, calculado $X'X$, que se constitui na matriz de SQP para ambiente, pois $\sum_j GE_{ij} = 0, \forall i$; e a matriz ${}_aY_g$ calculando-se também $Y'Y$ que corresponde à matriz de SQP para genótipos, pois, $\sum_i GE_{ij} = 0, \forall j$. Pode-se observar que a ${}_aY_g$ é a matriz transposta de ${}_gX_a$. Com estas matrizes ($X'X$ e $Y'Y$) foi realizada a análise de componentes principais (Johnson & Wichern, 1988).

Pela análise de componentes principais foi possível estimar os autovalores (λ_k), que são os mesmos para as duas matrizes [$k \leq \text{mínimo}(g, a)$]. Essa análise também permite obter os escores de cada componente principal para os genótipos (α_{ik}) à 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:

$$\text{Escore da ACP do ambiente} = \lambda_k^{-0.25} \cdot \gamma_{jk} ; e,$$

$$\text{Escore ACP do genótipo} = \lambda_k^{-0.25} \cdot \alpha_{ik}$$

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

$$G.L_k = g + e - 1 - 2k$$

onde:

"g" é o número de genótipos;

“e” é o número de ambientes; e,

“k” é o 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 retido no modelo, e assim por diante.

Os escores para genótipos e ambientes obtidos anteriormente na ACP foram plotados no eixo das ordenadas em um gráfico em relação à produção média dos genótipos e ambientes nas abscissas.

3.2.6.3 Metodologia de Lin e Binns (1988)

As estatísticas de estabilidade obtidas por essa metodologia, são baseadas tanto no efeito médio genotípico como no efeito da interação genótipo x ambiente e, cada genótipo é comparado somente com uma resposta máxima em cada ambiente, fornecendo uma medida de superioridade. Lin e Binns (1988b) definiram a medida de superioridade (P_i) do genótipo i , como a distância entre o quadrado médio do genótipo i e o genótipo com resposta máxima, como:

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

onde:

P_i é o índice de estabilidade do genótipo i ;

Y_{ij} é a produtividade do genótipo i no ambiente j ;

M_j é a produtividade do genótipo com resposta máxima entre todos os genótipos no ambiente j ;

n é o número de ambientes.

Essa expressão pode ser desdobrada em:

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

onde:

$$\bar{Y}_i = \sum_{j=1}^n Y_{ij} / n, \text{ é a média do genótipo } i; \text{ e,}$$

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

Assumindo que M_j represente uma variedade 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 \times Ambientes quando duas cultivares são comparadas.

3.3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

O Estado de Mato Grosso do Sul possui condições de clima e solo favoráveis ao desenvolvimento da cultura do milho, sendo cultivado em altitudes que variam desde 90 m (Porto Murtinho) a 790m (Chapadão do Sul). A temperatura média anual é de 22°C com uma precipitação média variando de 1500 a 1750 mm, o relevo é plano a suave ondulado de pendentes longas, os principais tipos de solo de uso agrícola são os Latossolos (Vermelho-Escuro, Vermelho-Amarelo e Roxo) com boas características físicas, porém, com baixa capacidade de retenção de água, o que faz com que os períodos de estiagem conhecidos como veranicos tenham um efeito bastante acentuado sobre as culturas (EMBRAPA, 1993).

Foram conduzidos, no período de 1986/87 a 1993/94, 89 ensaios em 16 dos 78 municípios do Estado de Mato Grosso do Sul. Verifica-se na Tabela 1A que os locais de condução dos ensaios encontram-se sempre dentro de regiões expressivas na produção de milho no estado. Dessa forma, é esperado que as recomendações de cultivares emanadas desses ensaios sejam realmente as de maior potencial para as principais regiões produtoras dessa espécie, sobretudo porque os ensaios abrangeram cerca de 20% dos municípios do Estado de Mato Grosso do Sul.

Um problema encontrado, é que os locais de condução dos ensaios não foram constantes ao longo do período, o que dificultou a realização de análises de variância conjuntas mais detalhadas, mesmo assim, foi possível extrair informações que poderão auxiliar na condução futura desses ensaios na região.

Nos oito anos agrícolas foram avaliadas 98 cultivares de milho, a maioria híbridos duplos e triplos provenientes de programas de melhoramento de empresas privadas conduzidos em outros Estados. Verifica-se na Figura 1, que 33,7% desses materiais foram avaliados por apenas um ano e que 54% em dois anos, indicando que ocorreu uma considerável substituição de materiais nos ensaios. Esse fato, também dificultou a obtenção de inferências com relação a interação genótipo \times ano. Seria importante no futuro, que nenhum material genético fosse retirado dos ensaios antes de pelo menos dois anos de avaliação. Merece ser destacado que os materiais com maior participação nos ensaios foram os híbridos duplos AG 401 e AGROMEN 1022. A manutenção de dois ou três materiais nos ensaios de avaliação por períodos o mais longo possível, é sempre aconselhável para facilitar as inferências que poderão ser feitas sobre o progresso genético (Soares, 1992) e também em estudos de interação genótipo \times ambiente, nos

quais se deseje utilizar como índice ambiental o desempenho médio das testemunhas ao longo do período (Ferreira, Ramalho e Abreu, 1992).

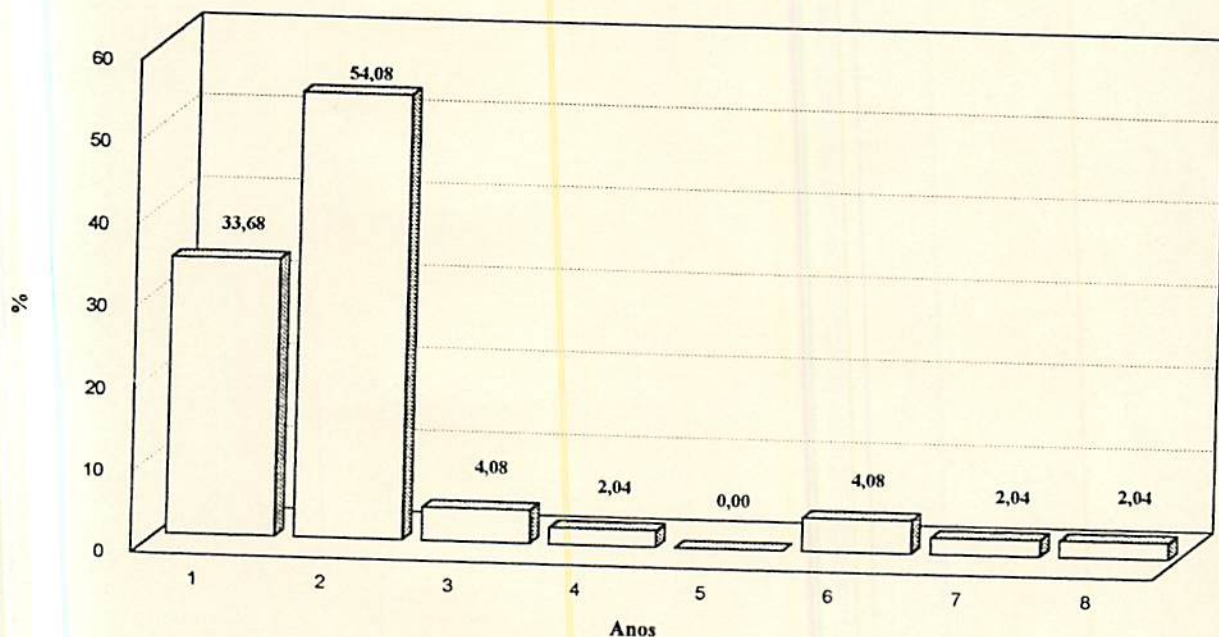


FIGURA 1. Percentagem da participação das cultivares em número de anos, nos Ensaios Estaduais de milho de ciclo normal conduzidos no Estado de Mato Grosso do Sul no período de 1986/87 a 1993/94. UFLA, 1996.

Um dos principais problemas nos ensaios de campo com a cultura do milho é a desuniformidade de estande, a qual pode ser provocada por diversos fatores. Essa diferença no número de plantas por parcela pode ser atenuada através do uso da correção de estande. Uma das expressões utilizada para essa finalidade é a proposta por Zuber (1942) que apesar de muito empregada (Souza Júnior, 1981; Zanette, 1985; Domanski, 1991) é criticada por considerar sempre o mesmo fator de compensação da planta que se situa próxima a falha (0,3). Uma outra alternativa é o emprego da análise de covariância. Esse procedimento tem sido muito utilizado, contudo, Vencovsky e Barriga (1992), comentam que essa correção é realizada em função do

número médio de plantas por parcela. Como esse número varia entre os ensaios, isso dificulta a análise conjunta, pois irá analisar ensaios ajustados para diferentes estandes. Para solucionar esse problema, os autores sugeriram utilizar em todas as análises a correção para o estande ideal, ao invés da média. Vencovsky e Cruz (1991) e Veronesi et al. (1995) desenvolveram trabalhos visando a comparação de métodos de correção do rendimento de parcelas com estandes variados e verificaram que o método de correção proposto por Zuber (1942) não foi a melhor opção de ajuste e, que o método utilizando-se a análise de covariância com correção para o estande ideal foi o mais eficiente. Assim, esse foi o procedimento adotado no presente trabalho, visando comparar todos os tratamentos e ensaios sem variação no estande.

O resumo das análises de variância por local, o coeficiente de variação (CV) e as médias dos ensaios para o caráter produtividade de milho (kg/ha) encontram-se nas Tabelas 2A a 14A do apêndice. Verificou-se efeitos significativos entre cultivares ($P \leq 0.05$ ou 0.01) em 75% dos ensaios avaliados no período, indicando, de um modo geral, que foi possível detectar variação entre as cultivares nos vários ambientes.

Chamam atenção as estimativas da precisão experimental através do coeficiente de variação (CV). Esses variaram de 5,0% (Sidrolândia, 1992/93) a 26,5% (Água Clara, 1989/90), sendo que 92,2% deles apresentaram CV abaixo de 20,0% e apenas 7,8% entre 20,0% e 26,5%, indicando, desta forma, que a precisão experimental para a maioria dos ensaios pode ser considerada de média a alta (Gomes, 1987; Scapim, Carvalho e Cruz, 1995). Uma questão em relação ao coeficiente de variação como medida da precisão dos ensaios é que ele pode ser influenciado pela média, ou seja, maiores estimativas de CV's seriam obtidas em ensaios com menor média e, não necessariamente com maior erro experimental. Desta forma, foram obtidas as estimativas das correlações entre as médias de produtividade e os respectivos CV's por ano e

no total dos ensaios conduzidos neste período (Tabela 7). Verifica-se que em cinco dos oito anos as estimativas do coeficiente de correlação foram altas e negativas (-0,79 a -0,92), evidenciando o fato já comentado, que as estimativas dos CV's são associadas à média do ensaio. Depreende-se assim, que a comparação da precisão experimental entre diferentes ensaios levando-se em consideração apenas o CV, deve ser efetuada com certa restrição. Pode-se verificar também que a razão entre o maior e o menor quadrado médio residual entre ensaios individuais, em um mesmo ano, não excedeu a sete vezes (Tabela 7), indicando que os mesmos foram relativamente homogêneos e, desta forma, a análise conjunta dos ensaios pode ser realizada sem maiores problemas (Gomes, 1987).

TABELA 7. Razão entre o maior e o menor quadrado médio do resíduo e estimativas das correlações entre as médias de produtividade de milho (kg/ha) e os respectivos CV's obtidas nos ensaios de avaliação de cultivares conduzidos no Estado de Mato Grosso do Sul, no período de 1986/87 a 1993/94. UFLA, 1996.

Ano Agrícola	> QM / < QM	Correlação
1986/87	1.83	-0,92
1987/88	5.38	-0,53
1988/89	2.72	-0,80
1989/90	4.72	-0,53
1990/91	2.06	-0,83
1991/92	5.93	-0,34
1992/93	4.05	-0,84
1993/94	7.00	-0,79
Correlação com todos os dados	-	-0,64

Foi verificado uma ampla variação na produtividade média de grãos entre anos e entre locais em um mesmo ano. A menor produtividade média foi obtida no ensaio conduzido na

estação experimental da EMPAER em Campo Grande (2.397 kg/ha) no ano agrícola de 1993/94 e a maior no município de Brasilândia (10.328 kg/ha) em 1988/89. As regiões situadas nos climas tropicais e subtropicais possuem uma maior amplitude para a época de semeadura e, além disso, nessas regiões ocorre ampla variabilidade climática entre anos e entre locais dentro de um mesmo ano. Paterniani (1986) relata que esses fatos contribuem para uma maior flutuação na produtividade.

Na análise de variância conjunta dos locais dentro de um mesmo ano (Tabela 8), as estimativas dos coeficientes de variação oscilaram de 10,0% a 14,3%, indicando precisão média dos ensaios (Gomes, 1987; Scapim, Carvalho e Cruz, 1995) e, a produtividade de grãos variou de 5.452 kg/ha em 1986/87 a 7.058 kg/ha em 1988/89, o que evidencia o potencial da cultura do milho para o Estado de Mato Grosso do Sul. As fontes de variação cultivares (C), locais (L) e interação cultivares \times locais (C \times L) foram sempre significativas ($P \leq 0.05$ ou $P \leq 0.01$). A significância da interação implica que o comportamento das cultivares não foi coincidente nos diferentes locais, justificando estudo mais detalhado dessa interação.

Apesar das restrições já comentadas anteriormente, para verificar se a interação cultivares \times locais é mais importante do que cultivares \times anos, foram realizadas análises conjunta envolvendo apenas cultivares e locais comuns em diferentes anos (Tabela 9, 10 e 11). As estimativas obtidas da interação cultivares \times locais (σ_{CL}^2) foram, de um modo geral, superiores a da interação cultivares \times anos (σ_{CA}^2). Essa informação é de grande valia para orientar futuros trabalhos de avaliação de cultivares visando a sua recomendação aos agricultores do Estado de Mato Grosso do Sul e, mostram que a estratégia até então adotada no programa conduzido no Estado está correta, pois priorizou a avaliação em um grande número de locais em detrimento

TABELA 8. Resumo da análise de variância conjunta de locais dentro de um mesmo ano para a produtividade de grãos de milho (kg/ha) obtidas nos Ensaios Preliminares e Estaduais conduzidos no Estado de Mato Grosso do Sul no período de 1986/87 a 1993/94. UFLA, 1996.

ANO	Cultivares (C)			Locais (L.)			C x L			Erro médio	Média	CV (%)
	GL	QM CULT.	GL	QM LOCAL	GL	QM (C x L)	GL	QM ERRO				
1986/87 - ER	24	7820989,91**	4	179043543,19**	96	961874,02**	360	581898,83	5452	13,99		
1987/88 - ER	24	3638409,51**	6	137888851,32**	144	1169361,05**	504	630994,11	6441	12,33		
1988/89 - ER	24	2074660,37**	8	320580867,13**	192	1261250,37**	648	792851,22	7058	12,62		
1989/90 - EE	19	6003218,18**	6	122119828,04**	114	866601,06**	399	346327,33	5858	10,05		
1989/90 - EP	14	3573434,14**	4	118969173,39**	56	835120,53*	210	558083,67	5809	12,86		
1989/90 - ER	17	4837866,10**	4	104980528,19**	68	1395321,22**	255	488976,35	5752	12,16		
1990/91 - EE	16	1537748,18**	4	93075676,24**	64	844057,11**	240	433651,80	6592	9,99		
1990/91 - EP	13	6459868,71**	4	182456139,74**	52	878990,85**	195	528395,90	5878	12,37		
1991/92 - EE	5	3459657,17**	6	40332386,13**	30	1212665,40**	105	424695,25	6430	10,14		
1991/92 - EP	17	6657835,23**	6	252571225,06**	102	1452825,45**	357	871435,29	6482	14,31		
1992/93 - EE	13	6848164,91**	10	122429521,53**	130	972449,43**	429	477983,46	6307	10,96		
1992/93 - EP	14	7303253,32**	7	137204123,74**	98	867959,49*	336	614281,59	6522	12,02		
1993/94 - EE	8	2455077,69**	7	120322284,83**	56	1042676,37**	192	499316,67	5685	12,43		

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

dos anos. Contudo, em ensaios de épocas de semeadura conduzidos no Estado de Mato Grosso do Sul (Oliveira, 1990), os resultados foram discordantes, pois foi constatado que a interação época \times cultivar foi superior a local \times cultivar. Deve ser salientado que o trabalho de Oliveira (1990) foi conduzido em apenas dois locais no mesmo ano, o que dificulta a generalização de seus resultados.

TABELA 9. Resumo da análise de variância conjunta de anos e locais da produtividade média de grãos de milho (kg/ha), obtida nos Ensaios Estaduais de milho de ciclo normal conduzidos no estado de Mato Grosso do Sul, no período de 1986/87 a 1989/90. UFLA, 1996.

FV	1986/87 - 1987/88		1987/88 - 1988/89		198/89 - 1989/90	
	GL	QM ($\times 10^{-3}$)	GL	QM ($\times 10^{-3}$)	GL	QM ($\times 10^{-3}$)
Anos (A)	1	206068.7**	1	128526.1**	1	31036.9**
Locais (L)	4	144766.6**	6	99861.5**	4	98944.5**
Cultivares(C)	13	3050.27**	13	3057.9**	9	3344.4**
L \times C	52	845.3 ^{ns}	78	1591.9**	36	740.1*
A \times C	13	685.0 ^{ns}	13	3166.7**	9	1425.9**
A \times L	4	20200.2**	6	99861.5**	4	71263.3**
A \times L \times C	52	639.1 ^{ns}	78	1324.3**	36	1252.9**
Resíduo	390	673.7	546	709.4	270	476.0
Média	6326		6719		6386	
CV %	12.98		12.54		10.80	
$\hat{\sigma}_{CL}^2$		23.93		31.06		00.00
$\hat{\sigma}_{CA}^2$		2.13		61.10		7.79

^{ns}, ** e * Não significativo e, significativo aos níveis de 1 e 5% de probabilidade pelo teste "F", respectivamente.

Apesar dos resultados disponíveis não serem ainda conclusivos com relação a importância da interação cultivares \times anos, o comentário realizado anteriormente, que os ensaios devam ser conduzidos em pelo menos dois anos com as mesmas cultivares é importante,

inclusive para confirmar esse resultado. Deve ser enfatizado também, que a semeadura da cultura do milho na safrinha, em fevereiro/março, tem tido incremento (Tabela 1A), mostrando que as avaliações de cultivares no futuro, deverão abranger também esse tipo de cultivo. Esse último comentário concorda com a sugestão de Paterniani (1986), de que os ensaios deveriam ser realizados em um maior número de épocas dentro de um mesmo local, para atenuar os problemas devidos à heterogeneidade dentro de uma mesma safra agrícola, os quais são comuns nas condições tropicais e subtropicais.

TABELA 10. Resumo da análise de variância conjunta de anos e locais da produtividade média de grãos de milho (kg/ha), obtida nos Ensaios Estaduais de milho de ciclo normal conduzidos no Estado de Mato Grosso do Sul, no período de 1989/90 a 1991/92. UFLA, 1996.

FV	1989/90 - 1990/91		1990/91 - 1991/92	
	GL	QM ($\times 10^{-3}$)	GL	QM ($\times 10^{-3}$)
Anos (A)	1	57440.82**	1	6116.99**
Locais (L)	4	100046.77**	4	79604.86**
Cultivares(C)	10	3750.29**	5	4150.12**
L \times C	40	1082.24**	20	1245.66**
A \times C	10	1063.11*	5	678.31 ^{ns}
A \times L	4	47870.64**	4	41867.18**
A \times L \times C	40	752.98*	20	830.49*
Resíduo	300	486.86	150	459.87
Média	6259		6369	
CV %	11.15		10.65	
$\hat{\sigma}_{CL}^2$		37.42		43.25
$\hat{\sigma}_{CA}^2$		14.10		00.00

^{ns}, ** e * Não significativo e, significativo aos níveis de 1 e 5% de probabilidade pelo teste "F", respectivamente.

TABELA 11. Resumo da análise de variância conjunta de anos e locais da produtividade média de grãos de milho (kg/ha), obtida nos Ensaios Estaduais de milho de ciclo normal conduzidos no Estado de Mato Grosso do Sul, no período de 1991/92 a 1993/94. UFLA, 1996.

FV	1991/92 - 1992/93		1992/93 - 1993/94	
	GL	QM ($\times 10^{-3}$)	GL	QM ($\times 10^{-3}$)
Anos (A)	1	25682.64**	1	45866.99**
Locais (L)	5	220646.33**	4	288800.23**
Cultivares(C)	13	8452.71**	7	3089.02**
L x C	65	1157.46**	28	1071.77**
A x C	13	1297.48*	7	951.36 ^{ns}
A x L	5	126277.56**	4	15215.65**
A x L x C	65	846.29 ^{ns}	28	668.39 ^{ns}
Resíduo	468	636.04	210	547.25
Média	6542		6106	
CV %	12.19		12.12	
$\hat{\sigma}_{CL}^2$		36.12		44.12
$\hat{\sigma}_{CA}^2$		17.46		12.38

^{ns}, ** e * Não significativo e, significativo aos níveis de 1 e 5% de probabilidade pelo teste "F", respectivamente.

Considerando-se que alguns locais de implantação dos ensaios variaram nos diferentes anos, realizou-se também análises conjuntas envolvendo cultivares comuns, contudo, em diferentes locais e anos. Assim, os efeitos de locais e anos foram considerados indistintamente como ambientes (Tabela 12). Pelos resultados apresentados, pode-se constatar que nessa situação as interações cultivar \times ambiente (C \times E) também foram significativas. Esses resultados justificam a obtenção de estimativas de parâmetros de estabilidade das cultivares visando identificar os materiais que explorem melhor essa acentuada interação.

Os termos estabilidade e adaptabilidade tem recebido diversas definições (Becker e León, 1988). Neste trabalho como já mencionado anteriormente, será utilizado como medida de adaptação a produtividade média de grãos das cultivares, isto é, a cultivar mais produtiva é a que

TABELA 12. Resumo da análise de variância conjunta para a produtividade de grãos de milho (kg/ha) obtidas nos Ensaio de avaliação de cultivares conduzidos no Estado de Mato Grosso do Sul no período de 1986/87 a 1993/94. UFPA, 1996.

ANO	FV											
	Cultivares (C)			Ambientes (E)			C x E			Erro Médio	Média	CV (%)
	GL	QM Cultivar	GL	QM Ambiente	GL	QM(CxE)	GL	QM Erro				
1986/87 - 87/88	13	3728998.55**	11	88694046.45**	143	867263.51**	468	614662.08	6156	12.74		
1987/88 - 88/89	13	3225984.80**	15	134407265.48**	195	1560996.12**	624	715942.92	6717	12.60		
1988/89 - 89/90	09	5333354.79**	15	116494519.35**	135	953303.40**	432	577365.40	6550	11.60		
1989/90 - 90/91	10	3750294.05**	09	72123384.17**	90	933777.42**	300	486864.79	6259	11.15		
1990/91 - 91/92	05	5916672.54**	11	47358258.03**	55	1150549.95**	180	494719.49	6338	11.10		
1991/92 - 92/93	13	9199416.24**	17	146491500.41**	221	1092207.19**	702	643070.24	6452	12.43		
1992/93 - 93/94	07	292684.42**	15	95608365.67**	105	816133.60**	336	527884.12	6229	11.66		

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

deixa o maior número de descendentes e, portanto, é a de maior adaptação. A estabilidade será avaliada através do padrão de resposta das cultivares às flutuações do ambiente.

Inicialmente foram estimados os parâmetros de estabilidade utilizando métodos de Silva e Barreto (1985) modificado por Cruz, Torres e Vencovsky (1989) ou Eberhart e Russell (1966) (Tabelas 13 a 19).

Nos anos agrícolas 1987 a 1988, constatou-se que os materiais mais adaptados foram os híbridos PIONEER 3210 e CONTIMAX 433, e o menos adaptado AGROMEN 1030, observa-se contudo (Tabela 13), que a variação em produtividade nesse período foi pequena. A estimativa de β_1 , que avalia a resposta das cultivares com desempenho abaixo da média, portanto desfavorável, variou de 0,87 a 1,20, sendo que destas, apenas a testemunha CARGILL 115 apresentou estimativa de β_1 diferente da unidade e, portanto, não houve uma boa discriminação dos materiais nessa condição. Já as estimativas de $\beta_1 + \beta_2$ avalia a resposta nos ambientes favoráveis. Nesse caso já foi possível verificar que o híbrido PIONEER 3212 foi o mais responsivo a melhoria do ambiente, pois $\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2$ foi superior a unidade. Chama atenção o comportamento do híbrido CONTIMAX 433 que embora se encontre entre os materiais mais produtivos, foi o menos responsivo a melhoria do ambiente. A estimativa de R^2 foi, em todos os casos, superior a 80%, indicando um bom ajustamento às retas de regressão, o que implica também, em uma boa previsibilidade de resposta.

No biênio 1988 a 1989, as estimativas dos parâmetros de adaptabilidade e estabilidade são apresentadas na Tabela 14. Nesse caso também foi pequena a variação na produtividade média, sendo que o destaque foi o híbrido G 55-C. A estimativa de β_1 evidenciou que duas cultivares, AG 402 e AGROMEN 1022, foram estáveis nos ambientes desfavoráveis. Já a DINA 100 mostrou ser muito exigente, mesmo nessa condição, pois apresentou estimativa de

β_1 superior a unidade. Com relação a resposta nos ambientes favoráveis, merecem destaque o híbrido SAVE 342-A e a variedade OCEPAR 202 que foram os únicos materiais a apresentar estimativa de $\beta_1 + \beta_2$ superior a 1,0. Deve-se atentar para o fato de que o híbrido SAVE 342-A foi desenvolvido pelo Instituto de Pesquisas Agronômicas - RS (IPAGRO) e a variedade Ocepar 202 pela Organização das Cooperativas do Estado do Paraná (OCEPAR), ambas para as condições da Região Sul do Brasil, as quais diferem do Estado de Mato Grosso do Sul. Provavelmente devido a esse fato, esses materiais tenham se mostrado mais responsivos. Em termos de previsibilidade de comportamento, o mais instável foi o híbrido AGROMEN 1022, que apresentou a menor estimativa de R^2 .

TABELA 13. Estimativas dos parâmetros de estabilidade segundo os métodos proposto por Cruz, Torres e Vencovsky (1989) do Ensaio Estadual de milho de ciclo normal conduzido no Estado de Mato Grosso do Sul no período de 1986/87 a 1987/88. UFLA, 1996.

Cultivares	$\hat{\beta}_0$	%	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2$	R^2 (%)
AG 106	6386 ab	103.7	0.978	0.006	0.984	91.79
AG 401 (T.)	6096 bcd	99.0	0.973	-0.534	0.439	92.94
AG 403-B	6177 bcd	100.3	0.868	-0.007	0.861	94.23
AGROMEN 1022	6007 cd	97.6	0.887	0.454	1.341	92.45
AGROMEN 1030	5595 e	90.9	0.951	0.633	1.584	90.28
CARGILL 115 (T.)	6273 abc	101.9	1.199*	-0.690	0.509	93.11
CARGILL 203	5982 cd	97.2	0.963	-0.178	0.785	91.53
CONTIMAX 233	6002 cd	97.5	1.105	0.213	1.318	92.60
CONTIMAX 433	6606 a	107.3	1.076	-0.917 ⁺	0.159*	93.79
GO 1049	6321 abc	102.7	1.086	0.367	1.453	89.87
IAC HMD 8222	5872 de	95.4	1.058	-0.250	0.808	89.61
PIONEER 3210	6575 a	106.8	0.964	-0.247	0.717	80.53
PIONEER 3212	5968 cd	96.9	0.922	0.810 ⁺	1.732*	88.20
XL 678-C	6322 abc	102.7	0.972	0.339	1.311	88.47
Médias	6156					
Nº de ambientes	12					

Médias seguidas pela mesma letra não diferem significativamente entre si, pelo teste de Duncan, ao nível de 5% de probabilidade.

* Significativamente diferente de 1(um) ao nível de 5% de probabilidade pelo teste "t".

⁺ Significativamente diferente de zero ao nível de 5% de probabilidade pelo teste "t".

TABELA 14. Estimativas dos parâmetros de estabilidade segundo os métodos proposto por Cruz, Torres e Vencovsky (1989) do Ensaio Estadual de milho de ciclo normal conduzido no Estado de Mato Grosso do Sul no período de 1987/88 a 1988/89. UFLA, 1996.

Cultivares	$\hat{\beta}_0$	%	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2$	R ² (%)
AG 302-A	6947 ab	103.5	0.899	0.043	0.942	93.75
AG 401 (T.)	6788 bc	101.1	1.026	-0.124	0.902	93.45
AG 402	6769 bc	100.8	0.736**	0.207	0.943	87.81
AGROMEN 1022	6356 e	94.7	0.770**	0.099	0.869	69.77
AGROMEN 1030	6408 de	95.4	1.003	0.231	1.234	91.16
CARGILL 115 (T.)	6660 bcde	99.2	1.073	-0.385 ⁺	0.688*	94.71
COLORADO CO-11	6852 abc	102.1	0.858	0.107	0.965	88.77
DINA 50	6730 bcd	100.2	1.153	-0.324	0.829	91.00
DINA 100	6925 abc	103.1	1.213**	-0.054	1.159	94.72
G 55-C	7118 a	106.0	1.041	-0.277	0.764	84.31
GO 1049	6718 bcd	100.1	0.942	-0.076	0.866	89.13
OCEPAR 202	6596 cde	98.2	1.144	0.206	1.350*	90.83
PIONEER 3226	6756 bc	100.6	1.037	-0.186	0.851	79.93
SAVE 342-A	6372 ab	94.9	1.104	0.532 ⁺⁺	1.636**	94.55
Médias	6714					
Nº de ambientes	16					

Médias seguidas pela mesma letra não diferem significativamente entre si, pelo teste de Duncan, ao nível de 5% de probabilidade.

* e ** Significativamente diferente de 1(um) aos níveis de 5% e 1% de probabilidade, respectivamente, pelo teste "t".

⁺ e ⁺⁺ Significativamente diferente de zero aos níveis de 5% e 1% de probabilidade, respectivamente, pelo teste "t".

Os híbridos G 69-S e AG 612 foram os que apresentaram maior estimativa de β_0 no biênio 1989 a 1990. Todos os materiais apresentaram o mesmo tipo de resposta aos ambientes desfavoráveis, exceto a testemunha CARGILL 115, que apresentou estimativa de β_1 diferente da unidade. Merece destaque o comportamento do híbrido G 69-S, que da mesma forma que o CONTIMAX 433 no período de 1987 a 1988, esteve entre os mais produtivos, embora não fosse responsivo a melhoria do ambiente, uma vez que sua estimativa de $\beta_1 + \beta_2$ foi inferior a 1,0.

Praticamente não houve discernimento dos materiais com relação a previsibilidade de resposta, pois a estimativa de R^2 em todos os casos foi superior a 90% (Tabela 15).

TABELA 15. Estimativas dos parâmetros de estabilidade segundo os métodos proposto por Cruz, Torres e Vencovsky (1989) do Ensaio Estadual de milho de ciclo normal conduzido no Estado de Mato Grosso do Sul no período de 1988/89 a 1989/90. UFLA, 1996.

Cultivares	$\hat{\beta}_0$	%	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2$	R^2 (%)
AG 401 (T.)	6392 cd	97.6	1.015	0.035	1.050	92.40
AG 415	6207 d	94.8	1.031	-0.102	0.929	97.56
AG 612	6965 a	106.3	1.097	-0.206	0.891	94.43
CARGILL 115 (T.)	6541 bc	99.9	0.840*	0.353 ⁺⁺	1.193	91.48
CARGILL 135	6822 ab	104.2	0.979	-0.051	0.928	94.19
CARGILL 484-A	6373 cd	97.3	1.000	0.149	1.148	95.43
COLORADO CO-15	6109 d	93.3	0.938	0.154	1.092	93.19
G 69-S	6912 a	105.5	0.998	-0.291 ⁺	0.707*	90.06
GO 1063	6596 bc	100.7	1.031	-0.130	0.901	94.79
OCEPAR 705	6587 bc	100.6	1.069	0.091	1.160	95.40
Médias	6550					
Nº de ambientes	16					

Médias seguidas pela mesma letra não diferem significativamente entre si, pelo teste de Duncan, ao nível de 5% de probabilidade.

* Significativamente diferente de 1(um) ao nível de 5% de probabilidade, pelo teste "t".

⁺ e ⁺⁺ Significativamente diferente de zero aos níveis de 5% e 1% de probabilidade, respectivamente, pelo teste "t".

Novamente o híbrido AG 612 foi o mais produtivo no período de 1990 a 1991. Embora novamente a amplitude de variação na produtividade tenha sido pequena, variando de 5948 kg/ha (COLORADO CO-15) a 6918 kg/ha (AG 612), ênfase deve ser dada ao comportamento do híbrido AG 612 que mostrou ser muito exigente, haja vista, que sua estimativa de β_1 foi a única superior a unidade. Os híbridos AG 401 e AG 415 foram os mais responsivos a melhoria do ambiente, pois suas estimativas de $\beta_1 + \beta_2$ foram superiores a unidade. Aqui também as estimativas de R^2 foram novamente altas e muito semelhantes (Tabela 16).

TABELA 16. Estimativas dos parâmetros de estabilidade segundo os métodos proposto por Cruz, Torres e Vencovsky (1989) do Ensaio Estadual de milho de ciclo normal conduzido no Estado de Mato Grosso do Sul no período de 1989/90 a 1990/91. UFLA, 1996.

Cultivares	$\hat{\beta}_0$	%	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2$	R^2 (%)
AG 401 (T.)	5952 e	95.1	0.803*	0.843 ⁺⁺	1.646*	91.98
AG 415	6247 cde	99.8	1.159	0.615	1.774*	97.76
AG 612	6918 a	110.5	1.266 ^{**}	-0.273	0.993	93.62
CARGILL 115 (T.)	6070 de	97.0	0.974	0.239	1.213	92.56
CARGILL 135	6323 bcd	101.0	0.867	-0.634 ⁺	0.233*	85.79
CARGILL 484-A	6148 de	98.2	0.914	-0.241	0.673	88.14
COLORADO CO-15	5948 e	95.0	1.141	-0.302	0.839	94.74
G 69-S	6590 b	105.3	0.887	-0.375	0.512	94.55
GO 1063	5959 e	95.2	0.897	0.498	1.395	87.89
OCEPAR 705	6495 bc	103.8	1.081	-0.052	1.029	86.50
XB 8028	6196 cde	99.0	1.011	-0.317	0.694	91.20
Médias	6259					
Nº de ambientes	10					

Médias seguidas pela mesma letra não diferem significativamente entre si, pelo teste de Duncan, ao nível de 5% de probabilidade.

* e ** Significativamente diferente de 1(um) aos níveis de 5% e 1% de probabilidade, respectivamente, pelo teste "t".

+ e ++ Significativamente diferente de zero aos níveis de 5% e 1% de probabilidade, respectivamente, pelo teste "t".

Para o período 1992 a 1994 as estimativas dos parâmetros de estabilidade foram obtidas pela metodologia proposta por Eberhart e Russell (1966), uma vez que a utilização da metodologia de Cruz, Torres e Vencovsky (1989) é dependente da rejeição da hipótese $H_0: \beta_{2i} = 0$, para todo o i . A não rejeição dessa hipótese indica que não há diferença entre os coeficientes de regressão dos dois segmentos de reta (ambientes desfavoráveis e favoráveis) e, desta forma, o comportamento do genótipo pode ser predito por uma reta apenas. Nos anos agrícolas 1992 a 1993 o híbrido CARGILL 211 foi o mais produtivo, entretanto, apresentou

estimativa de β_1 inferior a unidade, indicando que possui adaptabilidade específica a ambientes desfavoráveis. Outro material que apresentou adaptabilidade a ambientes desfavoráveis foi o AG 401. As cultivares AGROMEN 1035 e X 9051 se mostraram adaptadas aos ambientes favoráveis pois apresentaram estimativa de β_1 superior a unidade. Os genótipos que apresentaram adaptabilidade ampla ($\beta_1=1,0$) e de comportamento altamente previsível ($R^2 > 90\%$) associados a uma produção média alta foram os híbridos AGROMEN 1022, AG 672 e AGROMEN 1035 (Tabela 17). Já no biênio 1993 a 1994 os materiais que apresentaram esse comportamento foram XL 660, AGROMEN 1030 e G 500. O híbrido AG 106 se mostrou adaptado aos ambientes desfavoráveis e o AG 1043 a ambientes favoráveis (Tabela 18). As estimativas de R^2 foram superiores a 90% para todos os materiais indicando que eles apresentaram comportamento altamente previsível.

A utilização do método de regressão tem algumas restrições. A primeira delas é a não independência entre a média das cultivares e a medida do índice ambiental, no caso, a média de cada ambiente (Westcott, 1986; Lin, Binns e Lefkovitch, 1986; Crossa, 1990). Essa restrição é especialmente importante quando o número de cultivares é pequeno, como ocorreu em algumas análises realizadas nesse trabalho. Tanto é assim, que considerando o período de 1991 a 1992, onde foram avaliadas apenas 6 cultivares, a correlação entre a média da cultivar e a média geral de cada ambiente foi alta e positiva ($r = 0,86^{**}$) evidenciando a não independência nesse caso.

Uma alternativa que pode ser utilizada para atenuar esse problema, é utilizar uma outra medida de índice ambiental, que não seja a média das cultivares (Freeman e Perkins, 1971). Uma das opções seria a de utilizar a média das testemunhas que foram avaliadas em todos os ambientes como medida da flutuação ambiental, conforme sugerido por Becker e Léon (1988) e empregado por Ferreira, Ramalho e Abreu (1992) para a cultura do feijoeiro, e por Soares (1992)

com arroz. Entretanto, um dos principais problemas dessa alternativa, encontra-se na identificação das testemunhas apropriadas (Becker e Léon, 1988). Visando utilizar esse procedimento na avaliação realizada no biênio 1991 a 1992, quando se utilizou o menor número de cultivares, foi empregada como medida da flutuação ambiental, a média do híbrido AG 401, que foi um dos mais cultivados pelos produtores do Estado nesse período.

TABELA 17. Estimativas dos parâmetros de estabilidade segundo os métodos proposto por Eberhart e Russell (1966) do Ensaio Estadual de milho de ciclo normal conduzido no Estado de Mato Grosso do Sul no período de 1991/92 a 1992/93. UFLA, 1996.

Cultivares	Média	%	$\hat{\beta}_1$	R ² (%)
AG 106 (T.)	5847 fg	90.6	1.000	92.28
AG 401 (T.)	6075 ef	94.2	0.838**	90.31
AG 620	6293 de	97.5	0.979	94.03
AG 672	6850 ab	106.2	1.060	95.05
AGROMEN 1022	6885 ab	106.7	1.020	93.42
AGROMEN 1035	6653 abc	103.1	1.130**	95.03
CARGILL 145	6362 cd	98.6	0.931	92.64
CARGILL 211	6931 a	107.4	0.796**	80.48
G 500 (T.)	6487 cd	100.5	0.973	90.83
ICI 889247	6523 cd	101.1	1.137*	92.47
IR 3002	5785 g	89.7	0.965	92.81
X 9051	6411 cd	99.4	1.166**	92.65
XL 380	6610 bc	102.4	0.990	91.11
XB 8030	6613 bc	102.5	1.014	91.39
Médias	6452			
Nº de ambientes	18			

Médias seguidas pela mesma letra não diferem significativamente entre si, pelo teste de Duncan, ao nível de 5% de probabilidade.

* e ** Significativamente diferente de 1(um) aos níveis de 5% e 1% de probabilidade, respectivamente, pelo teste "t".

TABELA 18. Estimativas dos parâmetros de estabilidade segundo os métodos proposto por Eberhart e Russell (1966) do Ensaio Estadual de milho de ciclo normal conduzido no Estado de Mato Grosso do Sul no período de 1992/93 a 1993/94. UFLA, 1996.

Cultivares	Média	%	$\hat{\beta}_1$	R ² (%)
AG 106 (T.)	5832 d	93.6	0.874*	92.42
AG 1043 (AG 943)	6269 bc	100.6	1.117*	95.69
AGROMEN 1030	6363 ab	102.2	1.051	95.24
AGROMEN 1040	6194 bc	99.4	1.021	95.39
CARGILL 123-A	6068 cd	97.4	1.019	92.89
CARGILL 131	6220 bc	99.9	0.966	93.12
G 500 (T.)	6337 abc	101.7	0.899	96.53
XL 660	6552 a	105.2	1.053	97.45
Média	6229			
Nº de ambientes	16			

Médias seguidas pela mesma letra não diferem significativamente entre si, pelo teste de Duncan, ao nível de 5% de probabilidade.

* Significativamente diferente de 1(um) ao nível de 5% de probabilidade, pelo teste "t".

Constata-se que esse procedimento em relação a utilização da média dos ensaios como índice ambiental, possibilitou um maior discernimento entre os materiais (Tabelas 19 e 20). Veja que com relação as estimativas de β_1 , no método original, não se detectou diferença entre as cultivares. Quando se utilizou a média da testemunha como índice ambiental, foi possível separar as cultivares em dois grupos, aquelas em que β_1 não diferiu da unidade, e aquelas que apresentaram β_1 menor que a unidade. Observe que nesse último caso, associado a média alta, que foi o caso dos híbridos CARGILL 137 e G 105-C, o que é uma situação desejável. Com relação a estimativa de $\beta_1 + \beta_2$, o resultado permaneceu o mesmo. Isso era esperado, porque em ambos os casos apenas uma das estimativas de β_2 diferiu da unidade. Infere-se assim, que especialmente nos casos em que estiver envolvido um pequeno número de cultivares, o uso da testemunha tem se mostrado mais apropriado.

TABELA 19. Estimativas dos parâmetros de estabilidade segundo os métodos proposto por Cruz, Torres e Vencovsky (1989) do Ensaio Estadual de milho de ciclo normal conduzido no Estado de Mato Grosso do Sul no período de 1990/91 a 1991/92. UFLA, 1996.

Cultivares	$\hat{\beta}_0$	%	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2$	R^2 (%)
AG 106	5911 c	93.3	1.114	0.858 ⁺⁺	1.972 ^{**}	90.03
AG 401 (T.)	5962 c	94.1	1.045	-0.195	0.849	94.40
CARGILL 137	6473 ab	102.1	0.914	0.505	1.419	90.76
G 105-C	6650 a	104.9	0.872	-0.199	0.673	95.05
G 500	6277 b	99.0	0.970	-0.500	0.470	90.76
G 650	6754 a	106.6	1.085	-0.470	0.615	90.98
Médias	6338					
Nº de ambientes	12					

Médias seguidas pela mesma letra não diferem significativamente entre si, pelo teste de Duncan, ao nível de 5% de probabilidade.

^{**} Significativamente diferente de 1(um) ao nível de 1% de probabilidade, pelo teste "t".

⁺⁺ Significativamente diferente de zero ao nível de 1% de probabilidade, pelo teste "t".

TABELA 20. Estimativas dos parâmetros de estabilidade segundo os métodos proposto por Cruz, Torres e Vencovsky (1989) utilizando como índice ambiental a média da testemunha (AG 401) do Ensaio Estadual de milho de ciclo normal conduzido no Estado de Mato Grosso do Sul no período de 1990/91 a 1991/92. UFLA, 1996.

Cultivares	$\hat{\beta}_0$	%	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2$	R^2 (%)
AG 106	5911 c	93.3	0.96	0.69 ⁺⁺	1.65 [*]	74.75
AG 401 (T.)	5962 c	94.1	1.00	0.00	1.00	100.00
CARGILL 137	6473 ab	102.1	0.83 [*]	0.45	1.28	85.44
G 105-C	6650 a	104.9	0.79 [*]	-0.04	0.75	90.85
G 500	6277 b	99.0	0.81 [*]	0.50	1.31	85.09
G 650	6754 a	106.6	0.92	0.08	1.00	78.48
Médias	6338					
Nº de ambientes	12					

Médias seguidas pela mesma letra não diferem significativamente entre si, pelo teste de Duncan, ao nível de 5% de probabilidade.

^{*} Significativamente diferente de 1(um) ao nível de 5% de probabilidade, pelo teste "t".

⁺⁺ Significativamente diferente de zero ao nível de 1% de probabilidade, pelo teste "t".

Uma segunda crítica com relação à regressão, é que quando alguns ambientes divergem acentuadamente dos demais, por serem muito ou pouco produtivos, as estimativas da regressão para as cultivares envolvidas podem ser bastante influenciadas por esses ambientes extremos, fornecendo informações que não são confiáveis. Uma maneira de diminuir esse problema seria descartar das análises aquele (s) ambiente(s) contrastante(s) (Crossa, 1990).

O fato da estabilidade dos genótipos ser sempre relativa por serem dependentes não apenas do grupo particular de ambientes incluídos na análise, mas também do grupo de genótipos que são incluídos no cálculo de regressão, é a terceira crítica ao emprego desse método. Isso ocorreu por exemplo, com o híbrido AG 401 utilizado como testemunha em quase todo o período analisado. Veja que ele apresentou um padrão de resposta que não diferiu da unidade em quase todos os períodos, porém no biênio 1990/91 ele se mostrou estável ($\beta_1 < 1,0$) nos ambientes desfavoráveis e reponsivo ($\beta_1 + \beta_2 > 1,0$) nos ambientes favoráveis (Tabela 16). O híbrido AG 106, por sua vez, no biênio 92/93 se mostrou amplamente adaptado para todos os ambientes, porém no período de 1993 a 1994, se mostrou especificamente adaptado aos ambientes desfavoráveis (Tabelas 17 e 18).

Uma quarta restrição ao uso dos métodos que empregam regressão e que ficou bem evidenciado nesse trabalho, é em relação ao fato já relatado na literatura de que normalmente há uma pequena variação nas estimativas dos coeficientes de regressão e também de R^2 , impossibilitando uma discriminação mais detalhada dos materiais (Vencovsky e BARRIGA, 1992).

Por essas razões, frequentemente são apresentadas na literatura novas propostas de estudo de estabilidade. Uma delas foi apresentada por Lin e Binns (1988b), a qual avalia o desempenho do material em relação a produtividade máxima em cada ambiente. Assim, o

material que apresentou menor estimativa do parâmetro que avalia a estabilidade, o P_i , é porque esteve na maioria dos ambientes entre os materiais com desempenho próximo ao máximo obtido. Veja que esse enfoque é o que mais se aproxima do objetivo do melhorista, isto é, a cultivar será tanto mais estável se ela permanecer entre as melhores no maior número de ambientes possíveis. Além do mais, a estimativa do P_i prevê a sua decomposição em efeito genético e de interação, e assim, permite aquilatar quais os materiais que mais contribuem para a interação.

Os materiais com menor estimativa de P_i , e portanto com desempenho mais próximo do máximo na maioria dos ambientes foram: PIONEER 3210 e CONTIMAX 433, biênio 87/88 (Tabela 21); G 55-C, biênio 88/89 (Tabela 22); AG 612 e G 69-S, biênio 89/90 (Tabela 23); AG 612, biênio 90/91 (Tabela 24); G 650 e G 105-C, biênio 91/92 (Tabela 25); AGROMEN 1022, AG 672 e CARGILL 211, biênio 92/93 (Tabela 26) e, XL 660, biênio 93/94 (Tabela 27). Neste período, os materiais que mais contribuíram para a interação foram: AGROMEN 1030 e GO 1049, biênio 87/88 (Tabela 21); AGROMEN 1022 e PIONEER 3226, biênio 88/89 (Tabela 22); CARGILL 115, biênio 89/90 (Tabela 23); GO 1063 e CARGILL 484-A, biênio 90/91 (Tabela 24); AG 106, biênio 91/92 (Tabela 25); CARGILL 211, biênio 92/93 (Tabela 26) e, CARGILL 123-A, biênio 93/94 (Tabela 27).

Esses mesmos resultados da estimativa de P_i podem ser melhor visualizados nas Figuras 2 a 6. Como se observa, há uma ótima relação entre o P_i e a produtividade média. Veja que a discriminação entre os materiais torna-se muito mais fácil. Considerando, por exemplo, o período de 1992 a 1993 (Figura 5), verifica-se que as cultivares AG 672, AGROMEN 1022 e CARGILL 211 seriam as recomendadas. Observe também que as cultivares IR 3002 e AG 106 foram as de pior desempenho. Em 1993 a 1994 (Figura 6), o destaque positivo foi a XL 660 e o negativo, novamente a AG 106.

TABELA 21. Estimativas dos parâmetros de estabilidade segundo o método proposto por Lin e Binns (1988) para o caráter produtividade (kg/ha) do Ensaio Estadual de milho de ciclo normal conduzido no Estado de Mato Grosso do Sul no período de 1986/87 a 1987/88. UFLA, 1996.

Cultivares	Média	P/1000	Desvio		Contribuição para a interação (%)
			Genético	Interação	
AG 106	6386 ab	315.13	219.77	95.36	5.18
AG 401 (T.)	6096 bcd	544.72	454.60	90.12	1.90
AG 403-B	6177 bcd	437.51	379.94	57.57	3.13
AGROMEN 1022	6007 cd	619.99	543.09	76.90	4.18
AGROMEN 1030	5595 e	1277.23	1056.93	220.53	11.98
CARGILL 115 (T.)	6273 abc	466.50	301.55	164.95	8.96
CARGILL 203	5982 cd	725.16	569.21	155.95	8.47
CONTIMAX 233	6002 cd	683.01	548.27	134.74	7.32
CONTIMAX 433	6606 a	221.46	98.34	123.12	6.69
GO 1049	6321 abc	481.09	264.80	216.28	11.75
IAC HMD 8222	5872 de	859.64	692.43	167.21	9.08
PIONEER 3210	6575 a	214.25	112.45	101.81	5.53
PIONEER 3212	5968 cd	753.90	584.81	169.09	9.18
XL 678-C	6322 abc	331.49	264.08	67.41	3.66
Média	6156				
Nº de ambientes	12				

Médias seguidas pela mesma letra não diferem significativamente entre si, pelo teste de Duncan, ao nível de 5% de probabilidade.

TABELA 22. Estimativas dos parâmetros de estabilidade segundo o método proposto por Lin e Binns (1988) para o caráter produtividade (kg/ha) do Ensaio Estadual de milho de ciclo normal conduzido no Estado de Mato Grosso do Sul no período de 1987/88 a 1988/89. UFLA, 1996.

Cultivares	Média	P/1000	Desvio		Contribuição para a interação (%)
			Genético	Interação	
AG 302-A	6947 ab	471.56	357.40	114.16	4.01
AG 401 (T.)	6788 bc	582.42	503.83	78.59	2.76
AG 402	6769 bc	671.11	523.72	147.39	5.17
AGROMEN 1022	6356 e	1485.21	1030.74	454.47	15.95
AGROMEN 1030	6408 de	1102.82	957.94	144.88	5.09
CARGILL 115 (T.)	6660 bcde	782.99	641.00	141.99	4.98
COLOR. CO-11	6852 abc	596.12	441.60	154.52	5.42
DINA 50	6730 bcd	823.03	563.79	259.24	9.10
DINA 100	6925 abc	542.11	375.81	166.30	5.84
G 55-C	7118 a	383.58	227.51	156.07	5.48
GO 1049	6718 bcd	700.69	576.97	123.72	4.34
OCEPAR 202	6596 cde	973.66	715.34	258.32	9.07
PIONEER 3226	6756 bc	913.07	536.95	376.13	13.20
SAVE 342-A	6372 e	1280.94	1008.17	272.78	9.58
Média	6717				
Nº de ambientes	16				

Médias seguidas pela mesma letra não diferem significativamente entre si, pelo teste de Duncan, ao nível de 5% de probabilidade.

TABELA 23. Estimativas dos parâmetros de estabilidade segundo o método proposto por Lin e Binns (1988) para o caráter produtividade (kg/ha) do Ensaio Estadual de milho de ciclo normal conduzido no Estado de Mato Grosso do Sul no período de 1988/89 a 1989/90. UFLA, 1996.

Cultivares	Média	P/1000	Desvio		Contribuição para a interação (%)
			Genético	Interação	
AG 401 (T.)	6392 cd	670.75	531.27	139.48	10.68
AG 415	6207 d	802.99	739.12	63.88	4.89
AG 612	6965 a	199.31	104.76	94.55	7.24
CARGILL 115 (T.)	6541 bc	591.84	388.46	203.38	15.57
CARGILL 135	6822 ab	250.29	180.14	70.15	5.37
CARGILL 484-A	6373 cd	690.54	550.75	139.79	10.70
COLOR. CO-15	6109 d	1031.22	863.10	168.12	12.87
G 69-S	6912 a	251.97	130.19	121.78	9.33
GO 1063	6596 bc	475.29	341.30	133.99	10.26
OCEPAR 705	6587 bc	519.93	349.12	170.81	13.08
Média	6550				
Nº de ambientes	16				

Médias seguidas pela mesma letra não diferem significativamente entre si, pelo teste de Duncan, ao nível de 5% de probabilidade.

TABELA 24. Estimativas dos parâmetros de estabilidade segundo o método proposto por Lin e Binns (1988b) para o caráter produtividade (kg/ha) de milho do Ensaio Estadual de milho de ciclo normal conduzido no Estado de Mato Grosso do Sul no período de 1989/90 a 1990/91. UFLA, 1996.

Cultivares	Média	P/1000	Desvio		Contribuição para a interação (%)
			Genético	Interação	
AG 401 (T.)	5952 e	874.09	720.15	153.94	9.65
AG 415	6247 cde	515.73	409.01	106.72	6.69
AG 612	6918 a	61.18	27.22	33.96	2.13
CARGILL 115 (T.)	6070 de	730.94	584.66	146.28	9.17
CARGILL 135	6323 bcd	614.36	343.63	270.73	16.98
CARGILL 484-A	6148 de	608.80	503.96	104.84	6.58
COLOR. CO-15	5948 e	869.15	725.04	144.11	9.04
G 69-S	6590 b	259.61	157.70	101.90	6.39
GO 1063	5959 e	971.65	711.15	260.49	16.34
OCEPAR 705	6495 bc	388.66	215.76	172.89	10.84
XB 8028	6196 cde	554.89	456.29	98.60	6.18
Média	6259				
Nº de ambientes	10				

Médias seguidas pela mesma letra não diferem significativamente entre si, pelo teste de Duncan, ao nível de 5% de probabilidade.

TABELA 25. Estimativas dos parâmetros de estabilidade segundo o método proposto por Lin e Binns (1988) para o caráter produtividade (kg/ha) de milho do Ensaio Estadual de milho de ciclo normal conduzido no Estado de Mato Grosso do Sul no período de 1990/91 a 1991/92. UFLA, 1996.

Cultivares	Média	P _i /1000	Desvio		Contribuição para a interação (%)
			Genético	Interação	
AG 106 (T.)	5911 c	953.70	668.98	284.72	32.96
AG 401 (T.)	5962 c	725.51	611.49	114.02	13.20
CARGILL 137	6473 ab	360.96	176.68	184.28	21.33
G 105-C	6650 a	161.93	87.36	74.57	8.63
G 500 (T.)	6277 b	455.90	312.58	143.33	16.59
G 650	6755 a	112.04	49.11	62.93	7.28
Média	6338				
Nº de ambientes	12				

Médias seguidas pela mesma letra não diferem significativamente entre si, pelo teste de Duncan, ao nível de 5% de probabilidade.

TABELA 26. Estimativas dos parâmetros de estabilidade segundo o método proposto por Lin e Binns (1988) para o caráter produtividade (kg/ha) de milho do Ensaio Estadual de milho de ciclo normal conduzido no Estado de Mato Grosso do Sul no período de 1991/92 a 1992/93. UFLA, 1996.

Cultivares	Média	Pi/1000	Desvio		Contribuição para a interação (%)
			Genético	Interação	
AG 106 (T.)	5847 fg	1512.72	1340.31	172.40	8.42
AG 401 (T.)	6075 ef	1195.41	992.49	202.92	9.92
AG 620	6293 de	764.24	709.22	55.02	2.69
AG 672	6850 ab	337.88	201.04	136.84	6.69
AGROM .1022	6885 ab	311.40	179.29	132.11	6.46
AGROM. 1035	6653 abc	473.22	344.88	128.34	6.27
CARGILL 145	6362 cd	729.01	629.21	99.80	4.88
CARGILL 211	6931 a	396.54	153.00	243.54	11.90
G 500 (T.)	6487 cd	661.64	496.78	164.86	8.06
ICI 889247	6523 cd	609.57	461.68	147.89	7.23
IR 3002	5785 g	1573.05	1442.77	130.28	6.37
X 9051	6411 cd	718.91	575.07	143.84	7.03
XL 380	6610 bc	551.18	381.93	169.25	8.27
XB 8030	6613 bc	498.48	379.01	119.47	5.84
Média	6452				
Nº de ambientes	18				

Médias seguidas pela mesma letra não diferem significativamente entre si, pelo teste de Duncan, ao nível de 5% de probabilidade.

TABELA 27. Estimativas dos parâmetros de estabilidade segundo o método proposto por Lin e Binns (1988) para o caráter produtividade (kg/ha) de milho do Ensaio Estadual de milho de ciclo normal conduzido no estado de Mato Grosso do Sul no período de 1992/93 a 1993/94. UFLA, 1996.

Cultivares	Média	P _i /1000	Desvio		Contribuição para a interação (%)
			Genético	Interação	
AG 106 (T.)	5832 d	685.14	562.47	122.67	15.32
AG 1043 (AG 943)	6269 bc	322.47	194.67	127.80	15.96
AGROMEN 1030	6363 ab	240.02	140.42	99.60	12.44
AGROMEN 1040	6194 bc	338.81	244.33	94.48	11.80
CARGILL 123-A	6068 cd	518.56	340.46	178.11	22.25
CARGILL 131	6220 bc	293.48	226.35	67.13	8.39
G 500 (T.)	6337 abc	196.83	154.31	42.52	5.31
XL 660	6552 a	126.52	58.22	68.31	8.53
Média	6229				
Nº de ambientes	16				

Médias seguidas pela mesma letra não diferem significativamente entre si, pelo teste de Duncan, ao nível de 5% de probabilidade.

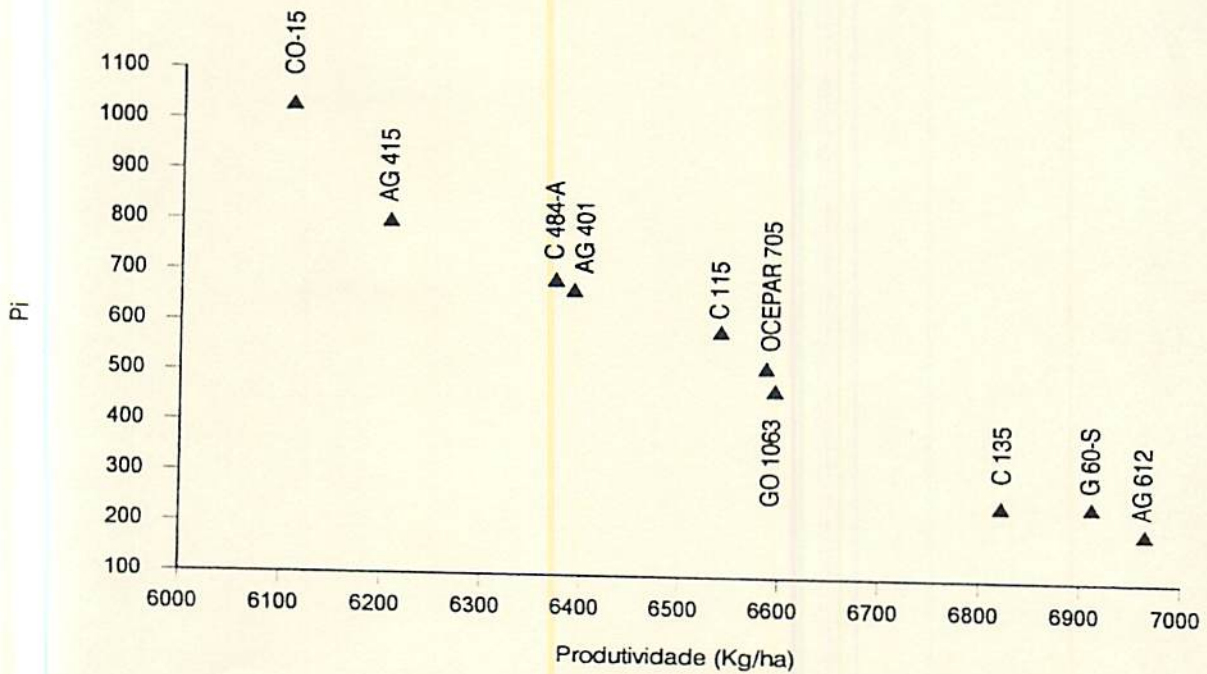


FIGURA 2. Produtividade média vs. estimativa de P_i para cada cultivar avaliada no Ensaio Estadual de milho de ciclo normal no Estado de Mato Grosso do Sul no período de 1989 a 1990. UFLA, 1996.

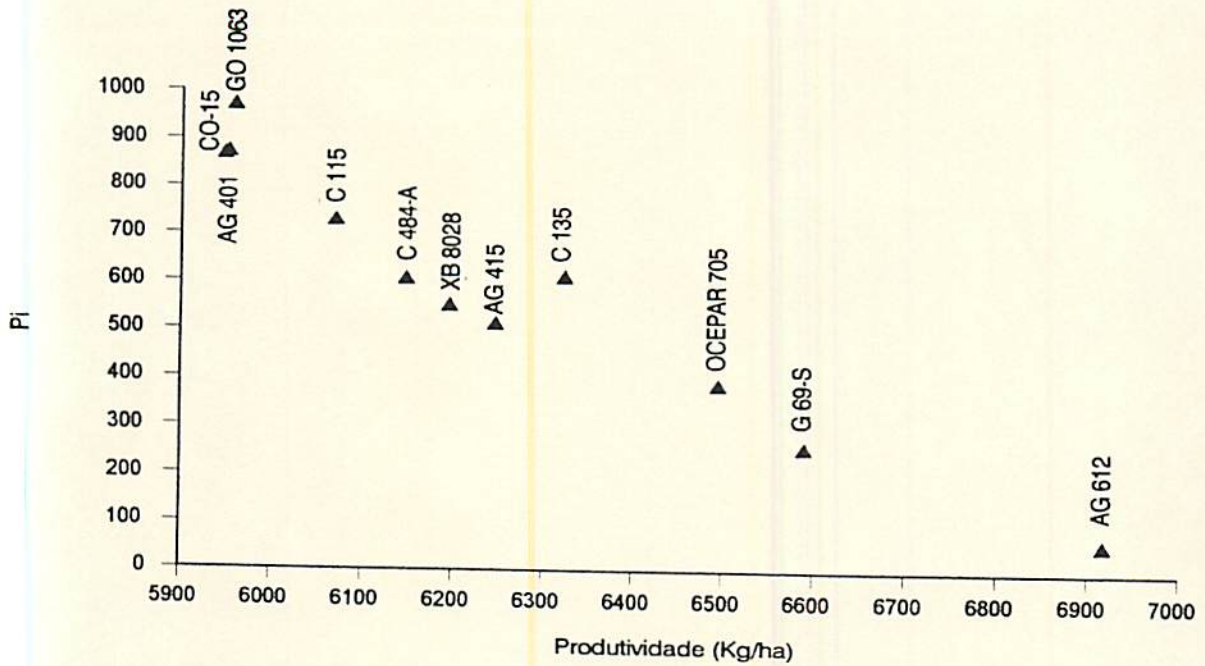


FIGURA 3. Produtividade média vs. estimativa de P_i para cada cultivar avaliada no Ensaio Estadual de milho de ciclo normal no Estado de Mato Grosso do Sul no período de 1990 a 1991. UFLA, 1996.

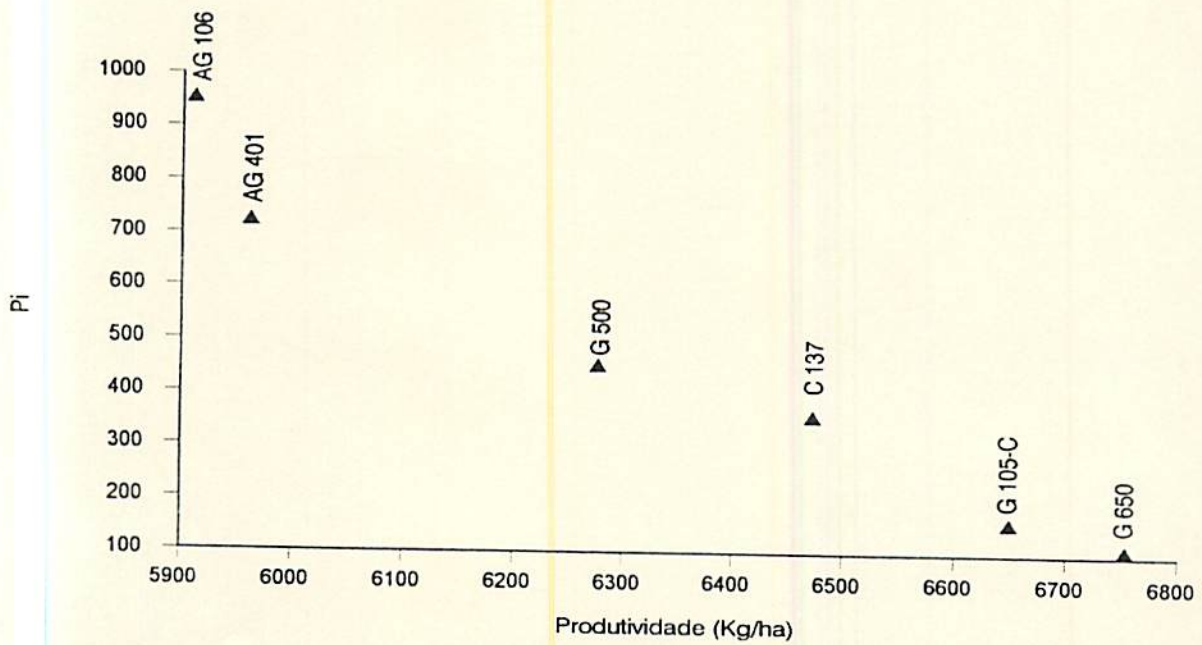


FIGURA 4. Produtividade média vs estimativa de P_i para cada cultivar avaliada no Ensaio Estadual de milho de ciclo normal no Estado de Mato Grosso do Sul no período de 1991 a 1992. UFLA, 1996.

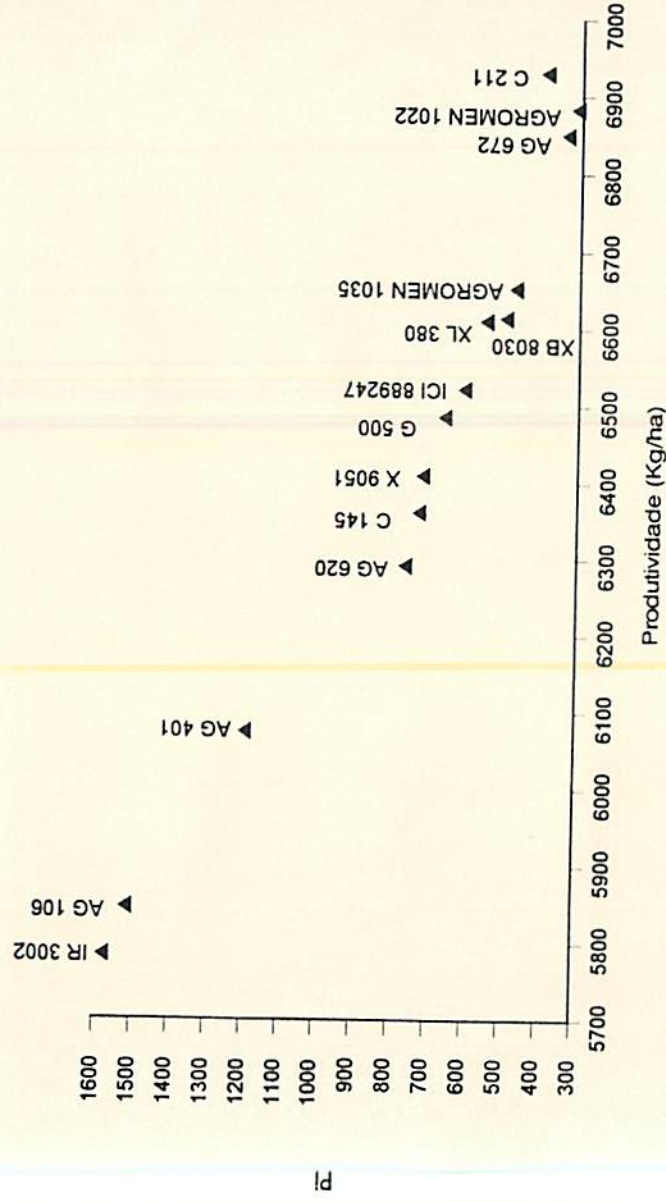


FIGURA 5. Produtividade média vs estimativa de P_i para cada cultivar avaliada no Ensaio Estadual de milho de ciclo normal no Estado de Mato Grosso do Sul no período de 1992 a 1993. UFLA, 1996.

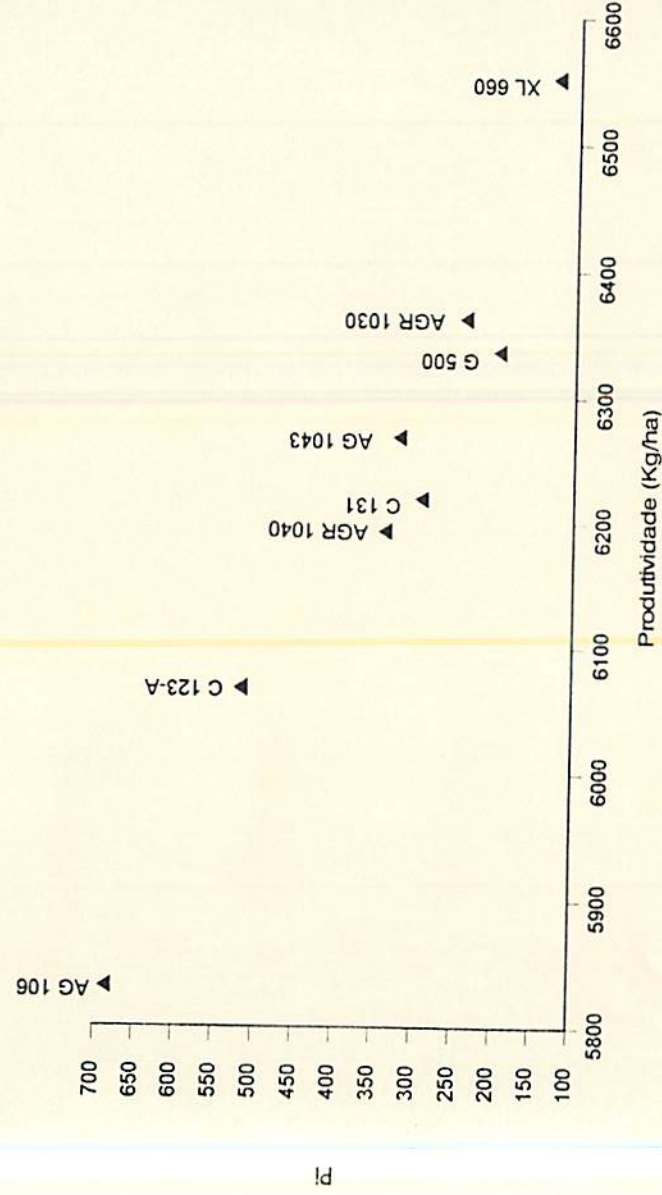


FIGURA 6. Produtividade média vs estimativa de P_i para cada cultivar avaliada no Ensaio Estadual de milho de ciclo normal no Estado de Mato Grosso do Sul no período de 1993 a 1994. UFLA, 1996.

Nas Figuras 7 e 8, são apresentados graficamente os resultados obtidos pelo método de Eberhart e Russell (1966), relativo aos períodos de 1992 a 1993 e 1993 a 1994. De modo geral, ocorreu uma boa concordância com as estimativas de Lin e Binns (1988b), porém, como já enfatizado, nesse caso a discriminação dos materiais não foi tão expressiva.

A aplicação da metodologia de Lin e Binns (1988b), ao que tudo indica, ainda é pequena. Trabalho conduzido no Brasil com a cultura do algodão mostrou resultados também muito promissores (Farias, 1995). Nesse trabalho, o autor considera que essa metodologia é de fácil aplicação e interpretação, porque possibilita um maior discernimento entre os materiais e sempre associa uma maior estabilidade com maior produtividade sendo portanto de uso promissor, o que concorda com as observações mencionadas anteriormente.

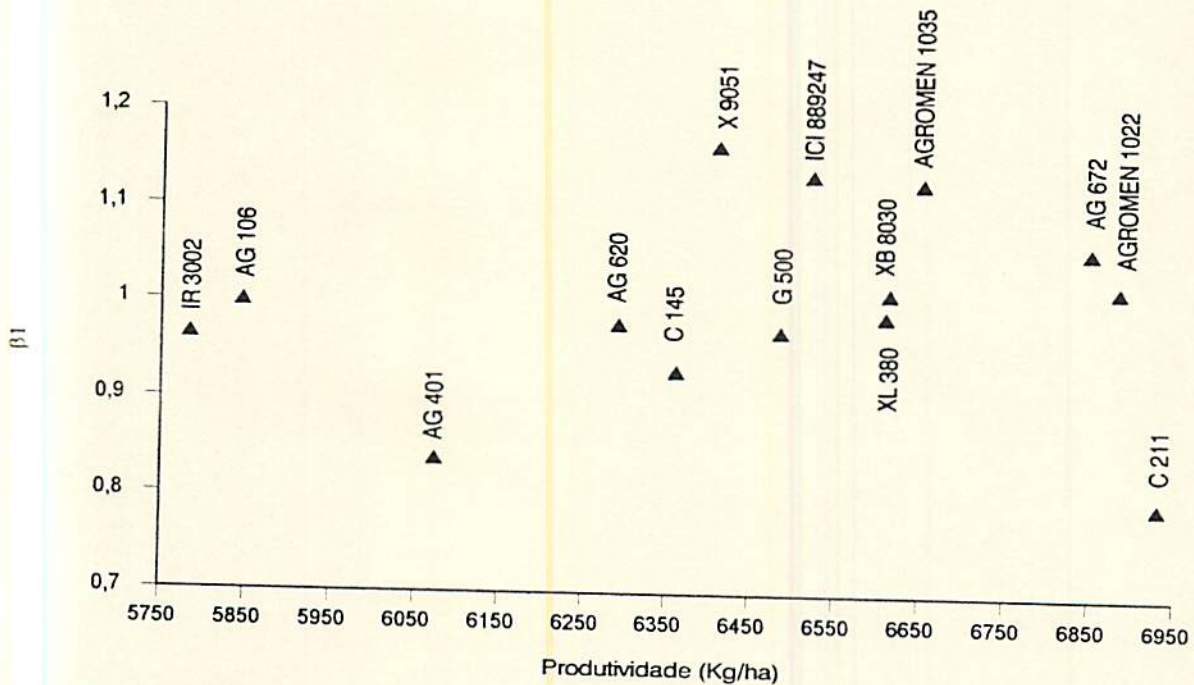


FIGURA 7. Produtividade média vs estimativa de β_1 para cada cultivar avaliada no Ensaio Estadual de milho de ciclo normal no Estado de Mato Grosso do Sul no período de 1992 a 1993. UFLA, 1996.

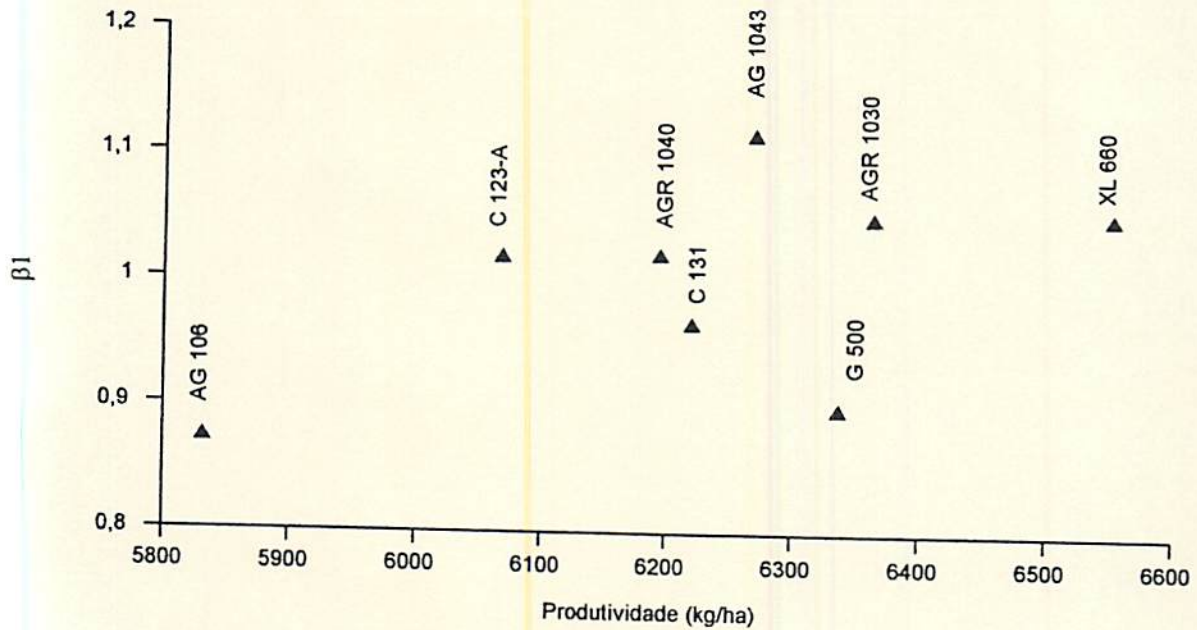


FIGURA 8. Produtividade média vs estimativa de β_i para cada cultivar avaliada no Ensaio Estadual de milho de ciclo normal no Estado de Mato Grosso do Sul no período de 1993 a 1994. UFLA, 1996.

Uma outra alternativa proposta para a análise da estabilidade de cultivares, envolve o emprego de técnicas multivariadas. Segundo Crossa (1990), o argumento para se utilizar esse tipo de análise é que o método que emprega a regressão além de não ser informativo quando da ausência de linearidade e de ser muito dependente do grupo de genótipos e de ambientes utilizados na análise como já comentado, tendendo a simplificar diferentes modelos de resposta pela explanação da variação da interação em uma única dimensão. Este autor relata também que como o comportamento biológico pode ser altamente complexo, o modelo de resposta dos materiais pode ser melhor representado por uma análise multivariada.

O modelo de análise AMMI (Modelo de efeitos Aditivos e Interação Multiplicativa) proposto por Mandel (1971), dentre as várias técnicas multivariadas apresentadas na literatura, é a que tem recebido maior atenção. Ele decompõe a fonte de variação em efeitos

aditivos de genótipos e de ambientes de modo tradicional, e a interação utilizando a análise dos componentes principais. Para exemplificar, essa análise foi aplicada aos dados do biênio 93/94 (Tabela 28).

TABELA 28. Análise de variância AMMI para produtividade média de grãos de milho (kg/ha), obtida nos ensaios de cultivares de milho de ciclo normal conduzidos no Estado de Mato Grosso do Sul, no período de 1992/93 a 1993/94. UFPA, 1996.

F.V.	G.L.	S.Q. ----- x 10 ⁻³ -----	Q.M. ----- x 10 ⁻³ -----	F
Ensaio	127	1540307.42	12128.40	18.206 **
Ambientes (E)	15	1434125.48	95608.37	58.503 **
Genótipos (G)	7	20487.91	2926.84	5.545 **
G x E	105	85694.03	816.13	1.546 **
ACP 1	21	24518.62	1167.55	2.212 **
ACP 2	19	19291.55	1015.34	1.923 *
ACP 3	17	17040.39	1002.38	1.899 *
Resíduo	48	24843.47	517.57	0.981 n.s.
Erro	336	177369.06	527.88	
Total	511	1796120.90		

Verifica-se que os três primeiros componentes principais foram significativos, explicando no conjunto 71% da variação devida a interação. Observa-se entretanto, que o primeiro componente principal (ACP-1) explicou apenas 28,6% da variação da interação G x E. No trabalho de Zobel, Wright e Gauch (1988) com soja, o primeiro ACP sozinho havia explicado 71% da interação. Utilizando dados de avaliação de progênies de milho oriundas de várias populações, avaliadas pelo Centro Internacional de Milho e Trigo (CIMMYT), em 36 ambientes Crossa, Gauch e Zobel (1990), aplicaram a metodologia de análise AMMI, e verificaram que na

decomposição da interação, até o 5º componente principal foi significativo, porém 54,6% da variação foi explicada pelo primeiro componente principal. Eles utilizaram também o método gráfico e salientaram que as inferências obtidas foram coerentes com o esperado, isto é, progênies provenientes de uma mesma população ocuparam posição semelhante no gráfico. Já Mowers et al. (1992) analisando dados obtidos com a cultura do milho nos Estados Unidos da América, encontraram resultados semelhantes ao do presente trabalho, isto é, o primeiro componente principal da análise AMMI explicou menos de 20% da variação G x E. Esses autores comentam que o procedimento da análise AMMI só é vantajoso em uma situação como aquela apresentada pela soja. Isso porque naquela condição a metodologia permite importantes inferências biológicas. Entretanto, quando são necessários mais de um componente principal para explicar essa variação, como ocorreu nesse trabalho, as interpretações são mais difíceis, tanto é assim, que na literatura só tem sido apresentado o gráfico do primeiro componente principal.

Para ilustrar esse procedimento, é apresentado na Figura 9 o gráfico relativo ao primeiro componente principal da análise AMMI do biênio 1993 a 1994. É necessário salientar que são plotados os valores estimados da produtividade e dos escores ACP tanto para as cultivares quanto para os diferentes ambientes. Inicialmente é preciso salientar que quando os valores estão próximos da reta que passa pela origem, isso indica que aqueles ambientes ou cultivares contribuíram muito pouco para a interação. No caso isso ocorreu para os ambientes Sidrolândia 1993, Ponta Porã, Selvíria e Bonito 1994. As cultivares com desempenho mais próximo da origem, e portanto mais estáveis, foram a AG 106, AG 1043 e G 500. Uma outra inferência que pode ser feita a partir desse gráfico é com relação a interação cultivar x ambiente. Se ambos apresentam escores ACP de mesmo sinal, eles interagem positivamente, se os sinais diferem entre si, a interação é negativa. Esse segundo tipo de interação ocorreu por exemplo

entre o híbrido AGROMEN 1030 e o ambiente São Gabriel do Oeste 1993, que apresentou uma interação alta e negativa.

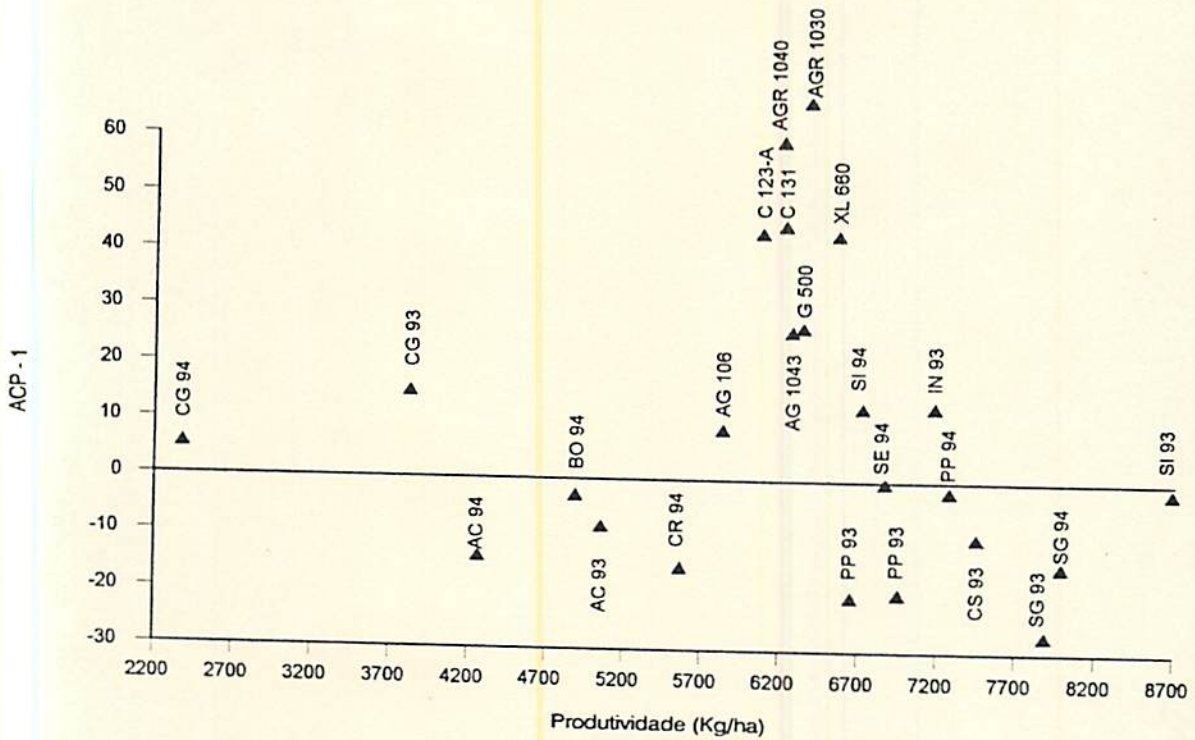


FIGURA 9. Produtividade média e escores do primeiro componente principal da análise AMMI para o Ensaio Estadual de milho de ciclo normal conduzido no Estado de Mato Grosso do Sul no período de 1992/93 a 1993/94. UFLA, 1996.

Verifica-se que a amplitude de variação das produtividades médias entre as cultivares foi bem inferior que a apresentada entre os ambientes (Figura 9). As localidades de Água Clara e Campo Grande foram onde se observaram as menores produções médias. Observe também, que as cultivares diferiram pouco em relação ao efeito médio (produtividade), porém a diferença mais acentuada ocorreu em termos do escore do primeiro ACP. Isso indica que elas apresentaram pouca diferença quanto ao efeito principal, mas diferiram acentuadamente com

relação a contribuição para a interação. Nesse contexto, as cultivares que mais contribuíram para a interação foram AGROMEN 1030 e AGROMEN 1040 e, as que contribuíram menos foram os híbridos AG 106, AG 1043 e G500.

Os locais também diferiram tanto em relação ao efeito médio (produtividade) quanto ao efeito devido a interação (escore ACP) entre os anos, indicando que estes apresentaram variações ambientais de um ano para o outro. O local que apresentou maior amplitude para o efeito da interação (escore ACP) foi Ponta Porã. Esse fato indica que a classificação entre os genótipos de ano para ano é mais variável em Ponta Porã que nos outros locais analisados e, por isso esse local deve exigir mais atenção do melhorista para se proceder a recomendação de novas cultivares.

No modelo sem interação, a média de qualquer material em um dado ambiente desconsiderando o efeito do erro, é fornecido por $\hat{Y}_{ij} = m + g_i + a_j$. No caso da cultivar AG 106 o seu “ $m + g_i$ ” corresponde ao seu desempenho médio em todos os ambientes, no caso, 5832 kg/ha. Já o efeito “ $m + a_j$ ”, no exemplo, Sidrolândia 1994, analogamente corresponde a média obtida nesse local, 6725 kg/ha, e “ m ” corresponde a média geral, na situação em pauta, 6229 kg/ha. Desse modo, a média estimada para o híbrido AG 106 em Sidrolândia no ano agrícola de 1993/94, pode ser obtida por: $\hat{Y}_{ij} = m + g_i + m + a_j - m$, ou seja: $\hat{Y}_{ij} = 5832 + 6725 - 6229 = 6328$ kg/ha.

Na presente situação, a contribuição para a interação também existe, e ela pode ser estimada a partir dos escores dos componentes principais (Tabela 29). Assim, para o primeiro componente principal, o escore da cultivar AG 106 foi de 8,94 e do ambiente Sidrolândia 1994, 13,01. No modelo multiplicativo a contribuição desse componente será $8,94 \times 3,01 =$

TABELA 29. Produtividade de grãos (kg/ha) de genótipos de milho em diferentes ambientes (locais e anos) do Estado de Mato Grosso do Sul e valores para o modelo AMMI (médias e 1^o, 2^o e 3^o ACP da análise da interação), obtidos no período de 1992/93 a 1993/94. UFLA, 1996.

	AG 106	AG 1043	AGR1030	AGR1040	C 123-A	C 131	G 500	XL 660	Média	ACP1	ACP2	ACP3
AC93	4479	4797	5172	5066	5687	4775	5441	5059	5059	-8.35	12.75	0.17
CG93	4176	3899	3527	3549	3543	3065	4523	4308	3824	15.20	3.87	-5.36
CS93	6493	7713	7594	7194	7662	7360	7647	7957	7452	-9.87	1.45	15.64
IN93	7616	7486	6527	7128	7347	7022	6947	7343	7177	13.26	4.84	4.87
PP93	6005	6999	7545	6976	6843	6873	6788	7670	6962	-19.73	-2.55	11.14
PP93	6009	6239	7326	7118	6416	6867	6810	6501	6661	-20.41	-6.89	-7.39
SG93	6737	7624	8164	8598	7507	8227	7644	8605	7888	-26.95	-12.45	3.64
SI93	8202	9314	9042	8193	8746	8543	8827	8635	8688	-1.51	0.44	16.65
AC94	4257	3294	5037	4694	3694	3906	4686	4574	4268	-13.85	-2.95	-25.02
BO94	4948	4233	5017	4551	5507	4872	4865	5101	4887	-2.84	12.36	-5.78
CG94	2197	2422	2016	2124	1446	3633	2894	2305	2380	5.49	-33.31	-0.44
CR94	4718	5987	5838	5678	6071	5282	5055	5909	5567	-15.46	10.15	19.53
PP94	6665	7964	7558	6737	6482	7283	7431	8070	7274	-1.74	-16.58	18.61
SG94	7354	8045	8242	8493	7355	8044	7895	8484	7989	-14.77	-12.78	2.43
SE94	6695	7202	7070	6338	6569	7439	6660	6966	6867	-0.24	-12.78	12.19
SI94	6765	7084	6133	6664	6208	6328	7283	7337	6725	13.01	-6.19	2.12
Média	5832	6269	6363	6194	6068	6220	6337	6552	6229			
ACP1	8.94	26.38	66.75	59.83	43.76	45.06	27.12	43.40				
ACP2	8.81	36.43	17.07	15.48	-11.36	47.60	19.13	23.14				
ACP3	-62.14	-106.82	-75.54	-63.51	-99.71	-69.97	-62.87	-83.09				

116,3 kg/ha. De modo análogo obtem-se as estimativas para o 2º e 3º componentes que também foram significativos pelo teste F ($P < 0.05$), no exemplo, $8,81 \times (-6,19) = -54,53$ kg/ha e, $-62,14 \times 2,12 = -131,74$ kg/ha. Assim a contribuição dos três componentes foi de -69,98 kg/ha. Depreende-se assim que a média estimada do híbrido AG 106 em Sidrolândia 1994 foi de $6328 - 69,98 = 6258$ kg/ha. Segundo Gauch e Zobel (1988) e Crossa, Gauch e Zobel (1990) essa estimativa possui uma acurácia maior que o valor obtido no campo, desde que os componentes principais utilizados expliquem grande parte da variação devido a interação.

Das três metodologias utilizadas no estudo da estabilidade, ficou evidente que a de Lin e Binns (1988b) possui estimativa e interpretação mais fácil. O uso da regressão é um método amplamente utilizado, porém, apresenta as restrições mencionadas anteriormente. Já o método AMMI apesar de ser bem informativo têm como restrição a dificuldade de se obter essas informações quando o primeiro componente principal não possibilita explicar a maior parte da interação.

Vale ressaltar que nem todos os materiais que se destacaram neste período foram recomendados ou estão sendo comercializados. Um exemplo, é o híbrido G 650 e que apesar de ser o que mais se destacou no período de 1990/91 a 1991/92 provavelmente não foi recomendado por falta de interesse da empresa produtora. Já outros, como AGROMEN 1022, CARGILL 211, G 69-S e G 105-C são materiais que também apresentaram uma boa performance e foram recomendados, porém parte destes materiais já foram retirados do mercado.

Isso evidencia que apenas parte do material genético com performance superior nos ensaios realmente será extensivamente utilizado pelos agricultores. Isso porque a adoção de uma nova cultivar envolve vários aspectos, sendo o principal deles, uma ação agressiva de

divulgação da empresa produtora e, assim, não necessariamente os melhores serão comercializados.

3.4 CONCLUSÕES

1. A magnitude da variância da interação cultivar \times local superior a da cultivar \times ano, indica ser mais importante envolver em avaliações de cultivares de milho um maior número de locais do que de anos;
2. Das três metodologias utilizadas no estudo da estabilidade, a de Lin e Binns (1988b) fornece informações semelhantes aquelas envolvendo regressão, porém a estimativa e interpretação dos resultados demonstra ser mais fácil além de proporcionar um melhor discernimento de materiais. A interpretação dos resultados do modelo de efeitos aditivos e interação multiplicativa (AMMI) é prejudicada quando é necessário mais de um componente principal para explicar a variação devido ao efeito da interação genótipo \times ambiente;
3. Os genótipos variaram quanto a adaptabilidade e estabilidade da produção de grãos. Os materiais que tiveram desempenho próximo ao máximo na maioria dos ambientes e, portanto, mais adaptados e que apresentaram pequena contribuição para a interação foram: PIONEER 3210 e CONTIMAX 433, biênio 87/88; G 55-C, biênio 88/89; AG 612 e G 69-S, biênio 89/90; AG 612, biênio 90/91; G 650 e G 105-C, biênio 91/92; AGROMEN 1022 e AG 672, biênio 92/93 e, XL 660, biênio 93/94.

4 PROGRESSO GENÉTICO OBTIDO COM CULTIVARES DE MILHO NO ESTADO DE MATO GROSSO DO SUL DURANTE O PERÍODO DE 1986/87 A 1993/94.

RESUMO

Esse trabalho foi realizado com o objetivo de estimar o progresso genético obtido com a cultura do milho no Estado de Mato Grosso do Sul utilizando dados dos ensaios de avaliação de cultivares conduzidos em regiões representativas do Estado, no período de 1986/87 a 1993/94. Para a obtenção dessas estimativas foram utilizadas as metodologias propostas por Vencovsky et al. (1986) e Fernandes e Vencovsky (1994). Nestes ensaios também foi quantificada a taxa média de substituição de cultivares. Verificou-se que a taxa média de substituição de cultivares nos oito anos de avaliação foi de 55,7% mostrando que os programas de melhoramento das empresas têm sido muito dinâmicos na geração de novos materiais. As estimativas dos ganhos genéticos anuais obtidos pela metodologia proposta por Vencovsky et al. (1986) foi de 1,2% e pela de Fernandes e Vencovsky (1994) foi de 2,19%, indicando que o progresso genético obtido com a cultura de milho no Estado de Mato Grosso do Sul foi expressivo no período.

SUMMARY

GENETIC PROGRESS OBTAINED WITH MAIZE CULTIVARS IN THE STATE OF MATO GROSSO DO SUL FROM 1986/87 TO 1993/94.

This work was conducted with the purpose of evaluating the genetic progress obtained with the maize crop in Mato Grosso do Sul, Brazil utilizing data of cultivar evaluation trials conducted in regions representative of the state, from 1986/87 to 1993/94. In order to estimate the genetic progress, the methodologies proposed by Vencovsky et al. (1986) and Fernandes and Vencovsky (1994) were employed. In these trials the average rate of cultivar replacement was also quantified. It was found that the average rate of cultivars replacement over the eight years's evaluation period was 55.7%, showing that breeding programs of seed companies have been very dynamic in generating new materials. The estimates of yearly genetic gains obtained by the methodology proposed by Vencovsky et al. (1986) was of 1.2% and Fernandes and Vencovsky (1994) was of 2.19%, showing that the genetic progress obtained with maize crop in the state of Mato Grosso do Sul was expressive in this period.

4.1 INTRODUÇÃO

Os programas de melhoramento de milho no Brasil são contínuos e dinâmicos, ou seja, periodicamente lançam no mercado cultivares mais produtivas que aquelas já disponíveis no comércio ou que sejam superiores quanto a alguma característica agrônômica de interesse para a cultura. Entretanto, a grande maioria das cultivares de milho provenientes destes programas de

melhoramento são desenvolvidas e avaliadas em regiões restritas, as quais não são representativas de todas as regiões de cultivo com este cereal no país.

No caso específico do Estado de Mato Grosso do Sul, a maioria das cultivares recomendadas são provenientes de programas de melhoramento oriundos de outros Estados, desta forma, programas estaduais ou regionais de pesquisa que têm por objetivo a avaliação dessas cultivares nas diferentes regiões de produção, assumem grande relevância. Para proceder à avaliação, identificação e recomendação de cultivares com alto potencial produtivo e adaptadas às diferentes condições edafoclimáticas de um Estado, faz-se necessário o desenvolvimento de ações de pesquisa em regiões representativas de produção da cultura. Esse programa, assim como o de melhoramento genético, deve ser contínuo e conduzido da maneira mais eficiente possível, uma vez que seus resultados visam fornecer ao produtor, subsídios para que este faça uma correta escolha quanto à cultivar mais adequada ao plantio em sua região.

A implantação de uma rede oficial de ensaios de avaliação de cultivares, é um procedimento oneroso, assim, uma grande preocupação por parte dos responsáveis na condução desse programa, é a de saber se os novos materiais lançados pelas empresas e, que substituem aqueles que foram descartados por não apresentarem um bom desempenho nos ensaios, são superiores e proporcionam um avanço genético efetivo em relação aos materiais já disponíveis no mercado, de forma que justifique a continuidade e a importância do programa.

Um dos procedimentos utilizados para medir a eficiência de um programa de melhoramento, é verificar em que proporção da área cultivada é adotada uma determinada cultivar. Entretanto, o sucesso do programa baseado nesse procedimento pode não representar apenas o avanço genético pois a adoção de um material envolve não apenas o potencial genético do material como também a habilidade da empresa no processo de difusão.

Uma outra alternativa que tem sido utilizada para quantificar o progresso genético envolve a comparação de cultivares que foram utilizadas nas diferentes épocas. Esse procedimento tem sido muito utilizado na cultura do milho (Duvick, 1977; Cardwell, 1982; Russell, 1984; Araújo, 1995). Ele possui o inconveniente de exigir a condução de um ensaio apenas com essa finalidade em várias localidades, e ainda necessita que os materiais mais antigos estejam armazenados ou sejam ressintetizados sem que sua constituição alélica seja alterada, onerando o processo.

Para contornar esse problema, foi proposto um procedimento por Vencovsky et al. (1986) que, utilizando os resultados dos ensaios de avaliação de cultivares, conduzidos por vários anos, permite obter a estimativa do progresso genético. Considerando que nesses ensaios, algumas cultivares são substituídas periodicamente por outras supostamente melhores, pode-se desta forma, avaliar a eficiência em função da superioridade genética das cultivares presentes nos ensaios em um determinado ano, em relação às dos anos anteriores. Esse procedimento tem sido utilizado em algumas culturas no Brasil, como milho (Vencovsky et al., 1986; Fernandes e Vencovsky, 1994; Fernandes e Franzon, 1995); soja (Toledo et al., 1990; Alliprandini et al., 1994); sorgo (Rodrigues, 1990), arroz (Soares, 1992) e feijão (Abreu et al., 1994).

Considerando que até o presente momento não foi quantificado o progresso genético com a cultura do milho no Estado de Mato Grosso do Sul, foi realizado esse trabalho com o objetivo de obter essas estimativas utilizando dados dos ensaios de avaliação de cultivares conduzido, nesse estado, no período de 1986 a 1994.

4.2 MATERIAL E MÉTODOS

O presente estudo, foi desenvolvido utilizando-se dados de rendimentos de grãos (kg/ha) dos ensaios de avaliação e recomendação de cultivares de milho de ciclo normal, conduzidos sob a coordenação da Empresa de Pesquisa, Assistência Técnica e Extensão Rural de Mato Grosso do Sul - EMPAER, no período de 1986/87 a 1993/94. Os detalhes de condução desses ensaios foram apresentados no item 3.2 deste trabalho.

4.2.1 Estimativa do Progresso Genético

A estimativa do progresso genético, no período analisado, foi realizada através da metodologia descrita por Vencovsky et al. (1986) a partir da seguinte expressão:

$$PG_{ji} = (\bar{Y}_j - \bar{Y}_i) - (\bar{Y}_{Cj} - \bar{Y}_{Ci}) = \bar{g}_j - \bar{g}_i,$$

onde,

PG_{ji} é o progresso genético estimado relativo ao par de anos ij , e refere-se a estimativa do desvio genético (g) do ano j em relação ao ano i , ou seja $\bar{g}_j - \bar{g}_i$, sendo o ano j igual ao ano $i + 1$.

\bar{Y}_j é a média geral do ensaio no ano j . Desconsiderando a ocorrência de interação genótipo por ano, \bar{Y}_j é obtido pela expressão: $\bar{Y}_j = m + a_j + \bar{g}_j + \bar{e}_j$, sendo que: m é a média geral; a_j é o efeito ambiental do ano j , comum a todos os tratamentos; \bar{g}_j é o potencial genotípico médio de todos os materiais ensaiados no ano j ; \bar{e}_j é o erro experimental associado a média \bar{Y}_j .

\bar{Y}_i é a média geral do ensaio no ano i . Da mesma forma, desconsiderando-se a ocorrência de interação genótipo por ano, \bar{Y}_i é obtido pela expressão: $\bar{Y}_i = m + a_i + \bar{g}_i + \bar{e}_i$, sendo que: m é a média geral; a_i é o efeito ambiental do ano i , comum a todos os tratamentos; \bar{g}_i é o potencial genotípico médio de todos os materiais ensaiados no ano i ; \bar{e}_i é o erro experimental associado a média \bar{Y}_i .

Desse modo, o contraste $\bar{Y}_j - \bar{Y}_i = (a_j - a_i) + (\bar{g}_j - \bar{g}_i) + (\bar{e}_j - \bar{e}_i)$, daí então tem-se que:

$$(\bar{g}_j - \bar{g}_i) = PG_{ji} = (\bar{Y}_j - \bar{Y}_i) - (a_j - a_i) - (\bar{e}_j - \bar{e}_i).$$

Para a estimativa do contraste $(a_j - a_i) - (\bar{e}_j - \bar{e}_i)$ utiliza-se o desempenho das cultivares comuns ao par de anos analisados ou seja:

$$\bar{Y}_{Cj} = m + a_j + \bar{g}_{Cj} + \bar{e}_j$$

$$\bar{Y}_{Ci} = m + a_i + \bar{g}_{Ci} + \bar{e}_i$$

onde:

\bar{Y}_{Cj} e \bar{Y}_{Ci} é a média dos tratamentos comuns dos ensaios no ano i , e j , respectivamente;

\bar{g}_{Cj} e \bar{g}_{Ci} é o desvio genotípico médio de todos os materiais comuns ensaiados no ano i e j .

Assim tem-se:

$$\bar{Y}_{Cj} - \bar{Y}_{Ci} = (a_j - a_i) + (\bar{e}_j - \bar{e}_i),$$

logo,

$$PG_{ji} = (\bar{Y}_j - \bar{Y}_i) - (\bar{Y}_{Cj} - \bar{Y}_{Ci}) = \bar{g}_j - \bar{g}_i,$$

Portanto, $PG_{j,i}$ pode ser tomado como estimador da modificação genotípica média ocorrida no ano j em relação ao ano i , em decorrência dos novos materiais incluídos no ano j .

Considerando-se os oito anos em estudo, foram obtidas as estimativas PG_{21} , PG_{32} , ..., PG_{87} . Para avaliar o avanço genético acumulado ou ganho genético total (GTo), ao longo desse período, foi realizada a somatória dos avanços genéticos obtidos a cada par de anos:

$$GTo = PG_{21} + PG_{32} + \dots + PG_{87}$$

O avanço genético total representa o acréscimo no rendimento de grãos do início ao fim do período, devido ao melhoramento genético dos materiais, ao longo dos anos estudados.

O acréscimo médio por ano (ganho médio anual - GMA) foi obtido pela seguinte expressão:

$$GMA = \frac{GTo}{n-1}, \text{ e o GTo e o GMA em percentagem pela expressão: } \frac{GTo}{\bar{Y}_1} \times 100 \text{ ou } \frac{GMA}{\bar{Y}_1} \times 100,$$

sendo \bar{Y}_1 é a média geral dos ensaios no ano 1.

Também foi utilizada a metodologia descrita por Fernandes e Vencovsky (1994) para a obtenção da estimativa do progresso genético. Esta estimativa é obtida pela seguinte expressão:

$$PG^*_{j,i} = (\bar{Y}_{NCj} - \bar{Y}_{NCi}) - (\bar{Y}_{Cj} - \bar{Y}_{Ci}) = \bar{g}_{NCj} - \bar{g}_{NCi},$$

onde;

$PG^*_{j,i}$ é o progresso genético estimado, relativo ao par de anos ij , e refere-se a estimativa do desvio genético (g^*) entre os materiais não comuns do ano j em relação ao ano i , ou seja:

$\bar{g}_{NCj} - \bar{g}_{NCi}$, sendo o ano j igual ao ano $i + 1$.

\bar{Y}_{NCj} é a média geral das cultivares não comuns nos ensaios no ano j; e pode ser obtido pela seguinte expressão: $\bar{Y}_{NCj} = m + a_j + \bar{g}_{NCj} + \bar{e}_j$, sendo que: m é a média geral; a_j é o efeito ambiental do ano j, comum a todos os tratamentos; \bar{g}_{NCj} é o potencial genotípico médio de todos os materiais não comuns ensaiados no ano j; \bar{e}_j é o erro experimental da média \bar{Y}_j .

\bar{Y}_{NCi} é a média geral das cultivares não comuns nos ensaios no ano i; e pode ser obtido pela seguinte expressão: $\bar{Y}_{NCi} = m + a_i + \bar{g}_{NCi} + \bar{e}_i$, sendo que: m é a média geral; a_i é o efeito ambiental do ano i, comum a todos os tratamentos; \bar{g}_{NCi} é o potencial genotípico médio de todos os materiais não comuns ensaiados no ano i; \bar{e}_i é o erro experimental da média \bar{Y}_i .

Desse modo, o contraste: $\bar{Y}_{NCj} - \bar{Y}_{NCi} = (a_j - a_i) + (\bar{g}_{NCj} - \bar{g}_{NCi}) + (\bar{e}_j - \bar{e}_i)$, daí então tem-se que:

$$\bar{g}_{NCj} - \bar{g}_{NCi} = PG^*_{ji} = (\bar{Y}_{NCj} - \bar{Y}_{NCi}) - (\bar{Y}_{Cj} - \bar{Y}_{Ci})$$

O efeito ambiental foi estimado de modo análogo ao da metodologia anterior, desse modo, tem-se que:

$$PG^*_{ji} = (\bar{Y}_{NCj} - \bar{Y}_{NCi}) - (\bar{Y}_{Cj} - \bar{Y}_{Ci}) = \bar{g}_{NCj} - \bar{g}_{NCi}$$

Portanto, PG^*_{ji} pode ser tomado como estimador da diferença genotípica média ocorrida entre os materiais incluídos no ano j em relação aos materiais descartados a partir da avaliação realizada no ano i.

Considerando-se os oito anos em estudo, de modo análogo ao método anterior, foram obtidas as estimativas PG^*_{21} , PG^*_{32} , ..., PG^*_{87} , para estimar o ganho total no período analisado:

$$GTo^* = PG^*_{21} + PG^*_{32} + \dots + PG^*_{87}$$

Nesse caso, avanço genético total representa o acréscimo no rendimento de grãos entre os novos materiais desenvolvidos pelos programas de melhoramento genético e aqueles antigos que foram descartados por alguma razão, desde o início ao fim do período. O acréscimo médio por ano (ganho médio anual - GMA*) foi obtido pela seguinte expressão:

$$GMA^* = \frac{GTo^*}{n-1}, \text{ e o } GTo^* \text{ e o } GMA^* \text{ em percentagem pela expressão: } \frac{GTo^*}{\bar{Y}_1} \times 100 \text{ ou}$$

$$\frac{GMA^*}{\bar{Y}_1} \times 100, \text{ onde;}$$

\bar{Y}_1 é a média geral dos ensaios no ano 1.

4.2.2 Taxa de Substituição de Cultivares

A taxa de substituição de cultivares (TS), foi obtida pela expressão:

$$TS = \frac{CN}{C} \times 100,$$

Em que:

CN é número de cultivares novos; e,

C é o número total de cultivares.

4.3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Durante o período analisado (1986 a 1994) verificou-se que a taxa média de substituição de cultivares nos ensaios foi de 55,7%, o que reflete o dinamismo dos programas de melhoramento de milho (Tabela 30). Por outro lado, o grande número de tratamentos comuns a cada par de anos, possibilita inferir que o contraste $\bar{Y}_{Cj} - \bar{Y}_{Ci}$ fornece uma boa estimativa da variação ambiental entre os anos de avaliação. Essa condição é fundamental quando se utiliza a metodologia proposta por Vencovsky et al. (1986) para estimar o progresso genético.

O ganho genético total estimado utilizando a metodologia de Vencovsky et al. (1986) foi de 462 kg/ha nesses oito anos, correspondendo a um ganho médio anual de 66 kg/ha, o que equivale a 1,21% (Tabela 30). Já quando se utilizou a metodologia proposta por Fernandes e Vencovsky (1994) esses valores foram superiores (Tabela 31). O ganho genético total foi de 835 kg/ha e o ganho genético anual de 119,3 kg/ha, ou seja, 2,19%. Essa diferença pode ser facilmente explicada comparando a expressão que fornece a estimativa do progresso nas duas metodologias, ou seja, a de Vencovsky et al. (1986) é $PG_{ji} = (\bar{Y}_j - \bar{Y}_i) - (\bar{Y}_{Cj} - \bar{Y}_{Ci})$ e a de Fernandes e Vencovsky (1994) é $PG^*_{ji} = (\bar{Y}_{NCj} - \bar{Y}_{NCi}) - (\bar{Y}_{Cj} - \bar{Y}_{Ci})$, como se observa a diferença encontra-se no primeiro termo de expressão. Na metodologia de Vencovsky et al. (1986) \bar{Y}_j ou \bar{Y}_i inclui todos os materiais e não só os que diferiram de um ano para o outro, como é o caso da metodologia de Fernandes e Vencovsky (1994). Como nesse trabalho o número de materiais comuns na maioria dos pares de anos foi grande, a contribuição desses materiais para a média geral é alta e portanto a diferença entre os dois métodos reflete essa contribuição.

TABELA 30. Média geral dos Ensaios e dos tratamentos comuns em cada par de anos, número de tratamentos total e comuns e ganho genético obtido no período de 1986/87 a 1993/94 nas avaliações de cultivares de milho de ciclo normal no Estado de Mato Grosso do Sul. UFLA, 1996.

Ano	Média Geral (kg/ha)	Média Tratamentos comuns (kg/ha)	Ganho Genético (kg/ha)	Número de Tratamentos	
				Total	Comuns
86/87	5452	5716		25	14
87/88	6441	6484	221	25	14
87/88	6441	6325		25	14
88/89	7058	7030	-88	25	14
88/89	7058	7081		25	10
89/90	5808	5911	-80	53	10
89/90	5808	5910		53	13
90/91	6224	6451	-125	31	13
90/91	6224	6218		31	08
91/92	6499	6461	32	24	08
91/92	6499	6712		24	17
92/93	6418	6384	247	29	17
92/93	6418	6723		29	10
93/94	5579	5629	255	22	10
Total	-	-	462 (8.47%)	-	-
Ganho médio anual			66 (1.21%)	-	-

Ao que tudo indica, a expressão de Vencovsky et al. (1986) reflete melhor as condições prevaescentes no campo, ou seja, anualmente são recomendados um certo número de materiais, porém somente uma parte dos agricultores, aqueles mais inovadores, adotam os novos. Uma parcela considerável, optam por continuar com os materiais já utilizados em anos anteriores. Esse é um fato facilmente constatado, porque apesar do grande número de híbridos que são recomendados anualmente, certos materiais continuam sendo comercializados por longos períodos. Um exemplo marcante no Estado de Mato Grosso do Sul é o híbrido AG 401. Mesmo

possuindo melhores materiais há algum tempo, a Empresa de Sementes Agrocerec manteve essa cultivar no mercado devido a grande procura por parte dos agricultores.

TABELA 31. Média geral dos tratamentos não comuns e comuns em cada par de anos, número de tratamentos total e comuns e ganho genético obtido no período de 1986/87 a 1993/94, nos ensaios de avaliação de cultivares de milho de ciclo normal no Estado de Mato Grosso do Sul. UFLA, 1996.

Ano	Média Tratamentos não Comuns (kg/ha)	Média Tratamentos Comuns (kg/ha)	Ganho Genético (kg/ha)	Número de Tratamentos	
				Total	Comuns
86/87	5116	5716		25	14
87/88	6414	6484	530	25	14
87/88	6616	6325		25	14
88/89	7093	7030	-228	25	14
88/89	7043	7081		25	10
89/90	5842	5911	-31	53	10
89/90	5744	5910		53	13
90/91	5993	6451	-292	31	13
90/91	6299	6218		31	08
91/92	6486	6461	-56	24	08
91/92	6285	6712		24	17
92/93	6562	6384	605	29	17
92/93	6356	6723		29	10
93/94	5569	5629	307	22	10
Total	-	-	835 (15.32%)	-	-
Ganho médio anual			119.3 (2.19%)	-	-

A metodologia de Fernandes e Vencovsky (1994) representa na realidade, como os próprios autores salientaram, o resultado do esforço do trabalho dos melhoristas nas empresas em busca de materiais mais produtivos e reflete o quanto as novas cultivares são, em média,

superiores as que foram substituídas nos ensaios, sem considerar aspectos de comercialização. Depreende-se assim, que é sempre aconselhável obter as duas estimativas para se ter uma amplitude do ganho que provavelmente ocorreu.

Algumas estimativas do progresso genético obtidas utilizando a metodologia de Vencovsky et al. (1986), tem sido relatadas na literatura para a cultura do milho. Vencovsky et al. (1986) utilizando 20 anos de dados do Ensaio Nacional de Milho de três locais, obtiveram estimativas de ganho médio anual variando de 1,6% a 2,4%. Como se constata o valor obtido no presente trabalho (1,21%) foi ligeiramente inferior ao relatado por esses autores. Isto pode ter ocorrido em função do menor período analisado ou pelo fato que a maioria dos materiais são provenientes de outros Estados que não possuem as condições de ambiente apresentadas no Estado de Mato Grosso do Sul. Já Fernandes e Vencovsky (1994), também utilizando dados dos Ensaios Nacionais de Milho conduzidos em Patos de Minas - MG, por nove anos consecutivos, obtiveram um ganho genético anual de 65,1 kg/ha, valor este semelhante ao encontrado nesse estudo (66 kg/ha).

Duvick (1977) estimou o progresso genético utilizando dados de dezenove híbridos de milho provenientes de diferentes décadas de introdução na região de Iowa (EUA) durante as últimas 4 décadas e obtiveram valores de 0,16; 0,67 e 0,82 kg/ha/ano em ensaios com densidades de 32, 44 e 66 mil plantas/ha, respectivamente. Russell (1984) comparando a performance agrônômica de cultivares de milho que representavam também diferentes décadas, encontrou que o ganho genético para produção (42,1 kg/ha) correspondeu a 78,8% do ganho total de produção para os produtores de Iowa (EUA) no período de 1922 a 1980. Quando se observa esses resultados, embora haja dificuldades na comparação devido a utilização de diferentes metodologias, pode-se inferir que o progresso genético obtido com a cultura do milho no Estado

de Mato Grosso do Sul foi considerável. Ele se torna mais importante, considerando como já mencionado, que a quase totalidade desses híbridos foram desenvolvidos por empresas que não possuem um programa de melhoramento específico para o Estado. Infere-se então que a estratégia de introdução e avaliação de materiais provenientes de outras regiões do país tem sido eficiente e deve ter continuidade. Contudo, para que esse progresso continue ou até mesmo seja incrementado, é necessário que os ensaios visando a recomendação sejam conduzidos em locais bem representativos do Estado e com a maior precisão possível.

4.4 CONCLUSÕES

1. Os programas de melhoramento das empresas produtoras de sementes de milho tem sido dinâmicos na geração de novos materiais, propiciando uma taxa de substituição de cultivares nos ensaios conduzidos no Estado de Mato Grosso do Sul de 55,7% no período de 1986/87 a 1993/94;
2. As estimativas dos ganhos genéticos anuais obtidos pela metodologia proposta por Vencovsky et al. (1986) foi de 1,21% e pela de Fernandes e Vencovsky (1994) foi de 2,19%, indicando que o progresso genético obtido com a cultura de milho no Estado de Mato Grosso do Sul foi expressivo no período.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ABREU, A. de F.B.; RAMALHO, M.A.P.; SANTOS, J.B. dos. Desempenho e estabilidade fenotípica de cultivares de feijão em algumas localidades do Estado de Minas Gerais no período de 1989-1991. **Ciência e Prática**, Lavras, v.16, n.1, p.18-24, jan/mar. 1992.
- ABREU, A. de F.B.; RAMALHO, M.A.P.; SANTOS, J.B. dos; MARTINS, L.A. Progresso do melhoramento genético do feijoeiro nas décadas de setenta e oitenta nas Regiões Sul e Alto Paranaíba em Minas Gerais. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.29, n.1, p.105-112, jan. 1994.
- ALLARD, R.W. **Princípios do melhoramento genético das plantas**. São Paulo: Edgard Blücher, 1971. 381p.
- 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.
- ALLIPRANDINI, L.F.; TOLEDO, J.F.F. de; FONSECA Jr., N.S.; KIHIL, R.A. de S.; ALMEIDA, L.A. de. Ganho genético em soja no Estado do Paraná, via melhoramento, no período de 1985/86 a 1989/90. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.28, n.4, p.489-497, abr. 1993.
- ANUARIO ESTATÍSTICO DO BRASIL. Rio de Janeiro: FIBGE, 1994. v.54.
- ARAÚJO, J.S. de. **Ganhos genéticos obtidos em híbridos e variedades de milho representativos de três décadas de melhoramento no Brasil**. Lavras: UFLA, 64p. 1995. (Tese - Mestrado em Genética e Melhoramento de Plantas).
- BECKER, H.C. Correlations among some statistical measures of phenotypic stability. **Euphytica**, Wageningen, v.30, n.3, p.835-840, Dec. 1981.
- BECKER, H.C.; LÉON, J. Stability analysis in plant breeding. **Plant Breeding**, Berlin, v.101, n.1, p.1-23, 1988.
- BOERMA, H.R. Comparison of past and recently developed soybean cultivars in maturity groups VI, VII e VIII. **Crop Science**, Madison, v.19, n.5, p.611-613, Sept./Oct. 1979.

- BRADSHAW, A.D. Evolutionary significance of phenotypic plasticity in plants. **Advances in Genetics**, New York, v.13, p.115-155, 1965.
- BREWBAKER, J.L. **Genética na Agricultura**. São Paulo: Polígono, 1969. 217p.
- CARDWELL, V.B. Fifty years of Minnesota corns production: Sources of yield increase. **Agronomy Journal**, Madison, v.74, n.6, p.984-900, Nov. 1982.
- CARVALHO, H.W.L. de; MAGNAVACA, R.; LEAL, M. de L. da S. Estabilidade da produção de cultivares de milho no Estado de Sergipe. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.27, n.7, p.1073-1082, jul. 1992.
- CHAVES, L.J.; VENCOVSKY, 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.
- COCHRAN, W.G.; COX, G.M. **Experimental Designs**. 2.ed. New York: John Wiley, 1957. 466p.
- CROSSA, J. A comparison of results obtained with two methods for assessing yield stability. **Theoretical Applied Genetics**, Berlin, v.75, n.3, p.460-467, 1988.
- CROSSA, J. Statistical analysis of multilocation trials. **Advances in Agronomy**, New York, v.44, p.55-85, 1990.
- CROSSA, J.; GAUCH JR., H.G.; 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, R.A. de A.; VENCOVSKY, R. An alternative approach to the stability analysis proposed by Silva and Barreto. **Revista Brasileira de Genética**, Ribeirão Preto, v.12, n.2, p.567-580, Apr./June 1989.
- DOMANSKI, C. E. **Avaliação de dois compostos de milho opaco-2 modificado (*Zea mays* L.) para o melhoramento interpopulacional**. Piracicaba: ESALQ, 1991. 133p. (Tese - Doutorado em Genética e Melhoramento de Plantas).
- DUVICK, D.N. Genetic rates of gain in hybrid maize yields during the past 40 years. **Maydica**, Bergamo, v.22, n.4, p.187-196, Oct./Dec. 1977.
- 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.
- EBERHART, S.A.; RUSSELL, W.A.; PENNY, L.H. Double cross hibrid prediction in maize when epistasis is present. **Crop Science**, Madison, v.4, n.4, p.363-366, July/Aug. 1964.
- EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA. **Recomendações técnicas para o cultivo do milho**. Brasília: EMBRAPA-SPI, 1993. 204p.
- ESTEVES, A. **Interação de genótipos por localidades em cruzamentos intervarietais de milho (*Zea mays* L.)**. Piracicaba: ESALQ/USP, 1978. 70p. (Tese - Mestrado em Genética e Melhoramento de Plantas).
- FARIAS, F.J.C. **Parâmetros de estabilidade em cultivares de algodoeiro herbáceo (*Gossypium hirsutum* L. r. *latifolium*) avaliadas na região Nordeste no período de 1981 a 1992**. Lavras: UFLA, 89p. 1995. (Tese - Mestrado em Genética e Melhoramento de Plantas).
- FARIAS, F.J.C.; RAMALHO, M.A.P.; ABREU, A. de F.B. Estimativas do parâmetro de estabilidade proposto por Lin e Binns (1988) comparado com o método da regressão. In: CONGRESSO DE PÓS-GRADUAÇÃO DA ESAL: Pós-graduação e Sociedade. Lavras, MG. **Anais ...** Lavras: ESAL, 1994. p.29.
- FERNANDES, J.S.C. **Estabilidade ambiental e 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).
- FERNANDES, J.S.C.; FRANZON, J.F. Progresso genéticos em trinta e um anos de melhoramento de milho (*Zea mays* L.) no Brasil. **Revista Brasileira de Genética**, Ribeirão Preto, v.18, n.3, p.95, set. 1995. (Resumo).
- FERNANDES, J.S.C.; VENCOVSKY, R. Método alternativo para se estimar progressos anuais devidos ao melhoramento genético. In: CONGRESSO NACIONAL DE MILHO E SORGO, 20, Goiânia, 1994. **Resumos ...** Goiânia: ABMS/EMGOPA, 1994. p.44.
- FERREIRA, D.F.; RAMALHO, M.A.P.; ABREU, A. de F.B. Utilização da testemunha na avaliação da estabilidade em ensaios de competição de cultivares. **Ciência e Prática**, Lavras, v.16, n.3, p.394-399, jul/set. 1992.
- FINLAY, K.W.; WILKINSON, G.N. The analysis of adaptation in a plant-breeding programme. **Australian Journal Agriculture Research**, Melbourne, v.14, n.6, p.742-754, Jan. 1963.
- FREEMAN, G.H. Statistical methods for the analysis of genotype-environment interactions. **Heredity**, London, v.31, n.3, p.339-354, 1973

- FREEMAN, G.H.; PERKINS, J.M. Environmental and genotype-environmental components of variability. VIII - Relations between genotypes grown in different environments and measures of these environments. *Heredity*, London, v.27, n.1, p.15-23, 1971.
- GAUCH JR., H.G.; ZOBEL, R.W. Predictive and postdictive success of statistical analyses of yield trials. *Theoretical and Applied Genetics*, Berlin, v.76, n.1, p.1-10, 1988.
- GOLLOB, H.F. A statistical model wich combines features of factor analytic and analysis of variance techniques. *Psychometrika*, Baltimore, v.33, p.73-145, 1968.
- GOMES, F.P. **Curso de estatística experimental**. 11.ed. Piracicaba: Nobel, 1987. 466p.
- GRUPO DE COORDENAÇÃO DE ESTATÍSTICAS AGROPECUÁRIAS - MS. **Levantamento sistemático da produção agrícola: milho - 1ª safra 94/95**. Campo Grande, MS, 1995. 2p.
- GRUPO DE COORDENAÇÃO DE ESTATÍSTICAS AGROPECUÁRIAS - MS. **Levantamento sistemático da produção agrícola: milho - 2ª safra 94/95**. Campo Grande, MS, 1995. 2p.
- HUEHN, M. Nonparametric measures of phenotypic stability. Part 1: Theory. *Euphytica*, Wageningen, v.47, n.3, p.189-194, June 1990.
- HUEHN, M. Nonparametric measures of phenotypic stability. Part 2: Applications. *Euphytica*, Wageningen, v.47, n.3, p.195-201, June 1990.
- JOHNSON, R.A.; WICHERN, D.W. **Applied multivariate statistical analysis**. 2nd. New York: Prentice-hall, 1988. 607p.
- LEMOS, M.A. **Variabilidade fenotípica em híbridos simples, híbridos duplos, variedades e compostos de milho**. Piracicaba: ESALQ/USP, 1976. 62p. (Tese - Mestrado em Genética e Melhoramento de Plantas).
- LOPES, M.A.; GAMA, E.E.G.; MAGNAVACA, R. Estabilidade de 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.
- LIN, C.S.; BINNS, M.R. A method of analysing cultivar x location x year experiments: a new stability parameter. *Theoretical and Applied Genetics*, Berlin, v.76, n.3, p.425-430, 1988a.
- LIN, C.S.; BINNS, M.R. A superiority measure of cultivar performance for cultivar x location data. *Canadian Journal Plant Science*, Ottawa, v.68, n.1, p.193-198, 1988b.
- LIN, C.S.; BINNS, M.R.; LEFROVITCH, L.P. Stability Analysis: Where Do We Stand? *Crop Science*, Madison, v.26, n.5, p.894-900, Sept./Oct. 1986.
- MANDEL, J. A new analysis of variance model for non-additive data. *Technometrics*, Washington, v.13, n.1, p.1-18, Feb. 1971.

- MANDEL, J. A new analysis of variance model for non-additive data. *Technometrics*, Washington, v.13, n.1, p.1-18, Feb. 1971.
- 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 azúcar. I. Interacciones dentro de una localidad experimental. *Revista Agronomica del Noroeste Argentino*, Tucuman, v.13, n.1/4, p.105-127, 1976.
- MOWERS, R.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, USA, 1992. *Anais ... USA*, 1992. p.188-202.
- MUNIZ, J.A. **Avaliação da estabilidade de cultivares de milho em diferentes níveis de adubação e locais da região de Lavras-MG.** Lavras: UFLA, 1995. 60p. (Tese - Mestrado em Genética e Melhoramento de Plantas).
- NASPOLINI FILHO, V. **Variabilidade fenotípica e estabilidade em híbridos simples, híbridos duplos, variedades e compostos de milho.** Piracicaba: ESALQ/USP, 1976. 68p. (Tese - Mestrado em Genética e Melhoramento de Plantas).
- NEDEL, J.L. Progreso genético no rendimento de grãos de cultivares de trigo lançadas para cultivo entre 1940 e 1992. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, Brasília, v.29, n.10, p.1565-1570, out. 1994.
- 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. **Comportamento da cultura de milho (*Zea mays* L.) em diferentes épocas de semeadura nas regiões Centro e Norte de Mato Grosso do Sul.** Lavras: ESAL, 1990. 90p. (Tese - Mestrado em Fitotecnia).
- PACHECO, C.A.P. **Avaliação de progênies de meios irmãos da população de milho CMS-39 em diferentes condições de ambientes; 2º ciclo de seleção.** Lavras: ESAL, 1987. 109p. (Tese - Mestrado em Genética e Melhoramento de Plantas).
- PATERNIANI, E. Interação genótipo x ambiente em climas tropicais e sub-tropicais. In: CONGRESSO NACIONAL DE MILHO E SORGO, 16, Belo Horizonte, 1986. *Anais ... Sete Lagoas*: EMBRAPA-CNPMS, 1986. p.378-382.
- PATERNIANI, E. Seleção recorrente para capacidade geral de combinação em milhos da América Central. *Ciência e Cultura*, São Paulo, v.17, p.555-559, 1965.
- PATERNIANI, E.; ZINSLY, J.R. Efeito do melhoramento do milho no ciclo das plantas. *Ciência e Cultura*, São Paulo, v.17, n.2, p.146, jul. 1965.

- PLAISTED, R.L.; PETERSON, L.C. A technique for evaluating the ability of selections to yield consistently in different locations or seasons. **American Potato Journal**, New Jersey, v.36, n.11, p.381-385, Nov. 1959.
- RAMALHO, M.A.P.; ABREU, A. de F.B.; RIGHETTO, G.U. Interação de cultivares de feijão por épocas de semeadura em diferentes localidades do Estado de Minas Gerais. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.28, n.10, p.1183-1189, out. 1993.
- RAMALHO, M.A.P.; ABREU, A. de F.B.; SANTOS, J.B. dos. Desempenho de progênies precoces de feijoeiro (*Phaseolus vulgaris* L.) em diferentes locais e épocas de plantio. **Revista Ceres**, Viçosa, v.40, n.229, p.272-280, 1993.
- 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.
- RODRIGUES, J.A.S. **Progresso genético e potencial de risco da cultura do sorgo granífero (*Sorghum bicolor* (L.) Moench) no Brasil**. Piracicaba: ESALQ/USP, 1990. 171p. (Tese - Genética e Melhoramento de Plantas).
- RUSCHEL, R. Análise da produtividade dos cultivares, sintéticos e híbridos de milho. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.5, n.3, p.345-350, mai. 1970a.
- RUSCHEL, R. Influência das condições ambientais na produção de cultivares de milho originados por diferentes métodos. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.5, n.3, p.243-250, 1970b.
- RUSCHEL, R. **Interação genótipo x localidades na região Centro-Sul em milho (*Zea mays* L.)**. Piracicaba: ESALQ/USP, 1968. 60p. (Tese - Mestrado em Genética e Melhoramento de Plantas).
- RUSCHEL, R.; PENTEADO, A. de F. Análise de componentes da variância de duas classes de cultivares de milho e estimativa do progresso genético médio em ensaios de produção. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.5, n.3, p.381-388, 1970.
- RUSSELL, W.A. Agronomic performance of maize cultivars representing different eras of breeding. **Maydica**, Bergamo, v.29, n.4, p.375-390, Oct./Dec. 1984.
- SCAPIM, C. A.; CARVALHO, C. G. P. de; CRUZ, C. D. Uma proposta de classificação dos coeficientes de variação para a cultura do milho. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.30, n.5, p.683-686, mai. 1995.
- SCHNELL, F.W.; BECKER, H.C. Yield and yield stability in a balanced system of widely differing population structures in *Zea mays* L. **Plant Breeding**, Berlim, v.97, p.30-38, 1986.

- SCOTT, G.E. Selecting for stability of yield in maize. *Crop Science*, Madison, v.7, n.6, p.549-551, Nov/Dec. 1967.
- SHUKLA, G.K. Some statistical aspects of partitioning genotype-environmental components of variability. *Heredity*, London, v.29, n.2, p.237-245, 1972.
- 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.
- SOARES, A.A. **Desempenho do melhoramento genético do arroz de sequeiro e irrigado da década de oitenta em Minas Gerais.** Lavras: ESAL, 1992. 188p. (Tese - Doutorado em Fitotecnia).
- SOARES, A.A.; RAMALHO, M.A.P. Adaptabilidade e estabilidade de cultivares de arroz (*Oryza sativa* L.) irrigado testadas em Minas Gerais. *Ciência e Prática*, Lavras, v.16, n.4, p.439-445, out/dez. 1992.
- SOARES, A.A.; RAMALHO, M.A.P. Adaptabilidade e estabilidade de cultivares de arroz (*Oryza sativa* L.) de sequeiro, avaliadas em Minas Gerais. *Ciência e Prática*, Lavras, v.17, n.2, p.105-112, abr/jun. 1993a.
- SOARES, A.A.; RAMALHO, M.A.P. Estimativa do progresso genético no melhoramento do arroz (*Oryza sativa* L.). I. Comparação de métodos. *Ciência e Prática*, Lavras, v.17, n.1, p.27-34, jan./mar. 1993b.
- SOUZA, F.R.S. de; RAMALHO, M.A.P.; OLIVEIRA, A.C. de; SANS, L.M.A. Estabilidade de cultivares de milho em diferentes épocas e locais de plantio em Minas Gerais. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, Brasília, v.26, n.6, p.885-892, jun. 1991.
- SOUZA JÚNIOR, C. L. de. **Análise de cruzamentos dialélicos e predição de compostos de milho (*Zea mays* L.) braquítico.** Piracicaba: ESALQ, 1981. 102p. (Tese - Mestrado em Genética e Melhoramento de Plantas).
- SPRAGUE, G.F. Corn breeding. In: SPRAGUE, G.F. **Corn and corn improvement.** New York: Academy Press, 1955. p.221-292.
- SPRAGUE, G.F.; FEDERER, W.T. A comparison of variance components in corn yield trials: II. Error, year x variety, location x variety and variety components. *Agronomy Journal*, Madison, v.43, n.10, p.535-541, Oct. 1951.
- STEEL, R. G. F.; TORRIE, J. H. **Principles and procedures of statistics.** New York: McGraw-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.
- TOLEDO, J.F.F.de; ALMEIDA, L.A.de; KIHL, R.A.de S.; MENOSSO, O.G. Ganho genético em soja no Estado do Paraná, via melhoramento. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.25, n.1, p.89-94, jan. 1990.
- TORRES, R. A. de A. **Estudo da estabilidade fenotípica de cultivares de milho (*Zea mays* L.)**. Piracicaba: ESALQ, 1988. 133p. (Tese - Doutorado em Genética e Melhoramento de Plantas).
- VENCOVSKY, R. Herança quantitativa. In: PATERNIANI, E.; VIÉGAS, G. P. **Melhoramento e produção do milho**. Campinas: Fundação Cargill, 1987. v.1, p.137-214.
- VENCOVSKY, R. Modelos estatísticos e implicações na estabilidade fenotípica. In: INSTITUTO DE PESQUISAS E ESTUDOS FLORESTAIS. **Programas cooperativos na área de melhoramento genético florestal**. Piracicaba: IPEF/SIF/ESALQ/UFV, 1988.
- VENCOVSKY, R.; BARRIGA, P. **Genética biométrica no fitomelhoramento**. Ribeirão Preto: Revista Brasileira de Genética, 1992. 496p.
- VENCOVSKY, R.; CRUZ, C. D. Comparação de métodos de correção do rendimento de parcelas com estandes variados. I. Dados simulados. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.26, n.5, p.647-657, maio 1991.
- VENCOVSKY, R.; MORAIS, A.R.; GARCIA, J.C.; TEIXEIRA, N.M. Progresso genético em vinte anos de melhoramento do milho no Brasil. In: CONGRESSO NACIONAL DE MILHO E SORGO, 9, Belo Horizonte, 1986. **Anais ... Sete Lagoas: EMBRAPA-CNPMS**, 1986. p.300-307.
- VENCOVSKY, R.; TORRES, R.A.A. Estabilidade geográfica e temporal de algumas cultivares de milho. 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. Limitations of conventional regression analysis: a proposed modification. **Theoretical and Applied Genetics**, Berlin, v.53, p.89-91, 1978.
- 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.
- WESTCOTT, B. Some methods of analysing genotype-environment interaction. **Heredity**, London, v.56, p.243-253, 1986.

- WRICKE, G. Uber eine methode zu erfassung de Okologischen streubreite in feld versuchen. **Zeitschrift fuer Pflanzenzüchtung**, Berlin, v.47, p.92-96, 1962.
- YATES, F.; COCHRAN, W.G. The analysis of groups of experiments. **The Journal of Agricultural Science**, Cambridge, v.28, n.4, p.556-580, Oct. 1938.
- YAU, S.K. Regression and AMMI Analyses of Genotype x Environment Interactios: An Empirical Comparison. **Agronomy Journal**, Madison, v.87, n.1, p.121-126, Jan./Feb. 1995.
- ZANETTE, V. A. **Avaliação da produtividade de cultivares de milho (*Zea mays* L.) braquítico**. Piracicaba: ESALQ, 1985. 119p. (Tese - Doutorado em Genética e Melhoramento de Plantas).
- ZOBEL, R.N.; WRIGHT, M.J.; GAUCH Jr., H.G. Statistical analysis of a yield trial. **Agronomy Journal**, Madison, v.80, n.3, p.388-393, May/Jun. 1988.
- ZUBER, M.S. Relative effciencie of incomplete bloc designs using corn uniformity trial data. **Journal American Society Agronomy**, Madison, v.34, n.1, p.30-47, 1942.

APÊNDICE

TABELA 1A. Área plantada e produtividade da cultura do milho nos períodos de safra e safrinha nas microrregiões homogêneas e municípios de instalação dos ensaios de avaliação de cultivares no Estado de Mato Grosso do Sul, ano agrícola 1994/95.

MICRORREGIÕES E MUNICÍPIOS	SAFRA		SAFRINHA	
	Área Plantada (ha)	Produtividade (kg/ha)	Área Plantada (ha)	Produtividade (kg/ha)
BAIXO PANTANAL	3.100	2.239	-	-
AQUIDAUANA	3.550	2.386	-	-
Miranda	2.000 (56.3)*	2.400	-	-
ALTO TAQUARI	23.800	3.475	17.000	1.731
Pedro Gomes	600 (2.5)	2.400	400 (2.4)	1.200
São Gabriel do Oeste	15.000 (63.0)	4.122	15.000 (88.2)	1.800
CAMPO GRANDE	21.850	3.473	2.324	2.233
Campo Grande	500 (2.3)	1.800	200 (8.6)	1.200
Rio Negro	500 (2.3)	2.400	-	-
Sidrolândia	15.000 (68.6)	4.000	2.000 (86.1)	2.400
CASSILÂNDIA	59.000	5.708	8.000	2.550
Chapadão do Sul	35.000 (59.3)	6.240	4.000 (50.0)	3.000
PARANAÍBA	7.300	3.014	172	1.833
Selvíria	1.000 (13.7)	3.500	12 (7.0)	1.833
TRÊS LAGOAS	3.354	2.766	500	2.000
Água Clara	1.000 (29.8)	3.000	500 (100.0)	2.000
Brasilândia	954 (28.4)	3.560	-	-
N. ANDRADINA	3.150	2.853	2.050	1.542
BODOQUENA	21.606	2.689	2.360	1.814
Bonito	8.000 (37.0)	2.100	600 (25.4)	1.800
DOURADOS	120.000	3.762	176.983	1.633
Dourados	10.000 (8.3)	4.000	70.000 (39.6)	1.700
Maracajú	30.000 (25.0)	3.600	20.000 (11.3)	1.250
Ponta Porã	30.000 (25.0)	3.790	15.000 (8.5)	1.800
IGUATEMI	20.095	3.237	4.368	2.082
Glória de Dourados	500 (2.5)	2.000	-	-
Ivinhema	500 (2.5)	3.000	-	-
TOTAL GERAL	286.805	3.928	213.757	1.699

* Os valores entre parentesis referem-se à porcentagem relativa da área plantada no município onde foram conduzidos os ensaios e a microrregião à qual o município pertence.

Fonte: GCEA/LSPA, 1995.

TABELA 2A. Médias e resumo da análise de variância da produtividade de grãos de milho (kg/ha) obtidas dos Ensaio Estaduais de milho de ciclo normal no Estado de Mato Grosso do Sul. Ano agrícola: 1986/87.

Cultivar \ Local	Bonito	Brasiliândia	Chap. do Sul	S. G. do Oeste	Sidrolândia	Média
AG 35	3856	3481	5599	5457	6262	4933
AG 106	4014	5142	6722	6413	7570	5972
AG 401 (T.)	4195	4420	7454	5443	7288	5760
AG 403-B	4733	4185	6613	5673	7353	5711
AG 404	3659	4718	6744	5881	6869	5574
AGROMEN 1022	4266	4419	6541	5460	7103	5558
AGROMEN 1030	4137	4032	6309	5515	6823	5363
CARGILL 111-S	2995	3974	6355	5482	7145	5190
CARGILL 115 (T.)	4270	4356	7495	6219	7571	5982
CARGILL 203	4556	4221	7399	5739	6825	5748
CONTIMAX 233	3164	4257	6642	6482	6946	5498
CONTIMAX 322	4587	5683	7868	6520	7992	6530
CONTIMAX 433	4683	5180	7547	6531	7978	6384
G 21-C	3855	4815	6823	4642	6912	5409
G 493	4665	4053	4956	5080	6081	4967
GO 1049	4718	4028	6711	6264	8055	5955
IAC HMD 8222	3602	3722	6711	6028	6778	5368
IAC HMD 8269	2581	2577	4144	2870	4380	3310
IAC PHOENYX	2890	3620	6972	5561	6112	5031
PIONEER 3210	4478	4481	7797	5640	6560	5791
PIONEER 3212	4458	4223	5819	5672	6128	5260
PIONEER 3218	3534	3965	6034	6347	6384	5253
RO 15	2084	3060	5530	6172	6306	4631
RO 91	4246	3655	6473	5780	7076	5446
XL 678	4429	4489	7208	5294	6972	5679
QM CULTIVAR	2097488.28**	1743819.13**	3115704.41**	2303565.36**	2407908.81**	-
QM ERRO	542556.81	466161.53	574676.13	845350.25	480749.41	-
MÉDIA	3946	4191	6579	5687	6859	-
CV %	18.67	16.29	11.52	16.17	10.11	-

** Significativo ao nível de 1% de probabilidade, pelo teste "F".

TABELA 3A. Médias e resumo da análise de variância de produtividade de grãos de milho (kg/ha) obtidas dos Ensaio Estaduais de milho de ciclo normal no Estado de Mato Grosso do Sul. Ano agrícola: 1987/88.

CULTIVARES	Água Clara	Bonito	Brasilândia	Chapad. Sul	P. Gomes	S.G.Oeste	Sidrolândia	Média
AG 106	4652	6050	6642	7096	6202	7842	8289	6694
AG 302-A	5610	5737	5553	7294	5982	7958	7862	6585
AG 401 (T.)	5496	5427	6269	6800	5212	7873	7271	6342
AG 402	5416	6207	6711	6961	5436	7287	7560	6531
AG 403-B	5525	5920	5784	6870	6003	7825	7646	6522
AGROMEN 1030	3526	4997	5715	5347	5491	7668	7582	5766
AGROMEN 1022	5760	5278	5547	6374	5441	7963	7932	6336
CARGILL 115 (T.)	5024	4947	6323	7822	4976	8443	7824	6495
CONTIMAX 233	4909	5500	6356	6631	5109	8271	7757	6387
CONTIMAX 433	4536	6088	6294	8151	6156	7852	8271	6774
COLOR. CO-11	5962	6091	6286	6475	5943	7938	7926	6677
DINA 50	4918	4866	4148	7191	5202	8318	7881	6081
DINA 100	4963	5003	5378	7051	4889	8423	7383	6188
G 53-S	5672	5944	6862	7746	5301	8102	8155	6826
G 55-C	4989	6979	7210	8025	5430	8847	7555	7019
G 500	5678	5316	6270	7982	5661	8505	7536	6714
GO 1049	4578	6628	6285	6548	5234	8272	8539	6599
IAC HMD 8222	4348	5894	6870	6579	5006	7754	7177	6270
OCEPAR 202	3916	4740	5393	6769	4780	7901	6919	5776
PIONEER 3210	6337	6193	6028	7897	6889	8422	8177	7138
PIONEER 3212	4716	5665	5270	7306	5913	8471	7973	6501
PIONEER 3226	5362	5779	3451	7821	6615	8047	7487	6371
SAVE 342-A	4678	4213	5156	6312	5226	7719	7112	5786
XL 678-C	5733	6037	5720	6910	6246	7882	8947	6793
CARGILL 203	4082	5505	6061	6299	5866	7758	7475	6161
QM CULTIVAR	1865665.4**	1575529.2**	2802483.5*	1869955.0**	1195274.9**	479520.3 ^{ns}	866147.5 ^{ns}	-
QM ERRO	549027.98	599599.11	1424630.88	264783.08	295757.85	664975.58	618184.32	-
MÉDIA	5055	5640	5903	7050	5612	8054	7769	-
CV %	14.66	13.73	20.22	7.30	9.69	10.13	10.12	-

ns, ** e * Não significativo e, significativo pelo teste "F" aos níveis de 1 e 5% de probabilidade, respectivamente.

TABELA 4A. Médias e resumo da análise de variância da produtividade de grãos de milho (kg/ha) obtidas dos Ensaio Estaduais de milho de ciclo normal no Estado de Mato Grosso do Sul. Ano Agrícola: 1988/89.

Cultivares	Ag. Clara	Bonito	Chap. Sul	Ivinhema	P. Gomes	S.G. Oeste	S.G. Oeste	Sidrol.	Brasil.	Média
AG 402-A	5283	5874	6201	6580	6011	8132	7573	9201	10300	7239
AG 401 (T.)	4217	6103	5663	5525	6791	8148	8700	9145	9971	7141
AG 402	5578	6039	5341	5858	6771	7688	6544	9205	9699	6969
AGRO 1022	5008	4646	5944	6229	4427	6582	7755	6801	10020	6379
AGRO 1030	4408	5975	5847	5291	6534	8153	7228	8686	10080	6911
C 145	5038	6328	6102	4812	7465	8707	7299	9965	10590	7367
C 115 (T.)	4863	5142	5903	5213	6366	7844	7544	8358	9967	6800
CO-11	5129	6488	4978	5251	7331	7521	8342	8152	10270	7052
CO-14	5701	5848	5696	5523	6614	7783	6937	8758	9697	6951
CONTI 533	4660	6472	6139	5225	5964	8165	7522	8578	10690	7046
DINA 50	4883	6633	5665	5266	7410	8309	7682	9447	9865	7240
DINA 100	5110	6066	5962	5240	7250	9429	7862	9879	10820	7513
G 55-C	4529	6976	5388	4861	7568	8514	7867	8826	10320	7205
G 74-C	4983	5372	5757	5998	7125	8214	7586	9584	10400	7225
GO 1049	4734	6076	5586	5408	6334	8092	7577	7651	10150	6845
IAC 100-A	5564	5787	5612	5423	6546	7898	7653	8582	10800	7096
IAC 100-B	4696	5855	5677	5403	5431	7547	8178	8229	9876	6766
Ocepar 202	5559	5386	6457	5490	5415	8443	8210	8778	11380	7235
Ocepar 514	4852	5670	7127	5461	6878	8492	7779	8661	10560	7276
P 3226	5433	6307	4786	5101	7102	7630	7934	8940	10300	7059
P 3232	5814	5341	6999	4910	7757	8369	7641	9835	9690	7373
P 3238	4609	5795	5169	5439	7230	8822	6981	9683	9739	7052
Save 342-A	4471	4649	5942	5172	6407	6752	7220	9395	11530	6837
XB 8018	4994	4778	5608	5949	6222	7450	8223	8468	10670	6929
XL 604	4727	5585	5070	5372	5912	7859	7378	9724	10830	6940
QM CULT.	740199. ^{ns}	1439246.9**	1211045.5 ^{ns}	685967.8 ^{ns}	2456018.**	1488109.4*	914241. ^{ns}	2220428**	1009407.3 ^{ns}	-
QMERRO	634976.65	447925.38	903686.57	696452.99	926677.24	798980.02	869908.29	637803.10	1219250.78	-
MÉDIA	4994	5808	5785	5440	6594	8022	7649	8901	10328	-
CV %	15.96	11.52	16.43	15.34	14.60	11.14	12.19	8.97	10.69	-

^{ns}, * e ** Não significativo e, significativo aos níveis de 5 e 1% pelo teste "F", respectivamente.

TABELA 5A. Médias e resumo da análise de variância da produtividade de grãos de milho (kg/ha) obtidas dos Ensaio Preliminares de milho de ciclo normal no Estado de Mato Grosso do Sul. Ano agrícola: 1989/90.

Cultivares	Água Clara	Bonito	Chapadão do Sul	S. G. do Oeste	Sidrolândia	Média
AG 401 (T.)	4555	4962	6016	7293	5399	5645
AG 415	3534	5631	6232	8473	5579	5890
AG 612	3866	5729	8082	8365	6325	6473
CARGILL 115 (T.)	3925	4890	5873	7282	5616	5517
CARGILL 135	4382	5274	6954	8246	6219	6215
CARGILL 484-A	4572	5219	7034	7560	4938	5865
COLORADO CO-13	3912	3954	6376	6366	4395	5001
COLORADO CO-15	3698	4501	6678	8109	5355	5668
G 69-S	4417	5870	7180	7695	5913	6215
G 5888	3694	5080	6854	7652	5421	5740
GO 1063	3985	4746	5541	8187	4847	5461
IR 30	4901	5754	7536	8110	5538	6368
IR 33	3458	4898	5577	6706	5119	5152
OCEPAR 705	3965	4589	6855	7519	6391	5864
XB 8028	3596	6064	7070	7742	5822	6059
QM CULTIVAR	755503.49 ^{ns}	1372982.59 ^{**}	2072568.60 ^{**}	1448995.08 [*]	1263866.52 ^{**}	-
QM ERRO	1146748.40	242701.04	378549.07	655805.19	366614.67	-
MÉDIA	4031	5144	6657	7687	5525	-
CV %	26.57	9.58	9.24	10.53	10.96	-

ns, ** e * Não significativo, e significativo aos níveis de 1 e 5% de probabilidade pelo teste "F", respectivamente.

TABELA 6A. Médias e resumo da análise de variância de produtividade de grãos de milho (kg/ha) obtidas dos Ensaio Estaduais de milho de ciclo normal no Estado de Mato Grosso do Sul. Ano agrícola: 1989/90.

Cultivares	Água Clara	Bonito	Chap. do Sul	Miranda	S. G. Oeste	Selvina	Sidrolândia	Média
AG 401 (T.)	4758	5531	6371	5831	7196	3868	4449	5429
Agromen 2010	4336	5648	6820	6838	7177	3734	5015	5653
BR 201	4971	5868	7401	6219	7309	3234	5149	5736
C 115 (T.)	4192	5705	6378	6800	7135	2877	5023	5444
CARGILL 145	5240	6406	8320	7361	8082	4410	5317	6448
CARGILL 701	5129	6243	7026	7200	7062	4790	5239	6098
COLOR. CO-23	3415	5400	5353	5957	5531	3571	3306	4648
Contimax 533	5797	5179	6078	6562	7704	3763	6168	5893
DINA 70	4832	6285	6962	6443	7300	4100	5182	5872
G 32-S	6039	6298	8325	7991	7342	3868	5268	6447
G 74-C	4811	6394	8061	6730	7557	4305	6276	6305
G 85-C	5220	5631	7068	5968	6835	3982	6118	5832
G 88-C	5635	5597	6647	7240	7812	4549	6297	6254
HATÁ 2000	5848	6572	6936	6761	7426	4738	5836	6302
IAC 100-A	4317	5600	6082	6666	7176	2933	5332	5444
IAC 100-B	4130	5792	5690	6267	7142	2952	4877	5264
OCEPAR 720	4631	6555	6037	5804	7540	3583	5281	5633
PIONEER 3232	4887	6675	7741	7210	8047	4700	4981	6320
PIONEER 3238	4602	6341	6892	6860	7808	4088	5485	6011
XL 604	4620	6422	7071	7557	7941	3751	5573	6134
QM CULTIVAR	1690131.20**	825048.90*	2731611.5**	1441070.2**	1228971.0**	1402681.2**	1883310.4**	-
QM ERRO	413688.23	403577.67	181794.70	576267.18	367833.72	165404.25	315725.58	-
MÉDIA	4870	6007	6863	6713	7356	3890	5309	-
CV %	13.21	10.58	6.21	11.31	8.24	10.46	10.58	-

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

TABELA 7A. Médias e resumo da análise de variância da produtividade de grãos de milho (kg/ha) obtidas dos Ensaios de Reavaliação de milho de ciclo normal no Estado de Mato Grosso do Sul. Ano agrícola: 1989/90.

Cultivares	Água Clara	Bonito	Chapadão do Sul	S. G. Oeste	Sidrolândia	Média
AG 162	3890	5541	4905	6197	4490	5004
AG 401	4404	5719	5596	7443	5013	5635
AGROMEN 1022	3544	4666	5713	7527	5438	5378
AGROMEN 1030	3757	4757	5875	7742	4823	5391
AGROMEN 1015	3701	4276	5819	7412	4958	5233
B 670	4548	6163	6754	7129	5913	6102
CARGILL 111-S	4579	5968	5700	7594	5484	5865
CARGILL 115	4530	5882	6334	8481	4975	6040
CARGILL 408	4086	5691	6662	7165	5790	5879
CONTIMAX 133	3984	5444	4628	7182	5099	5267
CONTIMAX 233	3846	5117	6193	8156	5091	5681
G 500	4341	6193	6984	7588	5379	6097
GO 15	3593	4821	5119	7368	3984	4977
PIONEER 3210	5362	7311	7502	8343	5740	6852
XL 678	4523	6273	5923	7545	5880	6029
XL 678-C	5807	7745	3886	9257	5622	6463
AG 401 (T.)	5041	5681	6403	7205	5035	5873
CARGILL 115 (T.)	4423	6115	5856	7771	4670	5767
QM CULTIVAR	1516017.72**	3058766.58**	3064416.14**	1708388.10*	1071562.07**	-
QM ERRO	422244.45	558150.15	432061.54	751700.53	280725.07	-
MÉDIA	4331	5742	5881	7617	5188	-
CV %	15.00	13.01	11.18	11.38	10.21	-

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

TABELA 8A. Médias e resumo da análise de variância de produtividade de grãos de milho (kg/ha) obtidas dos Ensaios Preliminares de milho de ciclo normal no Estado de Mato Grosso do Sul. Ano Agrícola: 1990/91.

Cultivares	Água Clara	Bonito	Chapadão do Sul	S. G. Oeste	Sidrolândia	Média
AG 6601	3851	3290	5347	7089	8452	5600
AGROMEN 1022	3871	2998	5379	7325	7142	5374
AGROMEN 1035	4883	2890	5766	6694	7528	5507
CARGILL 137	5892	4063	5658	7211	8334	6208
COLORADO CO-17	4277	3680	5414	7559	7321	5623
CONTIMAX 133	4710	2442	5270	6743	7505	5285
DINA 231	5853	4450	6794	8950	9465	7107
G 105-C	5719	4470	6171	7572	8651	6509
G 650	5833	3724	7093	8663	8716	6813
IAC MAYA	4656	3693	4982	7756	6686	5568
IAC HMD 8214	4784	3156	4968	7658	6826	5468
AG 106(T.)	4552	3970	4863	8537	8099	6022
AG 401 (T.)	4909	3319	5463	7104	7239	5602
CARGILL 115 (T.)	4460	3471	5373	7591	6631	5443
QM CULTIVAR	1968278.48**	1357793.48 ^{ns}	1741568.30**	1891935.49**	3016256.95**	-
QM ERRO	381280.58	763593.42	558827.11	567755.31	370523.07	-
MÉDIA	4875	3544	5610	7604	7757	-
CV %	12.67	24.66	13.32	9.91	7.85	-

^{ns} e ** Não significativo e significativo ao nível de 1% de probabilidade pelo teste "F", respectivamente.

TABELA 9A. Médias e resumo da análise de variância da produtividade de grãos de milho (kg/ha) obtidas dos Ensaio Estaduais de milho de ciclo normal no Estado de Mato Grosso do Sul. Ano Agrícola: 1990/91.

Cultivares	Água Clara	Bonito	Chapadão do Sul	S. G. Oeste	Sidrolândia	Média
AG 415	5263	6198	5409	7290	8864	6605
AG 612	5915	7297	6300	7586	9719	7363
B 670	5714	6129	5522	7534	8633	6706
CARGILL 135	5511	6784	5583	7376	6898	6430
CARGILL 484-A	5257	6769	5305	6810	8013	6431
COLORADO CO-15	5117	5202	5663	7358	7795	6227
G 500	5546	6016	5355	7772	8267	6591
G 69-S	6512	6864	5693	7695	8063	6965
GO 1063	5755	6136	5872	7127	7397	6457
OCEPAR 705	6506	5856	6331	8076	8859	7126
PIONEER 3210	5119	6356	6617	8308	8189	6918
XB 8028	5225	5869	5512	7003	8063	6334
XL 678	5298	6352	5426	6689	8170	6387
XL 678-C	5907	6471	4673	7013	7958	6404
AG 106 (T.)	4620	5909	5152	7257	8233	6234
AG 401 (T.)	5482	5408	5393	6343	8664	6258
CARGILL 115 (T.)	5599	5942	5532	7937	8108	6624
QM CULTIVAR	938200.41**	1117911.52**	870019.90 ^{ns}	1052684.50*	1555910.23**	-
QM ERRO	365185.77	290737.68	501231.72	469708.87	541394.95	-
MÉDIA	5550	6209	5608	7363	8229	-
CV %	10.89	8.68	12.62	9.31	8.94	-

^{ns}, * e ** Não significativo e, significativo aos níveis de 5 e de 1% de probabilidade pelo teste "F", respectivamente.

TABELA 10A. Médias e resumo da análise de variância de produtividade de grãos de milho (kg/ha) obtidas dos Ensaio Estaduais de milho de ciclo normal no Estado de Mato Grosso do Sul. Ano Agrícola: 1991/92.

Cultivares	Água Clara	Bonito	Chap. do Sul	Rio Negro	S. G. Oeste	Selvíria	Sidrolândia	Média
AG 106 (T.)	5399	4482	7401	5140	8873	5038	4580	5845
AG 401 (T.)	6489	5068	7084	6962	8526	4775	4605	6216
CARGILL 137	6507	5871	7386	6673	9031	6470	4585	6646
G 105-C	6607	5904	7182	7618	8338	5783	5781	6745
G 500 (T.)	5290	5433	7656	7781	8624	4932	5149	6409
G 650	5727	5653	8001	7459	8450	5547	6188	6718
QM CULTIVAR	1443077.22*	1194680.87*	446300.82 ^{ns}	3799658.56*	278082.08 ^{ns}	1640062.79*	1933787.2**	-
QM ERRO	453882.84	329279.43	343614.89	943640.58	186784.34	394256.53	321408.14	-
MÉDIA	6003	5402	7452	6939	8640	5424	5148	-
CV %	11.22	10.62	7.87	14.00	5.00	11.58	11.01	-

^{ns}, * e ** Não significativo e, significativo aos níveis de 5 e 1% de probabilidade pelo teste "F", respectivamente.

TABELA 11A. Médias e resumo da análise de variância da produtividade de grãos de milho (kg/ha) obtidas dos Ensaio Preliminares de milho de ciclo normal no Estado de Mato Grosso do Sul. Ano Agrícola: 1991/92.

Cultivares	Água Clara	Bonito	Chap. Sul	Rio Negro	S. G. Oeste	Selvíria	Sidrolândia	Média
AG 106 (T.)	6081	4981	7161	8646	7544	3119	4303	5976
AG 401 (T.)	6665	5319	7451	8423	7282	3464	4740	6192
AG 620	6317	5290	7930	7881	9307	2796	5238	6394
AG 672	6828	6504	8254	9780	8737	4152	4821	7011
AGROM. 1035	7130	6515	8110	9576	10050	3978	5623	7282
AGROM. 1022	7253	6635	7138	8807	9640	3819	5665	6994
CARGILL 145	6271	6001	7631	8266	8860	3969	5711	6673
CARGILL 211	6349	6706	8427	7521	8152	4170	6476	6829
COLOR. CO-14	6731	4831	5237	8076	7175	2930	4291	5610
G 122-C	5842	6194	8128	8802	8085	3679	5825	6651
G 500 (T.)	6465	5732	7529	9333	8401	3830	5084	6625
ICI 789157	6942	4286	6229	6465	8215	2849	4504	5641
ICI 889247	7429	5512	8680	8037	10190	3414	5380	6948
IR 30	5490	5147	8123	6751	8602	2659	5102	5982
IR 3002	6502	5259	6385	8867	7990	3457	4825	6184
X 9051	6661	5329	9104	8560	9480	2707	5293	6733
XL 380	6033	6356	8535	8490	9140	3806	5749	6873
XB 8030	6431	5629	8251	9287	8694	4066	5188	6792
QM CULTIVAR	985574.25 ^{ns}	1933356.1**	3766726.2**	3138144.5**	3112143.63*	1109794.0**	1329049.3**	-
QM ERRO	1679761.95	649539.90	603994.16	1167944.50	1410782.56	304804.05	283218.90	-
MÉDIA	6523	5679	7684	8421	8641	3493	5212	-
CV %	19.87	14.19	10.11	12.83	13.75	15.81	10.21	-

^{ns}, * e ** Não significativo e, significativo aos níveis de 5 e 1% de probabilidade pelo teste "F", respectivamente.

TABELA 12A. Médias e resumo da análise de variância da produtividade de grãos de milho (kg/ha) obtidas dos Ensaios Estaduais de milho de ciclo normal no Estado de Mato Grosso do Sul. Ano Agrícola: 1992/93.

Cultivar	Água Clara	Bonito	Campo Grande	Chap. do Sul	Indápolis	Maracajú	P. Porã (Itam.)	P. Porã (Jotab.)	S.G. Oeste	Selvíria	Sidro-lândia	Média
AG 106	4061	6739	4638	6060	7428	2975	5816	6418	6372	4504	8393	6764
AG 401	4701	6996	5845	6618	6615	3927	5817	5726	6234	4882	8643	6000
AG 620	5005	6662	4696	6503	6626	4611	6765	6246	7181	5231	8987	6228
AG 672	5460	7794	5506	7643	7607	3867	6850	6458	7569	5498	9966	6747
AGR. 1022	5163	8044	5900	7125	7197	3991	7269	6569	7960	5651	10100	6816
AGR. 1035	4533	6880	4944	6537	6703	3521	6781	6681	7955	4921	9328	6253
C 145	5513	7395	4475	7029	6025	4016	6297	6476	8034	4079	8469	6164
C 211	6308	8260	4926	7375	6813	5358	6684	7122	8837	5493	9775	6996
G 500	4470	6411	5231	6651	6981	3761	7664	6494	8047	5722	8962	6399
ICI 889247	4875	6998	4478	7291	6566	4385	6569	6780	7741	3790	9305	6253
IR 3002	4276	6698	3873	5696	6169	3911	5739	5808	6456	3699	8522	5531
X 9051	5105	6110	5214	7153	5861	3712	6884	6268	8176	4384	9404	6207
XL 380	5361	6670	5648	7221	7941	3732	6894	6765	6498	4651	9488	6443
XB 8030	5425	8144	5041	7414	7567	4947	6684	5639	7412	3949	9271	6499
QM CULT.	1396793.*	1869712**	1335309 ^{ns}	1233632**	1562224**	1461026 ^{ns}	1211518*	722751.5 ^{ns}	2575216**	1990141**	1214335**	-
QM ERRO	697488.06	464881.76	795998.15	360732.77	452673.99	807846.30	497882.32	377867.00	196916.50	396351.93	209179.33	-
MÉDIA	5018	7129	5030	6880	6864	4051	6623	6389	7462	4746	9187	-
CV %	16.64	9.56	17.74	8.73	9.80	22.19	10.66	9.62	5.95	13.26	4.98	-

^{ns}, * e ** Não significativo e, significativo aos níveis de 5 e 1% de probabilidade pelo teste "F", respectivamente.

TABELA 13A. Médias e resumo da análise de variância da produtividade de grãos de milho (kg/ha) obtidas dos Ensaio Preliminares de milho de ciclo normal no Estado de Mato Grosso do Sul. Ano Agrícola: 1992/93.

Cultivares	Água Clara	Campo Grande	Chap. do Sul	Indápolis	P. Porã (Itamar.)	P. Porã (Jotab.)	S. G. Oeste	Sidrolândia	Média
AG 106 (T.)	4479	4176	6493	7616	6005	6009	6737	8202	6215
AG 401 (T.)	5150	4241	6408	6931	6407	6073	6678	8598	6311
AG 943	4797	3899	7713	7486	6999	6239	7624	9314	6759
AG 6601	3994	2972	6481	5209	4881	4534	6727	6181	5122
CARGILL 123A	5687	3543	7662	7347	6843	6416	7507	8746	6719
CARGILL 131	4775	3065	7360	7022	6873	6867	8227	8543	6591
Color. CO-194	4438	3927	6185	6719	6116	5967	7771	8579	6213
G 94-S	5561	4436	7976	7475	7197	6381	7806	8992	6978
G 131-C	4972	3763	7672	6280	6709	5979	7645	7798	6352
G 500 (T.)	5441	4523	7647	6947	6788	6810	7644	8827	6828
ICI 791151	3738	3481	8136	6870	6170	6133	7634	8078	6280
X 9251	6051	3517	8418	6390	6901	6095	8543	8992	6863
XL 660	5059	4309	7958	7343	7670	6501	8605	8635	7010
Agromen 1030	5172	3527	7594	6527	7545	7326	8164	9042	6862
Agromen 1040	5066	3549	7194	7128	6976	7118	8598	8193	6728
QM CULTIVAR	1544060.3**	902667.46 ^{ns}	1923415.1**	1522673.95 ^{ns}	1901205.1**	1687310.1**	1658917.83 ^{ns}	2238720.0**	-
QM ERRO	388258.0	683574.2	295672.4	1196588.0	414835.0	445996.7	1049144.7	440183.9	-
MÉDIA	4959	3795	7393	6886	6672	6297	7727	8448	-
CV %	12.57	21.79	7.35	15.89	9.65	10.61	13.26	7.85	-

^{ns}, * e ** Não significativo e, significativo aos níveis de 5 e 1% de probabilidade pelo teste "F", respectivamente.

TABELA 14A. Médias e resumo da análise de variância de produtividade de grãos de milho (kg/ha) obtidas dos Ensaio Estaduais de milho de ciclo normal no Estado de Mato Grosso do Sul. Ano Agrícola: 1993/94.

Cultivares	Água Clara	Bonito	C. Grande	Costa Rica	Ponta Porã	S. G. Oeste	Selvíria	Sidrolândia	Média
AG 106 (T.)	4257	4948	2197	4718	6665	7354	6695	6765	5450
G 500 (T.)	4686	4865	2895	5055	7431	7895	6660	7283	5846
XL 678-C (T.)	4293	4037	2535	4162	7733	7489	5540	5890	5210
AG 1043	3294	4233	2422	5987	7964	8045	7202	7084	5779
AGROM. 1030	5037	5017	2016	5838	7558	8242	7070	6133	5864
AGROM. 1040	4694	4551	2124	5678	6737	8493	6339	6664	5660
XL 660	4575	5101	2305	5909	8070	8484	6966	7337	6093
CARGILL 131	3694	5507	1446	6071	6482	7355	6569	6208	5417
CARG. 123-A	3906	4872	3633	5282	7283	8045	7439	6328	5849
QM CULT.	1226123.2 ^{ns}	817059.5 ^{ns}	1483855.8 ^{**}	1724946.8*	1344037.5 ^{ns}	802238.1 ^{ns}	1248536.4 ^{**}	1107016.1 ^{**}	-
QM ERRO	1228947.99	454633.03	236298.81	517524.18	705438.92	412023.05	265577.88	174089.49	-
MÉDIA	4271	4792	2397	5411	7325	7933	6720	6632	-
CV %	25.96	14.07	20.28	13.29	11.47	8.09	7.67	6.29	-

^{ns}, * e ** Não significativo e, significativo aos níveis de 5 e 1% de probabilidade pelo teste "F", respectivamente.