

DEVANIR MITSUYUKI MURAKAMI

NOVAS METODOLOGIAS DE ANÁLISE DE INTERAÇÃO GENÓTIPOS X
AMBIENTES: ANÁLISE COMBINADA DE ESTRATIFICAÇÃO,
ADAPTABILIDADE E ESTABILIDADE E ANÁLISE DE
REPRESENTATIVIDADE AMBIENTAL

Tese apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte do Programa de Pós-Graduação em Genética e Melhoramento, para obtenção do título de “Doctor Scientiae”.

VIÇOSA
MINAS GERAIS – BRASIL

2001

DEVANIR MITSUYUKI MURAKAMI

NOVAS METODOLOGIAS DE ANÁLISE DE INTERAÇÃO GENÓTIPOS X
AMBIENTES: ANÁLISE COMBINADA DE ESTRATIFICAÇÃO,
ADAPTABILIDADE E ESTABILIDADE E ANÁLISE DE
REPRESENTATIVIDADE AMBIENTAL

Tese apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte do Programa de Pós-Graduação em Genética e Melhoramento, para obtenção do título de “Doctor Scientiae”.

APROVADA: 13 de novembro de 2001.

Prof. Cosme Damião Cruz
(Conselheiro)

Prof. Glauco Vieira Miranda
(Conselheiro)

Prof. Pedro Crescêncio Souza Carneiro

Prof. Elto Eugênio Gomes e Gama

Prof. Antônio Américo Cardoso
(Orientador)

AGRADECIMENTOS

À Universidade Federal de Viçosa, pela possibilidade de realização do Programa.

À CAPES, pela concessão da bolsa de estudos, e ao CNPq, pela bolsa de “Desenvolvimento Científico Regional”, no período de 1996 a 1997, quando tive a oportunidade de ampliar meus conhecimentos e realizar os experimentos.

À Universidade Federal de Mato Grosso – Faculdade de Agronomia e Medicina Veterinária, pelo apoio físico-estrutural na condução do projeto de “Desenvolvimento Científico Regional”.

Aos professores da Universidade Federal de Viçosa Dr. Antônio Américo Cardoso (orientador), pela orientação e confiança; Dr. Cosme Damião Cruz (conselheiro), pela orientação e pela grande sorte em tê-lo como professor, de modo muito amigável, confiante e sem barreiras; Dr. Glauco Vieira Miranda (conselheiro), pela orientação, pela amizade e pelos constantes incentivos; e Dr. Adair José Regazzi, pelos conhecimentos transmitidos, de maneira muito agradável, confiante e sem barreiras.

Aos professores da Universidade Federal de Mato Grosso Dr. Daniel Cassetari Neto, Dra. Maria de Fátima Coelho, Dr. Lucirdes Dias Ferreira (Diretor da FAMEV) e Eugênio Nilmar dos Santos, pelo apoio, pela amizade e pelos

incentivos durante a realização do projeto de “Desenvolvimento Científico Regional”.

A SYNGENTA (ZENECA), DOW/DINA (DINAMILHO-CAROL), NOVARTIS SEMENTES (CIBA-SEMENTES) e DEKALB (BRASKALB), pelo fornecimento de sementes e recurso financeiro; e a MONSANTO (CARGILL) e SEMEALI SEMENTES, pela doação de sementes.

Às fazendas Lagoa Funda (Luis Guerreiro), Juriti (Luis Goelner, Jorge e Adriano), São Roque (irmãos Coradine), Cuiabana (Darcy Montagni e Cristiano Montagni), Ponte de Pedra (Armando), Santa Maria (“Merci”) e Girassol (Gilberto Goelner e Zagonel), pelo grande interesse e apoio estrutural, sem os quais seria impossível a realização dos experimentos.

À minha esposa, companheira de todas as lutas, pela solidariedade e pelo incentivo constante.

BIOGRAFIA

DEVANIR MITSUYUKI MURAKAMI, filho dos produtores rurais Harui Murakami e Ezuko Kaku Murakami, nasceu em 3 de maio de 1965, no Município de Jardinópolis, Estado de São Paulo.

Cursou parte de seu ensino primário em escola rural, mas, em sua maioria, na Escola Estadual de Primeiro e Segundo Graus Prof. Antônio Barreiros, no Município paulista de Altinópolis.

Em 1981, ingressou no ensino profissionalizante de Técnico em Agropecuária na Escola de Segundo Grau Agrícola “José Bonifácio” do Campus de Jaboticabal – UNESP, concluindo-o em janeiro de 1984.

De junho de 1984 a dezembro de 1986, atuou como técnico em agropecuária.

Em março de 1987, iniciou o curso superior na Faculdade de Agronomia e Medicina Veterinária - Campus de Jaboticabal – na UNESP.

Em 1988, iniciou seus trabalhos em Genética e Melhoramento de milho, que se estende até o momento.

Em novembro de 1991, obteve o título de Engenheiro Agrônomo.

Em março de 1992, ingressou no curso de Pós-Graduação da UNESP, obtendo o título de Mestre em Agronomia, área de concentração em Genética e Melhoramento de Plantas, em março de 1995.

De janeiro de 1996 a dezembro de 1997, desenvolveu o projeto de Desenvolvimento Científico Regional “Avaliação do comportamento de cultivares de milho no Estado de Mato Grosso”, na Universidade Federal de Mato Grosso, na Faculdade de Agronomia e Medicina Veterinária, sob o apoio do CNPq.

Em março de 1998, ingressou no Programa de Pós-Graduação, em nível de doutorado, em Genética e Melhoramento da Universidade Federal de Viçosa, em Viçosa, MG, submetendo-se à defesa de tese em 13 de novembro de 2001.

ÍNDICE

	Página
RESUMO	ix
ABSTRACT	x
1. INTRODUÇÃO	1
2. REVISÃO DE LITERATURA	5
2.1. Aspectos gerais da cultura	5
2.2. Interação genótipos x ambientes e suas implicações	13
2.3. Estabilidade e adaptabilidade	16
2.3.1. Algumas metodologias propostas para análise da adaptabilidade e estabilidade	19
2.4. Análise multivariada para seleção e indicação de cultivares	23
2.5. Análise de fatores	26
2.5.1. Considerações gerais	27
2.5.2. Métodos de estimação	31
2.5.2.1. Método os componentes principais	31
2.5.2.2. Método da máxima verossimilhança	33
2.5.2.3. Método do fator comum	34
2.5.3. Rotação dos fatores	35

	Página
2.5.4. Obtenção dos escores fatoriais	38
2.5.4.1. Método dos mínimos quadrados ponderados	38
2.5.4.2. O método de regressão	39
2.5.5. Considerações finais	41
3. MATERIAL E MÉTODOS	43
3.1. Material experimental e instalação dos experimentos	43
3.2. Avaliação da produtividade e de outros caracteres agronômicos ...	47
3.3. Interação genótipos x ambientes e análise dos ambientes	52
3.3.1. Decomposição da interação em partes simples e complexa	53
3.3.2. Estratificação de ambientes	54
3.3.2.1. Estratificação de ambientes pelo método tradicional (interação genótipos x ambientes não-significativa)	54
3.3.2.2. Estratificação de ambientes por análise de fatores	55
3.3.3. Estudo da representatividade de ambientes utilizando medidas de dissimilaridade e análise de dupla entrada	57
3.4. Análises da adaptabilidade e estabilidade dos cultivares	60
3.4.1. Método de EBERHART e RUSSELL (1966)	60
3.4.2. Método de CARNEIRO (1988), baseado em LIN e BINNS (1988)	63
3.4.2.1. Decomposição para ambientes favoráveis e desfavoráveis (análise univariada)	63
3.4.2.2. Considerando várias variáveis (análise multivariada)	64
3.5. “Performance” dos cultivares de acordo com o índice de seleção ..	66
4. RESULTADOS E DISCUSSÃO	68
4.1. Considerações gerais sobre híbridos de milho avaliados no Estado de Mato Grosso	68
4.1.1. Produtividade de grãos	68
4.1.2. Altura da planta	73
4.1.3. Acamamento, quebramento e espigas atacadas por pragas e doenças	76

	Página
4.1.4. Ocorrência da lagarta-do-cartucho, lagarta-elasma e broca-da-cana	80
4.1.5. Doenças foliares	85
4.2. Interação genótipos x ambientes e análise dos ambientes	88
4.2.1. Estratificação de ambientes	89
4.2.1.1. Estratificação de ambientes pelo método tradicional	89
4.2.1.1.1. Decomposição da interação G x A significativa em partes simples e complexa	94
4.2.1.2. Estratificação de ambientes por análise de fatores	96
4.2.2. Representatividade de ambientes utilizando medidas de dissimilaridade e análise de dupla entrada	105
4.3. Adaptabilidade e estabilidade dos cultivares	112
4.3.1. Ensaio de safrinha/96	112
4.3.2. Ensaio de safra normal 96/97	116
4.3.3. Ensaio de safrinha/97	121
4.4. “Performance” dos cultivares pelo índice de seleção	124
4.4.1. Ensaio de safrinha/96	125
4.4.2. Ensaio de safra normal 96/97	127
4.4.3. Ensaio de safrinha/97	129
5. RESUMO E CONCLUSÕES	131
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	135

RESUMO

MURAKAMI, Devanir Mitsuyuki, D S., Universidade Federal de Viçosa, novembro de 2001. **Novas metodologias de análise de interação genótipos x ambientes: análise combinada de estratificação, adaptabilidade e estabilidade e análise de representatividade ambiental.** Orientador: Antônio Américo Cardoso. Conselheiros: Cosme Damiano Cruz e Glauco Vieira Miranda.

Vários experimentos foram avaliados em três épocas (safrinha/96, safra normal 96/97 e safrinha/97), objetivando não apenas o conhecimento da "performance" de cultivares comerciais de milho, mas, principalmente, propor duas novas metodologias de análise da interação genótipos x ambientes: análise combinada de estratificação de ambientes e da adaptabilidade, com base na análise de fatores; e análise de representatividade ambiental, adaptando-se o método da análise dialética. A "performance" dos híbridos foi analisada, considerando-se diversas variáveis mediante a utilização de análises de variância, metodologias de adaptabilidade e estabilidade e índice de seleção. Dadas as condições experimentais, alguns híbridos se destacaram por sua produtividade média, por seus resultados nas análises de estabilidade e adaptabilidade e índice de seleção e sem grandes problemas com acamamento, mas, para quebraamento, foram detectados valores considerados altos. A praga vulgarmente conhecida como broca-da-cana destacou-se por atingir proporções maiores que 15% das

plantas. Ressaltam-se, também, as altas porcentagens de espigas atacadas por pragas e doenças. Dentre as doenças foliares, a *Phaeosphaeria maydis* foi a mais marcante. A estratificação de ambientes, segundo a metodologia proposta, mostrou-se eficiente em reunir locais por suas similaridades de desempenho genotípico, além de ter apresentado grande potencial para se estudar a adaptabilidade de genótipos de modo mais eficiente que os métodos tradicionais, por apresentar resultados de acordo com a estratificação ambiental. A metodologia proposta para avaliação da capacidade representativa de locais revelou-se eficiente na determinação da capacidade de representatividade de locais, com a vantagem da facilidade de interpretação e execução. Essa metodologia também indica qual o melhor ambiente capaz de substituir o local de melhor capacidade geral de representatividade quando este apresentar algum imprevisto ou problema.

ABSTRACT

MURAKAMI, Devanir Mitsuyuki, D.S., Universidade Federal de Viçosa, November 2001. **New analysis methodologies of interaction between genotype and environment: combined stratification, adaptability and stability analysis as well as analysis of environmental representativeness.** Advisor: Antônio Américo Cardoso. Committee members: Cosme Damião Cruz and Glauco Vieira Miranda.

Several experiments were evaluated in three periods ([intercrop](#) 96, normal harvest 96/97 and [intercrop](#) 97), not only to know the ‘performance’ of commercial maize cultivars, but also, mainly, to propose two new analysis methodologies of interaction between genotypes and environment: combined analysis of environment stratification and adaptability, based on factor analysis and analysis of environmental representativeness, applying the [dialelic](#) analysis method. The hybrid ‘performance’ was analyzed in variance analysis, considering the variables methodologies of adaptability and stability and the selection index. Under the given experiment conditions, some hybrids were outstanding in their average production, results in stability and adaptability analysis, selection index and did not present major [tilting/flattening/falling over](#) problems. On the other hand, considerably high values were found for [breaking](#). The plague popularly known as [broca-da-cana](#) stood out, as it affected over 15%

of the plants. The percentages of cobs affected by plagues and diseases were also remarkably high. Among the leaf diseases the *Phaeospaeria maydis* was the most notable one. According to the suggested methodology, environmental stratification proved to be efficient in classifying sites by their similarities in genotypic performance, besides presenting a great potential for studies on genotype adaptability in a more efficient manner than with the traditional methods, as it shows results according to environmental stratification. The methodology proposed for the evaluation of the representative capacity of sites proved to be efficient for the determination of the representativeness capacity on sites, with the advantages of easy interpretation and realization. This methodology also indicates which environment is best able to substitute the site of best general representativeness capacity when an incident or problem appears there.

1. INTRODUÇÃO

A cultura do milho, no Brasil, apresenta grande dispersão geográfica, sendo produzido, praticamente, em todo o território nacional. Confronta-se, assim, com enorme variação nas condições edafoclimáticas e de infra-estrutura de produção e de mercado, além de vários outros fatores socioeconômicos.

Apesar de estar presente em todo o Estado de Mato Grosso, a cultura do milho teve sua área e produção estabilizada nas década de 70, retomando, no final da década de 80, incrível expansão da área plantada e da produtividade. Essa expansão deveu-se, principalmente, ao bom desempenho da cultura em rotação com a soja em virtude, provavelmente, das melhorias de condições de solo, bem como da utilização de melhor nível tecnológico. Além disso, o milho vem sendo utilizado como cultura fundamental no manejo do controle do nematóide de cisto, num sistema de rotação de cultura soja/milho (SOUZA, 1994).

A introdução do milho híbrido proporcionou grande aumento na sua produtividade. Hoje existem híbridos com potencial de produção de grãos para mais de 15.000 kg/ha, mas a média nacional brasileira está bem abaixo desse valor: 2.563 kg/ha (GAMA et al., 1999) e 2.309 kg/ha, no Estado de Mato Grosso (IBGE, 1998). No Estado de Mato Grosso, encontram-se produtores com

produtividade de 5.000 kg/ha, porém este valor ainda é considerado insatisfatório e há grande esforço para aumento dessa média de produtividade.

No Mato Grosso, a avaliação do comportamento de cultivares de milho é de extrema importância, uma vez que poucos trabalhos são encontrados na literatura e, por isso, os agricultores utilizam qualquer cultivar, acreditando apenas nas recomendações oferecidas pelas empresas produtoras de sementes, sem um conhecimento mais aprofundado de seu comportamento em relação às outras empresas.

A indicação de cultivares considerando apenas a média geral dos ensaios favorece os genótipos (cultivares) que se sobressaem nos melhores ambientes e não discrimina os que se adaptam às melhores e às piores condições ambientes.

A avaliação da existência de interação genótipos x ambientes tem muita importância, pois nem sempre um cultivar (híbrido ou variedade) que apresenta bom desempenho em um ambiente o apresentará em todos, o que é inconveniente quando se deseja realizar recomendações de âmbito geral. Para diminuir esse inconveniente, estudos da estratificação ambiental devem ser realizados para conhecimento das regiões (locais) com que se está trabalhando, propiciando recomendações de cultivares mais adequados. No entanto, a estratificação não é a solução definitiva, pois sempre existirá interação, mesmo de pequena magnitude, devido a fatores incontroláveis, como temperatura, chuvas, pragas e doenças etc.

Dentre os locais disponíveis para avaliação de genótipos, é de grande importância para o pesquisador saber se há entre esses locais algum que possa ser mais representativo que outro, de modo que diante de certa indisponibilidade, seja por recursos financeiros, sementes, transportes ou outra razão, haja possibilidade de se descartarem aqueles que certamente contribuirão pouco para discriminação genotípica. Ainda, não há na literatura metodologia capaz de fornecer tais informações.

O comportamento, ou adaptabilidade, de genótipos a determinados ambientes é também de grande importância para avaliação do valor agrônomo dos cultivares, tanto para os produtores de sementes quanto para os de grãos. A estabilidade da produtividade em grande amplitude de condições ambientais tem

sido relevante para avaliar o potencial de genótipos, pois permite a identificação de cultivares que interagem o menos possível com os ambientes (Gill e Singh, 1982, citados por COELHO et al., 1988). Amplos esforços devem ser envidados para identificar genótipos que possuam alta estabilidade ou comportamento previsível para produção em diversos ambientes.

As metodologias para análises de estabilidade e adaptabilidade fornecem informações que possibilitam conhecer a estabilidade e adaptabilidade de genótipos para condições gerais ou específicas (favoráveis ou desfavoráveis). Esse fato restringe a análise dos genótipos a essas situações e não oferece meios para se fazerem inferências para outras condições ambientais intermediárias. Numa rede de ensaios, certamente há diversos ambientes, de modo que apenas a classificação favorável ou desfavorável simplifica, demasiadamente, as reais situações. No entanto, metodologias que realizam estratificação de ambientes não fazem análises de estabilidade e adaptabilidade e, assim, não se aproveitam das informações da estratificação ambiental.

A seleção baseada em um ou poucos caracteres tem sido eficiente para obtenção de produto final superior com relação àquele caráter, mas ineficiente quando vários caracteres são considerados conjuntamente. Evidencia-se, então, a importância de avaliar e interpretar o máximo de caracteres simultaneamente. A utilização da teoria de análise multivariada tem-se mostrado eficiente para esse objetivo, pois permite combinar as múltiplas informações contidas na unidade experimental, de modo que a seleção se baseie no complexo de variáveis importantes, que vai permitir a discriminação de genótipos promissores nos contextos genético e ambiental. As técnicas multivariadas têm sido importantes não apenas para seleção, mas, também, para análises de adaptabilidade e estabilidade.

Este trabalho foi realizado objetivando não apenas o conhecimento da "performance" de cultivares comerciais de milho, mas propor duas novas metodologias: análise combinada de estratificação de ambientes e adaptabilidade e análise da capacidade da representatividade de ambientes para discriminação genotípica. Objetivou ainda: a) realizar estratificação ambiental pelo método convencional, baseado na interação genótipos x ambientes não-significativa; b)

quantificar e caracterizar o tipo (simples ou complexa) de interação genótipos x ambientes; c) avaliar a adaptabilidade e estabilidade de híbridos comerciais de milho, considerando-se análises uni e multivariadas; e d) utilizar o índice de seleção para indicação de cultivares.

2. REVISÃO DE LITERATURA

O Estado de Mato Grosso possui solo predominantemente de baixa fertilidade natural, textura variando de média a muito argilosa e bem drenado (MONTEIRO et al., 1992). O Estado possui clima classificado como Aw, de Köppen; e 4cTh, de Gaussen, tropical, com estação seca em torno de três meses. A precipitação média anual varia entre 1.250 e 1.500 mm, com trimestre mais chuvoso em dezembro, janeiro e fevereiro. A temperatura média anual é de 24 °C, sendo a máxima de 40 °C e a mínima, 0 °C (EMBRAPA, 1993).

2.1. Aspectos gerais da cultura

A produtividade de um cultivar de milho é o resultado de seu potencial genético, do efeito ambiental e da interação genótipos x ambientes. Entre os efeitos ambientais mais importantes podem ser citados adubação, época de plantio, estande, temperatura, umidade do ar, precipitações etc. A realidade socioeconômica também contribui para modificação do ambiente. Assim, se houver estímulos financeiros, seja pela política de melhor preço do produto, seja pelos atrativos das condições de financiamento, haverá maior utilização de insumos, representada pelo uso de sementes melhoradas, melhor adubação,

controle de pragas, de plantas daninhas e de doenças, resultando em maior produtividade.

O incremento da melhoria no ambiente por si só não se responsabiliza pelo aumento da produtividade. É muito importante que os cultivares adotados sejam responsivos a essa condição ambiente. Para tanto, avaliações da "performance" de cultivares, em ambientes variados, torna-se quase que uma obrigação para as empresas produtoras de sementes para garantir o sucesso de vendas. Vários ensaios de competição são realizados em todo o Brasil, com resultados diversos. No entanto, no Estado de Mato Grosso, esses trabalhos se resumem, praticamente, aos resultados obtidos por Souza e colaboradores, os quais são apresentados nos parágrafos subseqüentes.

SOUZA (1994), avaliando 23 cultivares de milho em ensaios de competição (safra normal 1992/93), em várias regiões do Estado de Mato Grosso, constatou baixas produtividades em alguns experimentos devido à falta de chuva e à baixa fertilidade do solo; no entanto, obteve bons resultados (produtividade média) em vários outros: 7.095 kg/ha em São José dos Quatro Marcos, 6.507 kg/ha em Cáceres, 6.155 kg/ha em Tangará da Serra e 6.023 kg/ha em Rondonópolis. Dos 23 cultivares testados, quatro foram recomendados para a safra seguinte: AG 122, AG 510, AG 612 e DINA 170.

SOUZA e MUNIZ (1996), avaliando 46 cultivares em sete locais de Mato Grosso, ano agrícola 1994/95, obtiveram produtividade média de 5.199,7 kg/ha, amplitude variando de 4.049,4 kg/ha a 6.736,7 kg/ha. Desses cultivares, 14 foram recomendados para a safra 95/96, a saber: AG 1043, AG 1051, AG 5230, BR 205, BR 206, BR 473, BR 3123, GRAÚNA 133, G 550, P 3071, XL 222, XL 370, XL 380 e XL 660.

Diversas variáveis têm sido avaliadas na análise de comportamento dos cultivares, como: produtividade de grãos, altura da planta, porcentagem de plantas acamadas, de plantas quebradas e de espigas atacadas por pragas e doenças etc.

A importância agronômica da altura da planta se justifica não só pelo efeito intrínseco que ela determina na produtividade, como também pelos seus efeitos indiretos. O porte da planta tem relação direta com a resistência ao

acamamento e ao quebramento, bem como é determinante da definição do espaçamento a ser utilizado. Essas características, por sua vez, têm grande importância nos processos de colheita mecânica.

PATERNIANI (1971), estudando o comportamento de cultivares de milho de porte baixo em duas densidades de plantio, concluiu que há possibilidades de aumentar a produtividade utilizando variedades de milho de porte baixo.

Em nível experimental, o acamamento e o quebramento não causam perdas na produtividade final, pois a colheita é realizada manualmente, e, desse modo, todas as plantas são colhidas. Do ponto de vista prático, plantas acamadas ou quebradas são perdidas durante a colheita mecânica, contribuindo para diminuição da produtividade, e, dependendo do nível de perdas, o cultivar pode ser rejeitado pelos agricultores.

CRUZ et al. (1994), avaliando 49 cultivares de milho em dois diferentes experimentos de safrinha/93: um com 25 e outro com 24 cultivares, obtiveram elevados valores de porcentagem de plantas acamadas (geralmente, mais que 5%), com médias gerais de 12 e 11% nos respectivos experimentos. Esses autores constataram que os cultivares G 600, D 170, XB 8030, XB 8028, XL 380 e C 701 apresentaram, respectivamente, 13, 24, 71, 15, 13 e 8% de plantas acamadas. Eles obtiveram valores praticamente similares de porcentagem de plantas quebradas, com médias gerais de 17 e 10%, nos respectivos experimentos e cultivares citados, valores esses de 18, 11, 20, 23, 7 e 4%.

CORRÊA et al. (1995), trabalhando com 50 cultivares de milho, sendo 25 no ensaio de safrinha 1 e 25 no ensaio de safrinha 2, constataram valores similares aos obtidos por CRUZ et al. (1994) de 12,6 e 10,4%, para acamamento e quebramento, respectivamente, no ensaio de safrinha 1; e 10,7 e 11,4%, respectivamente, no ensaio de safrinha 2. Nos cultivares C 701, C 435, XB 8038, G 600, XL 380, XL 660 e XL 604, foram observados os respectivos valores de porcentagem de acamamento de 10,3; 7,4; 16,3; 9,6; 16,6; 18,3; e 11,5%, bem como valores de porcentagem de quebramento de 7,7; 9,1; 11,9; 9,4; 15,5; 9,4; e 10,7%.

No passado, o milho sempre foi considerado uma planta rústica, portanto suportando bem os estresses aos quais a cultura estava sujeita. Entre as condições adversas que o milho pode enfrentar estão as doenças causadas por fungos, bactérias, vírus e micoplasmas. O quadro atual de importância de doenças no milho está totalmente mudado, pois a presença de certas doenças em determinadas regiões tem sido fator limitante de produtividade da cultura (PEREIRA, 1995).

Na última década, a produção de milho, no Brasil, cresceu significativamente, alcançando cerca de 36 milhões de toneladas. Acompanhando o crescimento da produção, ocorreu grande aumento na incidência e severidade de doenças na cultura. Aparentemente, esse aumento na incidência e severidades das doenças pode ser explicado por vários dos fatores que contribuíram para o crescimento da produção e também pelo deslocamento da cultura para novas regiões (FERNANDES e OLIVEIRA, 2000).

Nos últimos anos, têm sido indicados muitos cultivares comerciais de milho mais produtivos, porém com diferentes níveis de resistência às doenças. Além disso, algumas práticas culturais, como o plantio direto, que tem aumentado significativamente e contribuído para o acúmulo de inóculo de patógenos nos restos de cultura, podem também favorecer as doenças (FERNANDES e OLIVEIRA, 2000).

Os plantios de safrinha expõem a cultura do milho a condições climáticas distintas daquelas que predominam na safra normal. Essas diferentes condições climáticas podem ser favoráveis à ocorrência de determinadas doenças e, em alguns casos, interferir no desenvolvimento das plantas, aumentando sua suscetibilidade às doenças. Além disso, o uso da safrinha faz com que haja milho no campo por um período de tempo mais longo, o que pode aumentar o potencial do inóculo de vários patógenos, resultando em maior severidade de doenças na safra normal. Os plantios de safrinha podem, ainda, coincidir com picos populacionais de insetos vetores de vírus e mollicutes, ficando sujeitos a altas incidências de viroses e enfezamentos (FERNANDES e OLIVEIRA, 2000).

A mancha-foliar causada por *Phaeosphaeria maydis*, conhecida como mancha-branca ou feosféria, é uma doença de distribuição generalizada pelas áreas produtoras de milho (PEREIRA, 1997). A incidência e a severidade dessa doença no Brasil têm aumentado significativamente a partir dos anos 90, podendo ser encontradas, hoje, em praticamente todas as regiões onde o milho é cultivado. Em cultivares suscetíveis, essa doença pode reduzir a produção de grãos em cerca de 60% (FERNANDES e OLIVEIRA, 2000).

Em geral, os sintomas aparecem primeiro nas folhas inferiores, progredindo rapidamente em direção ao ápice da planta, e são mais severos após o florescimento. Em condições favoráveis, essa doença pode causar seca

prematura das folhas e redução no ciclo da planta. O tamanho e o peso dos grãos podem ser drasticamente reduzidos (FERNANDES e OLIVEIRA, 2000).

Embora a utilização de cultivares resistentes seja o método mais eficiente para o controle da *Phaeosphaeria*, atualmente a maioria dos cultivares comerciais de milho tem se mostrado suscetível a esse patógeno. O plantio direto é uma prática que pode aumentar o potencial de inóculo ao longo do tempo, tornando as lavouras de milho, nesse sistema de cultivo, mais sujeitas à ocorrência da doença em alta severidade (FERNANDES e OLIVEIRA, 2000).

A ferrugem-comum, causada por *Puccinia sorghi*, é o tipo de ferrugem mais antigo e mais estudado na cultura do milho no Brasil e pode ser encontrado em todas as regiões onde o milho é cultivado, podendo causar seca prematura da planta, comprometendo a produção. A ferrugem-polysora, causada por *Puccinia polysora*, tem apresentado sérios problemas desde a década de 80 na região sudeste de Goiás e, em condições favoráveis e em cultivares suscetíveis, pode ocorrer severamente nas folhas, no caule, na palha das espigas e na bainha, causando seca prematura das plantas e, conseqüentemente, redução acentuada no tamanho das espigas e dos grãos. A ferrugem-branca ou tropical, causada por *Physopella zae*, é uma das mais novas doenças do milho no Brasil, tendo sido relatada em 1985, e a partir do início da década de 90 tem se destacado devido à severidade de sua ocorrência em vários municípios do sudoeste de Goiás. A ferrugem-branca, assim como a polysora, em condições favoráveis pode causar seca prematura das plantas de milho, reduzindo drasticamente o tamanho das espigas e dos grãos. Atualmente, a ferrugem-branca tem sido observada nos mesmos municípios de ocorrência da ferrugem-polysora, na região sudoeste de Goiás, indicando que ela é favorecida pelas mesmas condições climáticas que favorecem a ferrugem-polysora, que são altas temperaturas e umidade relativa (FERNANDES e OLIVEIRA, 2000).

Entre as doenças mais antigas e importantes na cultura do milho no Brasil, destaca-se a mancha-foliar causada por *Exerohilum turcicum*, conhecida como helmintosporiose-comum, com sintomas mais severos após o florescimento, sendo essa época a mais adequada para avaliações da severidade da doença ou da

resistência de cultivares. Em genótipos suscetíveis, essa doença pode causar seca precoce da planta e redução do tamanho dos grãos (FERNANDES e OLIVEIRA, 2000).

A helmintosporiose carbonum, causada por *Bipolaris zeicola*, apesar de ser antiga, detectada pela primeira vez em 1938, nos Estados Unidos, é considerada de importância secundária (REIS e CASA, 1996). Embora a helmintosporiose carbonum não cause danos econômicos significativos para a maioria dos híbridos comerciais, essa doença pode causar alguns prejuízos em linhagens, nos campos de melhoramento genético ou de produção de sementes (PEREIRA, 1997). Na década de 70, nos EUA, a helmintosporiose-maidis, causada por *Bipolaris maydis*, ocorreu de forma epidêmica devido à utilização da macho-esterilidade, através do citoplasma T para produção de sementes híbridas, causando sérios prejuízos à cultura do milho (FERNANDES e OLIVEIRA, 2000).

As podridões das espigas e grãos são largamente distribuídas, sendo mais severas em regiões úmidas, nas quais se tem precipitação acima do normal, do florescimento à colheita. Podem-se agravar mediante ataque de insetos, danos causados por pássaros e pelo contato das espigas com o solo. As podridões reduzem a produção e, principalmente, a qualidade e o valor nutricional do grão, por causa das toxinas produzidas pelos fungos. Dentre estes, podem ser citados *Diplodia maydis*, *Fusarium moniliforme*, *Giberella zea* e *Aspergillus flavus*, sendo os três primeiros de maior ocorrência.

DUARTE et al. (1994), trabalhando no Vale do Paranapanema, Estado de São Paulo, encontraram valores médios de até 37,7% das espigas com grãos apresentando sintomas de *Fusarium* spp. e 34,5% das espigas com *Diplodia* sp. Mais tarde, DUARTE et al. (1997) verificaram menor ocorrência desse problema, com média geral de 9,5% das espigas com sintomas gerais de doenças. O cultivar D 657 apresentou a menor média (3,5%) e C-909, a maior (18,8%).

CORRÊA et al. (1995), analisando a porcentagem de espigas doentes em 50 cultivares de milho, sendo 25 na safrinha 1 e 25 na safrinha 2, na região centro-sul (Paraná, São Paulo, Goiás, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul e Minas

Gerais), constataram médias gerais de 21,1 e 15,2% das espigas atacadas por doenças, respectivamente para safrinha 1 e safrinha 2. Nos cultivares C 701, C 435, XB 8028, G 600, XL 380, XL 660 e XL 604, os seguintes valores de porcentagem de espigas doentes foram encontrados: 17,0; 9,1; 12,8; 18,7; 16,5; 18,5; e 18,6%.

A cultura do milho apresenta várias pragas de importância na redução da produtividade de grãos (30%) e em torno de 20% no armazenamento (CARVALHO, 1987). Essas previsões, segundo esse autor, são otimistas, porque pesquisas realizadas no Brasil indicam maiores percentuais de redução na produtividade.

Dentre as pragas, a lagarta-do-cartucho (*Spodoptera frugiperda*), ordem Lepidoptera, é a praga que causa maior preocupação ao produtor de milho. A capacidade de danos da lagarta é influenciada pelo vigor da planta e pelo clima (GASSEN, 1996). Este autor citou que os danos podem ser severos, com até 60% de redução no rendimento de grãos. No milho safrinha, em períodos de seca, a lagarta ocorre desde a germinação até a fase de maturação, causando danos semelhantes aos de outras lagartas de superfície do solo.

Plantas de milho, infestadas com a lagarta-do-cartucho, sofrem injúrias com maior intensidade na fase de quatro a seis folhas, porém sem causar redução proporcional no rendimento de grãos. Os maiores danos ocorrem na fase de oito a 10 folhas (40 dias após o plantio), podendo reduzir 19% no rendimento. Na região tropical, a lagarta-do-cartucho causa danos severos, sendo necessário seu controle nas lavouras com potencial elevado de produtividade, principalmente na fase de seis a 10 folhas. Durante períodos com temperatura elevada e teores de umidade no solo muito baixos, a planta reduz o crescimento e a possibilidade de tolerar os danos da praga, enquanto a lagarta consome maior quantidade de folhas e pode causar até a morte das plantas (GASSEN, 1996).

A lagarta-elasmó (*Elasmopalpus lignosellus* (Zeller, 1848)), ordem Lepidoptera, é polífaga e tem causado danos muito severos às culturas de arroz, cana-de-açúcar, trigo, sorgo, soja, feijoeiro, amendoim, algodão etc. No milho, essa praga ataca, principalmente no primeiro mês de desenvolvimento da cultura, quando as plantas atacadas murcham e secam, principalmente as folhas centrais, devido à galeria que a praga constrói no ponto de crescimento (coração-morto), e

causando sua morte (CARVALHO, 1987). Como todas as plantas morrem, o prejuízo depende da intensidade de infestação, mas esse pesquisador desconhece campos com mais de 5% das plantas infestadas. No entanto, CARVALHO (1987) citou perdas de 29% por causa dos danos de elasmos no milho, em comparação com parcelas com e sem tratamento. Os danos são influenciados pela umidade do solo, sendo a condição de solo mais seco a mais favorável para a eclosão das larvas e maior é o número de ovos depositados.

A broca-da-cana (*Diatraea* sp.), ordem Lepidoptera, é a praga mais importante na cana-de-açúcar, mas causa danos à cultura do milho, do sorgo e do arroz. No milho, a broca-da-cana ocorre esporadicamente (GASSEN, 1996), cujas larvas perfuram o colmo e caminham comendo a parte interna, provocando galerias sem muita importância, pois a planta produz normalmente (CARVALHO, 1987). No entanto, as galerias diminuem a resistência ao quebraamento do colmo e propiciam entrada de fitopatógenos que contribuem por maiores perdas. Durante os anos de 1996 e 1997, verificaram-se, no Estado de Mato Grosso, plantas muito infestadas por essa praga, não sendo raro encontrar plantas com mais de duas lagartas no interior da planta. Visualmente, as plantas atacadas pela *Diatraea* apresentavam folhas secas, facilmente distinguidas das plantas saudáveis, indicando a destruição interna da planta. Desse modo, grosseiramente pode-se dizer que, dependendo do nível de ataque, essa praga pode representar muito mais do que simples perfuração no colmo do milho e ocasionar perdas significativas.

2.2. Interação genótipos x ambientes e suas implicações

Por ambientes, entende-se o conjunto de fatores não-genéticos que podem afetar a expressão fenotípica do genótipo. As condições ambientais que influenciam a expressão do genótipo podem ser agrupadas em previsíveis e imprevisíveis. As previsíveis são aquelas devidas a fatores permanentes do ambiente, como fertilidade do solo, fotoperíodo, data de plantio, densidade, práticas agrônomicas etc. Já as imprevisíveis ocorrem aleatoriamente, como

estando final, distribuição de chuvas, temperatura, ventos, umidade relativa do ar etc. e ocorrência de pragas, plantas daninhas e doenças (ALLARD e BRADSHAW, 1964).

Para que a interação genótipos x ambientes possa ser detectada, é necessário que os diferentes genótipos sejam avaliados em dois ou mais ambientes contrastantes. Considerando didaticamente dois ambientes e dois cultivares, três situações podem ocorrer: a) os cultivares apresentam comportamentos concordantes nos dois ambientes e, neste caso, não existe interação, e a indicação do cultivar superior para os dois ambientes é a mesma. b) O comportamento dos cultivares não é semelhante nos dois ambientes, e um deles responde mais acentuadamente à melhoria do ambiente do que o outro; nesse caso, ocorre interação (interação do tipo simples). Entretanto, a classificação dos cultivares não é alterada nos diferentes ambientes, e, por essa razão, o cultivar superior também pode ser indicado para os dois ambientes sem problemas. c) O comportamento dos dois cultivares é inverso nos dois ambientes (interação do tipo complexa); nesse caso, existe complicação para o trabalho do melhorista, cuja indicação de um cultivar é restrita ao ambiente específico (ARIAS, 1996).

Desde 1960, podem-se encontrar vários trabalhos apresentando efeitos de interação genótipos x ambientes significativos, e, entre os mais recentes, têm-se os de: PACHECO (1987), CRUZ et al. (1989), PACHECO (1997), PATERNIANI et al. (1999), LEAL et al. (1999), CARVALHO et al. (1999), RIBEIRO et al. (1999), MACHADO et al. (1999), GORDÓN e CAMARGO (1999), SALAZAR et al. (1999) e DUARTE e PATERNIANI (1999), evidenciando a necessidade de se estudarem os ambientes e identificar, entre os genótipos, aqueles com adaptabilidade ampla ou específica e de maior estabilidade.

Para atenuar ou minimizar os efeitos da interação genótipos x ambientes, existem pelo menos três opções possíveis: a) identificar cultivares específicos para cada ambiente, b) realizar o zoneamento ecológico e c) identificar cultivares com maior estabilidade fenotípica (RAMALHO et al., 1993).

Vários métodos têm sido propostos para análise estatística de interações (em geral) e de interações genótipos x ambientes, em particular. Primeiro, é

necessário saber se a interação está presente e, então, considerar sua importância e efeito no trabalho subsequente (SILVA, 1981).

A eficiência da regionalização, quando realizada dentro de cada ano em estudo, será tanto maior quanto mais alta for a proporção das interações cultivares x ambientes devido ao local. Ainda foi pouco estudada uma regionalização que leve em consideração as variações ambientais previsíveis e não-previsíveis, ou seja, que considere as flutuações de ano a ano nos efeitos da interação cultivares x locais (SILVA, 1981).

O teste F significativo para a interação genótipos x ambientes indicou que o grupo de genótipos apresentou comportamento diferenciado em, pelo menos, um dos ambientes avaliados, mas não revelou qual (is) ambiente(s) foi (ram) responsável(is) pela interação. Assim, o conhecimento do comportamento não só dos genótipos, como do ambiente, é de fundamental importância para o estabelecimento de subgrupos de ambientes, cuja interação seja nula ou mínima para que a recomendação de cultivares seja feita de modo mais seguro possível.

De modo geral, podem-se agrupar os métodos em duas linhas gerais de tratamento do efeito da interação genótipos x ambientes. Uma delas se fundamenta na regionalização de locais e, outra, no estudo da estabilidade de cultivares. Dentro da primeira linha existem dois aspectos: um que se fundamenta principalmente nas características ambientais, procurando ajustar as necessidades da cultura às disponibilidades ambientais existentes, especialmente no que se refere a clima e solo; e outro que parte das reações dos cultivares quando expostas às diversas condições ambientais, procurando caracterizar regiões homogêneas quanto ao comportamento relativo dos cultivares (SILVA, 1981).

As implicações de efeitos significativos da interação cultivares x anos são consideradas como muito diferentes daquelas referentes à interação cultivares x locais. Isso porque as variações de ano para ano são imprevisíveis e o melhorista, para controlá-las, deve buscar a obtenção de cultivares também adaptados às flutuações ambientais não previsíveis, sem as quais o processo de regionalização não é eficiente (ALLARD e BRADSHAW, 1964).

A quantificação do percentual da parte complexa da interação genótipos x ambientes é muito importante para traçar a estratégia de melhoramento, tanto na escolha do ambiente onde serão conduzidos os ensaios quanto na escolha dos genótipos, conforme sua adaptabilidade a determinada condição ambiental (VENCOVSKY, 1978).

A interação simples é proporcionada pela diferença de variabilidade entre os genótipos nos diferentes ambientes, enquanto a interação complexa é dada pela falta de correlação entre genótipos, indicando inconsistência da superioridade de genótipos com a variação ambiental, ou seja, haverá genótipos com desempenho superior em um ambiente, mas não em outro, tornando difícil a indicação de cultivares ou, mesmo, a realização de seleção (CRUZ e REGAZZI, 1997). Assim, medidas que controlem ou amenizem os efeitos dessa interação devem ser tomadas para que as recomendações sejam mais seguras (RAMALHO et al., 1993).

CARNEIRO (1998) utilizou a decomposição da interação GxA de pares de ambientes em partes simples e complexa, a fim de auxiliar a inclusão de ambientes aos subgrupos já estabelecidos, de tal modo que, mesmo havendo interação, esta é predominantemente de natureza simples e não causa problemas à recomendação de cultivares. Para que um ambiente possa ser incluído ao subgrupo preestabelecido, ele deve apresentar, no máximo, interação de natureza simples com todos os ambientes onde se pretende realizar sua inclusão. Esse autor constatou predomínio da interação do tipo complexo, e, assim, a inclusão de um novo ambiente aos grupos preestabelecidos não foi possível.

O estudo dos ambientes é de grande importância, pois fornece informações sobre os padrões de respostas dos cultivares, de modo a conhecer o grau de representatividade dos locais e tomar decisões quanto à desistência, ou não, da instalação de ensaios em determinado local, em razão de problemas técnicos ou de escassez de recursos (CRUZ e REGAZZI, 1997; CARNEIRO, 1998).

2.3. Estabilidade e adaptabilidade

A recomendação de genótipos de acordo com seus rendimentos médios, considerando-se todos os ensaios, favorece aqueles que se sobressaem nos melhores ambientes e não discrimina os que se adaptam às melhores ou piores condições de plantio (VERONESI, 1995).

Quando os cultivares são comparados numa série de ambientes, a classificação relativa pode diferir, causando dificuldades para se demonstrar a superioridade significativa entre eles. Essa interação está presente mesmo quando os cultivares são linhagens puras, híbridos de cruzamentos simples ou duplos, progênies endogâmicas ou qualquer outro material com o qual o melhorista possa estar trabalhando. Coeficientes de regressão e desvios da regressão podem ser usados para estimar a adaptabilidade e estabilidade; desse modo, para que o cultivar seja considerado ideal, ele deve apresentar, além de média elevada, coeficiente de regressão igual à unidade ou próximo desta e desvios da regressão não diferindo significativamente de zero (EBERHART e RUSSELL, 1966).

O genótipo ideal, segundo VERMA et al. (1978), deveria apresentar produtividade elevada e desempenho estável, em ambientes de baixa produtividade, simultaneamente com a capacidade de responder a ambientes mais favoráveis.

RUSCHEL et al. (1987) estudaram a interação genótipos x ambientes em 18 cultivares de milho em Goiás, de 1983 a 1986, utilizando a metodologia de EBERHART e RUSSELL (1966). Os cultivares sugeridos aos agricultores que investem em tecnologia foram aqueles que apresentaram coeficientes de regressão mais elevados, o que evidencia que eles respondem a ambientes favoráveis. Aqueles com coeficientes inferiores à unidade são os mais rústicos, capazes de retribuir com produtividades razoáveis, mesmo quando sob veranicos inesperados, estresses ambientais ou condições de baixa tecnologia. Em condições de tecnologias entre média e alta, seria ideal utilizar cultivares que apresentassem coeficiente superior à unidade, produtividade acima da média e menor desvio de regressão, tendo, em decorrência disso, maior estabilidade de comportamento, sendo mais previsível sua resposta a alterações ambientais. Em baixa tecnologia, recomendam-se cultivares com coeficiente de regressão menor que a unidade e produtividade próxima ou superior à média geral.

Cultivares de milho dotados de maior base genética têm sido mais homeostáticos, e foi observado que, à medida que a heterogeneidade genética aumenta, a interação com o meio diminui (SPRAGUE e FEDERER, 1951; EBERHART et al., 1964, entre outros). Assim, de acordo com JONES (1958), o sucesso de muitos híbridos duplos, em amplas áreas, com grande estabilidade é o resultado de sua diversidade genética. Nesse sentido, os híbridos duplos têm-se mostrado mais estáveis do que os híbridos simples, de modo geral. Em outras palavras, a expressão média para diversos caracteres, em vários ambientes, tende a ser inferior para os híbridos simples, em comparação com os híbridos duplos (SPRAGUE e FEDERER, 1951; JONES, 1958; EBERHART et al., 1964; EBERHART e RUSSELL, 1969; WEATHERSPOON, 1970).

Melhoristas de milho têm observado que as mais altas produções, num ambiente particular, são usualmente obtidas por híbridos simples, em comparação com os híbridos duplos. No entanto, o mesmo híbrido simples raramente fornece a mais alta produção em diferentes anos ou em diferentes locais (SPRAGUE e FEDERER, 1951). No entanto, constatam-se, em alguns trabalhos, certos híbridos simples tão estáveis quanto os melhores e mais estáveis híbridos duplos (EBERHART et al., 1964; EBERHART e RUSSELL, 1969). Os híbridos simples devem, portanto, ser testados em mais locais ou durante mais anos do que os duplos, para obtenção do mesmo grau de precisão na comparação de ambos (SPRAGUE e FEDERER, 1951; ROSBACO e BABBONI, 1968). WEATHERSPOON (1970) sugeriu que os híbridos simples fossem testados em mais locais e durante maior número de anos, para selecionar aqueles genótipos que possuem considerável estabilidade em diversos ambientes. Essa sugestão deveu-se aos resultados experimentais que apresentaram produção média superior dos híbridos simples sobre os híbridos triplos e, destes, sobre os híbridos duplos.

Além da base genética, o nível, ou tempo de melhoramento praticado sobre os genótipos, também se constitui num fator de grande influência à estabilidade (MÔRO, 1987). RUSCHEL (1968), pesquisando na região centro-sul do Brasil, sob várias altitudes, latitudes e, conseqüentemente, condições climáticas diversas, verificou que as variedades melhoradas apresentaram menor interação por

localidades do que populações, híbridos e variedades locais. Resultados semelhantes foram obtidos por MIRANDA e COSTA (1970 e 1972) e COSTA (1976), na Região Nordeste brasileira.

RUSCHEL (1970) verificou que os sintéticos apresentaram maior estabilidade de produção, em relação aos híbridos e às variedades tradicionais e populações, aliado ao rendimento médio elevado, podendo, portanto, atender às necessidades de extensas áreas do território nacional carente de pesquisas agrícolas, ou seja, variedades sintéticas devem ser recomendadas para regiões carentes de pesquisas agrícolas em vez de se criarem híbridos. NASPOLINI (1975), estudando a variabilidade fenotípica e a estabilidade em híbridos simples, híbridos duplos, variedades e compostos, obteve resultados semelhantes aos de RUSCHEL (1970), pois os compostos foram ligeiramente superiores às variedades, que, por sua vez, foram superiores aos híbridos duplos e simples.

2.3.1. Algumas metodologias propostas para análise da adaptabilidade e estabilidade

Para adequada interpretação das estimativas dos parâmetros que medem a interação genótipos x ambientes, são necessários alguns conceitos fundamentais. Segundo Mariotti et al. (1976), citados por CARNEIRO (1998): **adaptabilidade** é a capacidade de um genótipo aproveitar, vantajosamente, o estímulo propiciado pelo ambiente, e **estabilidade** é a habilidade de o genótipo apresentar um comportamento altamente previsível em razão de um estímulo ambiental.

Atualmente, existem vários métodos para análise do desempenho genotípico em diversos ambientes; no entanto, serão descritas apenas algumas metodologias de grande citação. O método proposto, inicialmente, para avaliar estabilidade consiste na análise de variância conjunta de uma série de experimentos desenvolvidos em vários locais e em vários anos. Por esse procedimento, estudam-se não apenas os efeitos isolados de variedades, locais e anos, mas também as interações variedades x locais, variedades x anos, locais x anos e variedades x locais x anos, as quais são consideradas de maneira a proporcionar estimativas das magnitudes de suas variâncias.

YATES e COCHRAN (1938) sugeriram a decomposição da interação variedades x ambientes. Segundo esses autores, para cada variedade determina-se uma regressão linear em relação à média de todas as variedades, em cada ambiente. Uma equação de regressão é ajustada para cada variedade. Essa equação, representada em um gráfico de eixos cartesianos, evidencia o comportamento individual de cada variedade sob o efeito dos diferentes ambientes e, assim, podem-se fazer previsões.

PLAISTED e PETERSON (1959) apresentaram um método para caracterizar a estabilidade do desempenho de produtividade. O primeiro passo é a análise de variância conjunta de variedades e ambientes. Se a interação variedades x ambientes for significativa, efetua-se a análise de variância conjunta de todos os anos, para cada combinação de variedades, tomadas duas a duas. Para m variedades serão necessárias $m(m-1)/2$ análises. Esse conjunto de análises fornece a estimativa de σ_{v1}^2 (componente de variância da interação variedades x ambientes) para cada par de variedades. Calcula-se, então, a média aritmética das estimativas de σ_{v1}^2 para cada variedade. A variedade que proporciona menor valor é a que contribui menos para as interações variedades x ambientes e, assim, é considerada a mais estável no teste.

Para FINLAY e WILKINSON (1963), essa metodologia exige precisão e é de difícil uso quando grande número de genótipos são testados, por exemplo programa de introdução de plantas, ou quando se avalia grande número de populações em programa de melhoramento. Com os propósitos de solucionar esse problema e estudar convenientemente a resposta dinâmica de variedades de plantas às diversas condições ambientais, esses autores introduziram "índice de ambiente", definido em função da produção média de todas as variedades em cada ambiente.

O método de FINLAY e WILKINSON (1963) baseia-se na análise de regressão simples para comparar o comportamento de um conjunto de variedades em diversos ambientes. Duas variáveis são consideradas para obtenção de estimativa do coeficiente de regressão: índice de ambiente e produtividade individual média de cada variedade, em cada ambiente. Baseando-se no coeficiente de regressão, eles caracterizaram vários tipos de adaptação de variedades.

Variedades com baixo coeficiente de regressão indicam alto grau de estabilidade fenotípica. A estabilidade absoluta é expressa por $b=0$. Variedades fenotipicamente instáveis estão associadas a altos valores para os coeficientes de regressão. Valores negativos, ainda que eventualmente possam ocorrer, não são de interesse para o pesquisador. Variedades com coeficiente de regressão próximo de 1 têm estabilidade média sobre todos os ambientes. Quando isso é associado com média de produtividade alta, a variedade tem capacidade geral de adaptação; quando associado com média de produtividade baixa, a variedade é pobremente adaptada para todos os ambientes. Coeficiente de regressão acima de 1 indica elevada sensibilidade à mudança de ambiente (baixa estabilidade) e maior especificidade na adaptação a ambientes de alta produtividade. Coeficiente de regressão abaixo de 1 indica baixa sensibilidade à troca de ambiente (alta estabilidade) e maior especificidade na adaptação a ambientes de baixa produtividade.

O método de EBERHART e RUSSELL (1966) considera a regressão de cada variedade no experimento, em relação a um só índice de ambiente, como no método de FINLAY e WILKINSON (1963), e uma função de desvios dessa regressão. A adaptabilidade de cada variedade é dada em função do coeficiente de regressão (β_{1i}), de modo que: quando $\beta_{1i} = 1$, os genótipos são de adaptabilidade ampla ou geral; $\beta_{1i} > 1$, os genótipos apresentam adaptabilidade específica a ambientes favoráveis; e $\beta_{1i} < 1$, os genótipos são de adaptabilidade específica a ambientes desfavoráveis. A estabilidade está relacionada com a previsibilidade de comportamento dado pelo componente de variância devido aos desvios da regressão (σ_{di}^2), sendo estáveis (previsíveis) quando $\sigma_{di}^2 = 0$ e poucos estáveis ou instáveis (imprevisíveis) quando $\sigma_{di}^2 \neq 0$.

O método de TAI (1971) é semelhante ao de EBERHART e RUSSELL (1966), em que se determina a resposta linear da variedade para os efeitos ambientais. A diferença está na estimação dos parâmetros, em que se envolve uma extensão do modelo matemático convencional para a análise de variância; estima o potencial genotípico da variedade para estabilização na "performance", quando se variam os ambientes. Os parâmetros são definidos como b_i (medida da resposta

linear do *i*ésimo genótipo sob os efeitos do ambiente) e λ_i (desvio da resposta linear em termos de magnitude de variância de erro, em relação ao erro associado à interação GA_{ij}). Uma variedade perfeitamente estável não mudará sua "performance" de ambiente para ambiente. Isso equivale a afirmar que $b = -1$ e $\lambda = 1$. Segundo TAI (1971), uma variedade perfeitamente estável não existirá; assim, o melhorista ficará satisfeito com a obtenção de níveis médios de estabilidade. Os valores ($b = 0$ e, $\lambda = 1$) são referidos como estabilidade média e os valores ($b = -1, \lambda = 1$) como estabilidade perfeita.

VERMA et al. (1978) propuseram técnica alternativa de regressão que consiste no ajuste de duas regressões lineares separadamente; uma para ambientes desfavoráveis, cujos índices são negativos, e outra para os ambientes favoráveis, os quais possuem índices positivos. O genótipo mais estável seria escolhido com base na análise conjunta dos coeficientes de regressão para os ambientes favoráveis e desfavoráveis.

SILVA e BARRETO (1985) apresentaram o ajustamento, para cada genótipo, de uma única equação de regressão constituída de dois segmentos de reta com união no ponto correspondente ao valor zero do índice de ambiente. O modelo de regressão linear bissegmentado desses autores é definido pela equação $E(Y) = b_0 + b_1x + b_2T(x)$. A adaptabilidade relativa do genótipo nos ambientes favoráveis e desfavoráveis pode ser determinada por meio de testes de hipóteses referentes aos parâmetros b_1 e b_2 do modelo proposto. A adaptabilidade é definida em função do ajuste desses coeficientes de regressão, a qual se refere à estabilidade de comportamento.

CRUZ et al. (1989) propuseram uma modificação à metodologia proposta por SILVA e BARRETO (1985), de modo a torná-la operacionalmente mais simples e mais adequada aos propósitos do melhoramento. A metodologia consiste em análises de regressão bissegmentada e tem, como parâmetros de adaptabilidade, a média (b_{0i}) e a resposta linear aos ambientes desfavoráveis (b_{1i}) e favoráveis ($b_{1i} + b_{2i}$) definidos pelo modelo estatístico $Y_{ij} = \beta_{0i} + \beta_{1i}I_j + \beta_{2i}T(I_j) + \delta_{ij} + \epsilon_{ij}$. A estabilidade dos genótipos é avaliada pelo desvio da regressão de cada cultivar, em função das variações ambientais de modo semelhante ao método de EBERHART e

RUSSELL (1966). De acordo com essa metodologia, o genótipo ideal deve apresentar $b_{1i} < 1$, $b_{1i} + b_{2i} > 1$, desvios iguais a zero e média alta; genótipos para ambientes desfavoráveis devem apresentar $b_{1i} < 1$, $b_{1i} + b_{2i} < 1$, desvios iguais a zero e média alta; e genótipos para ambientes favoráveis devem apresentar $b_{1i} > 1$, $b_{1i} + b_{2i} > 1$, desvios iguais a zero e média alta.

LIN e BINNS (1988) definiram como medida para estimar a "performance" genotípica o quadrado médio da distância entre a média do cultivar e a resposta média máxima para todos os ambientes. Esse método pondera os desvios de comportamento dos cultivares nos ambientes, ou seja, considera a estabilidade de comportamento. Além disso, leva em consideração o rendimento do genótipo e a resposta relativa a um genótipo hipotético, que é uma medida de adaptabilidade. Recentemente, esse método foi modificado por CARNEIRO (1998) para atender às necessidades de se identificarem genótipos superiores nos grupos de ambientes favoráveis e desfavoráveis, utilizando a mesma metodologia de classificação de ambientes definida em EBERHART e RUSSELL (1966). Em seu trabalho, CARNEIRO (1998) enriqueceu ainda mais a metodologia, propondo análise multivariada da adaptabilidade e estabilidade.

2.4. Análise multivariada para seleção e indicação de cultivares

A indicação de cultivares baseando-se em apenas um caráter pode não ser a melhor opção, pois o valor do genótipo é estreitamente relacionado por várias características. Assim, ao se decidirem quais são os melhores, tanto como progenitores quanto para recomendação de cultivares, é racional que o profissional leve em consideração essas características, as quais podem não ter o mesmo peso econômico, mas agregam valores àquele genótipo. Como exemplo, a indicação de cultivares de milho considerando-se somente produtividade de grãos pode ser rejeitada pelos agricultores, consumidores e até mesmo pela indústria se alguma (s) característica (s) não se enquadrar (em) dentro do padrão mínimo; portanto, de nada adianta um cultivar ser muito produtivo se ele apresenta, por exemplo, baixa qualidade de grãos (por razões diversas), alta

exigência em fertilidade, suscetibilidade ao tombamento (acamamento e quebramento), pragas e doenças. Dessa forma, é evidente a necessidade de que seja avaliado e analisado, simultaneamente, o máximo de caracteres de importância econômica.

Nesse contexto, as teorias da análise multivariada são apontadas como eficientes ferramentas, de modo que a classificação de genótipos se fundamente em diversas variáveis importantes. Entre as técnicas multivariadas utilizadas estão os índices de seleção, que permitem estabelecer um número, obtido pela combinação de várias características. A eficiência desses índices, segundo CASTOLDI (1997), depende da natureza dos dados, do número de caracteres envolvidos e dos parâmetros estabelecidos, como pesos econômicos e ganhos desejados.

PELUZIO (1999) discutiu a respeito das dificuldades em promover alterações desejáveis sobre várias características simultaneamente, por meio da seleção indireta, via resposta correlacionada, devido ao tipo e grau de associações entre essas características. Assim, o índice de seleção surge como método de classificação de indivíduos que leva em consideração as propriedades genéticas da população em que todas as características apresentam importância e podem contribuir para o processo seletivo, permitindo que o melhorista aloque mais adequadamente e, com maior eficiência, a variabilidade genética presente. Desse modo, poderia se imaginar que o índice de seleção fosse amplamente adotado pelos melhoristas, mas tal fato não ocorre.

Resultados de vários trabalhos evidenciam a existência de algumas barreiras que atuam limitando o seu uso, como dificuldades de obter estimativas precisas de variâncias e co-variâncias fenotípicas e genotípicas, estabelecimento de pesos econômicos para cada caracter e necessidade de se terem, em mãos, todos os dados de medições para realização das análises (PESEK e BAKER, 1969; LIN, 1978).

Não foi objetivo deste trabalho a descrição de todas as metodologias de índice de seleção. LIN (1978) relatou que Smith, em 1936, aplicou o conceito da função discriminante de Fischer (1936) para desenvolver um índice para

selecionar linhagens de planta. Em 1943, HAZEL estendeu os procedimentos do índice para seleção de indivíduos em uma população animal, definindo um método para estimar as variâncias e co-variâncias necessárias ao índice. Surgiu, dessa forma, o primeiro índice denominado “índice clássico”, de SMITH (1936) e HAZEL (1943).

O índice clássico de Smith e Hazel consiste de duas combinações lineares, definidas como índice fenotípico, dado por $I = b_1x_1 + b_2x_2 + K +$

$$b_nx_n = \sum_{i=1}^n b_i x_i = b'x, \text{ e agregado genotípico, dado por } H = a_1g_1 + a_2g_2 + K +$$

$$a_n g_n = \sum_{i=1}^n a_i g_i = a'g; \text{ em que os coeficientes } a_i \text{ são chamados de pesos}$$

econômicos que devem ser estabelecidos pelo melhorista e os b_i são estimados de modo a maximizar a correlação entre I e H (CRUZ e REGAZZI, 1997).

De maneira geral, para obter estimativas confiáveis do índice de seleção, é necessário que se tenham, à disposição, matrizes de variâncias e co-variâncias (fenotípicas e genéticas) e pesos econômicos bem estabelecidos (CRUZ, 1990). Assim, estimativas de variâncias e co-variâncias comprometidas constituem fatos que contribuem para decréscimo de sua eficiência. Além disso, CRUZ e REGAZZI (1997) citaram o despreparo de muitos melhoristas no estabelecimento de pesos econômicos aos vários caracteres, contribuindo, ainda mais, para a limitação de seu uso.

Devido às dificuldades de estabelecer pesos econômicos, CRUZ (1990) propôs que os pesos econômicos poderiam ser estimados a partir de estatísticas dos próprios dados experimentais. O coeficiente de variação genético se constituiria num bom referencial, pelo fato de o seu caráter adimensional, entre os caracteres, ser diretamente proporcional à variância genética disponível. No entanto, nas análises de PELUZIO (1999), o melhor resultado foi obtido usando pesos econômicos aleatórios, com ganhos favoráveis e consistentes para produção e rusticidade.

Pensando em amenizar os problemas de estimação dos parâmetros fenotípicos e genotípicos, Willians, em 1962, citado por LIN (1978), propôs que

cada característica deva ter seu peso de acordo com seu relativo valor econômico. O índice de Willians, denominado “Índice Base”, equivalerá ao “Índice Clássico” se a matriz de variâncias e co-variâncias fenotípicas for igual à genotípica (LIN, 1978).

Apesar de as medidas propostas por Willians solucionarem a questão das dificuldades e dos problemas de estimativas de variâncias e de co-variâncias fenotípicas e genotípicas comprometidas, ainda permanece o dilema do estabelecimento de pesos econômicos, pois, teoricamente, há uma infinidade de combinações possíveis de serem utilizadas.

Elston (1963), citado por LIN (1978), desenvolveu um índice de seleção sem utilizar os procedimentos de Smith e Hazel. O índice estabelecido por esse autor é dado por $I = (x_1 - k_1)(x_2 - k_2) \dots (x_n - k_n)$, em que k_i é um valor mínimo atribuído pelo melhorista para a característica x_i . Hoje, podem ser encontradas na literatura várias metodologias, muitas delas não paramétricas, a fim de evitar problemas com estimação das variâncias e co-variâncias fenotípicas e genotípicas.

2.5. Análise de fatores

A análise de fatores é uma técnica multivariada que trata das relações internas de um conjunto de variáveis substituindo um conjunto inicial de variáveis correlacionadas por um conjunto menor de “fatores” ou variáveis hipotéticas, que podem ser não-correlacionadas (fatores ortogonais) ou correlacionadas (fatores oblíquos) e que explicam a maior parte da variância do conjunto original.

Esta técnica, em resumo, é um conjunto de métodos estatísticos que procura explicar o comportamento de um número grande de variáveis observadas em termos de um número menor de variáveis latentes ou de fatores. As variáveis são agrupadas por meio de suas correlações, e as que caracterizam determinado fator estão fortemente correlacionadas entre si, mas fracamente em outro fator.

Em muitas situações, o pesquisador deseja examinar as inter-relações de variáveis. Essas inter-relações podem ser medidas pelas co-variâncias ou pelos coeficientes de correlação entre estas. Se o número de variáveis é grande, o pesquisador pode estar interessado em estruturar (simplificar) seus dados de maneira a conservar o máximo da informação expressa pelas variáveis originais. Uma solução para esse problema é encontrar variáveis hipotéticas que sejam combinações lineares das variáveis observadas e que, mesmo em menor número, possam ser mais convenientemente estudadas.

A análise de fatores tem peculiaridade própria em relação a outras técnicas estatísticas, por ter sido desenvolvido por profissionais que não eram primariamente estatísticos e, sim, psicólogos. Por essa razão, ela tendeu a adquirir linguagem e técnica própria. Durante anos, a análise de fatores teve seu uso bastante limitado em razão da complexidade dos cálculos envolvidos. Atualmente, entretanto, graças às facilidades computacionais, esta técnica tem sido retornada, abrangendo as mais diversas áreas.

A abordagem dada nos tópicos subseqüentes foi realizada consultando-se CASTOLDI (1991), JOHNSON e WICHERN (1992) e materiais didáticos desenvolvidos pelos alunos do curso de Estatística da UNICAMP.

2.5.1. Considerações gerais

A análise de fatores é uma das poucas técnicas que passam pela construção de modelos, ou seja, a explicação do vetor de variáveis originais através de um vetor de variáveis que não são observáveis. Nesse sentido, ela é uma complicação conceitual da técnica de regressão, pela qual se explica o conjunto de variáveis observáveis através de outras, também observáveis e, às vezes, até fixas. Na análise de fatores, a determinação desses coeficientes passa pelo fato de que estes são coeficientes de variáveis não-observáveis.

Considere p vetores de observações x_1, x_2, \dots, x_p associados às variáveis X_1, X_2, \dots, X_p , de tal forma que as componentes do vetor x_j ($j = 1, 2, \dots, p$) sejam as n observações x_{ij} ($i = 1, 2, \dots, n$) da variável X_j sobre os indivíduos. Assim, o

modelo de análise de fatores pressupõe a existência de m vetores ou fatores, f_1, f_2, \dots, f_m , associados às F_1, F_2, \dots, F_m , que são as variáveis não-observáveis, além de p vetores de erros e_1, e_2, \dots, e_p , associados às $\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_p$. Logo, os vetores de observações são gerados, linearmente, pelos fatores mais os erros, ou seja, cada j -ésimo vetor de observações pode ser escrito como $(X_{ij} - \bar{x}_j) = \sum_{k=1}^m l_{jk} f_k + e_j$,

($i=1, 2, \dots, n$ e $j=1, 2, \dots, p$). Em termos populacionais, tem-se ${}_p(X-\mu)_1 = {}_pL_{mm}F_1 + {}_p\varepsilon_1$ **(1)**

em que

${}_pX_1$ = vetor de variáveis aleatórias;

${}_p\mu_1$ = vetor das médias de ${}_pX_1$;

${}_pL_m$ = matriz de cargas fatoriais;

${}_mF_1$ = vetor de fatores comuns; e

${}_p\varepsilon_1$ = vetor de fatores específicos.

Assim, tem-se que

$${}_pX_1 = \begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \\ \vdots \\ M \\ X_p \end{bmatrix}; \quad {}_p\mu_1 = \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \\ \vdots \\ M \\ \mu_p \end{bmatrix}; \quad {}_pL_m = \begin{bmatrix} \lambda_{11} & \lambda_{12} & \Lambda & \lambda_{1m} \\ \lambda_{21} & \lambda_{22} & \Lambda & \lambda_{2m} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ M & M & O & M \\ \lambda_{p1} & \lambda_{p2} & \Lambda & \lambda_{pm} \end{bmatrix}; \quad {}_mF_1 = \begin{bmatrix} F_1 \\ F_2 \\ \vdots \\ M \\ F_m \end{bmatrix} \quad \text{e} \quad {}_p\varepsilon_1 = \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \vdots \\ M \\ \varepsilon_p \end{bmatrix}$$

Nota-se que o modelo proposto nada mais é do que um conjunto de p modelos de regressão linear múltipla, mas com a ressalva de que o vetor de variáveis dependentes F é não-observável e, além disso, as m variáveis não-observáveis devem ser comuns às regressões. Então, o modelo será explorado de maneira diferente à da análise de regressão.

Suposições

- (i) $E({}_mF_1) = {}_m0_1$, ou seja, os fatores comuns têm média zero;
- (ii) $E({}_p\varepsilon_1) = {}_p0_1$, ou seja, os fatores específicos têm média zero;

(iii) $\text{Cov}({}_m F_1) = E({}_m F_1 {}_m F_1') = {}_m I_m$, ou seja, os fatores são ortogonais ou incorrelatos e padronizados;

(iv) $\text{Cov}({}_p \varepsilon_1) = E({}_p \varepsilon_1 {}_p \varepsilon_1') = {}_p \Psi_p = \begin{bmatrix} \Psi_1 & 0 & \Lambda & 0 \\ 0 & \Psi_2 & \Lambda & 0 \\ M & M & O & M \\ 0 & 0 & \Lambda & \Psi_p \end{bmatrix}$, ou seja, os fatores

específicos são incorrelatos, denominados matriz de especificidade; e

(v) $\text{Cov}({}_p \varepsilon_1 {}_m F_1) = E({}_p \varepsilon_1 {}_m F_1') = {}_p 0_m$, ou seja, ausência de correlação entre fatores comuns e fatores específicos.

Seguindo essas suposições, obter-se-á:

(a.1) Decomposição da matriz de variâncias e co-variâncias

$$\begin{aligned} \Sigma = \text{cov}(X) &= E(X-\mu)(X-\mu)' = E[(LF + \varepsilon)(LF + \varepsilon)'] \\ &= E(LFF'L' + LF\varepsilon' + \varepsilon F'L' + \varepsilon \varepsilon') \\ &= LE(FF')L' + LE(F\varepsilon') + E(\varepsilon F')L' + E(\varepsilon \varepsilon') \\ &= LL' + \Psi \end{aligned}$$

ou seja,

$$\begin{aligned} \Sigma &= \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} & \Lambda & \sigma_{1p} \\ \sigma_{12} & \sigma_{22} & \Lambda & \sigma_{2p} \\ M & M & O & M \\ \sigma_{1p} & \sigma_{2p} & \Lambda & \sigma_{pp} \end{bmatrix} = \\ &= \begin{bmatrix} \lambda_{11} & \lambda_{12} & \Lambda & \lambda_{1m} \\ \lambda_{21} & \lambda_{22} & \Lambda & \lambda_{2m} \\ M & M & O & M \\ \lambda_{p1} & \lambda_{p2} & \Lambda & \lambda_{pm} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \lambda_{11} & \lambda_{21} & \Lambda & \lambda_{p1} \\ \lambda_{12} & \lambda_{22} & \Lambda & \lambda_{p2} \\ M & M & O & M \\ \lambda_{1m} & \lambda_{2m} & \Lambda & \lambda_{pm} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \Psi_1 & 0 & \Lambda & 0 \\ 0 & \Psi_2 & \Lambda & 0 \\ M & M & O & M \\ 0 & 0 & \Lambda & \Psi_p \end{bmatrix} \quad (2) \end{aligned}$$

Assim,

$$\sigma_{jj} = \text{Var}(X_j) = \lambda_{j1}^2 + \lambda_{j2}^2 + \dots + \lambda_{jm}^2 + \psi_j, \quad (j=1, 2, \dots, p) \quad e,$$

$$\sigma_{jk} = \text{Cov}(X_j, X_k) = \lambda_{j1}\lambda_{k1} + \lambda_{j2}\lambda_{k2} + \dots + \lambda_{jm}\lambda_{km} \quad , \quad (j \neq k = 1, 2, \dots, p)$$

(3)

(a.2) Co-variâncias entre variáveis originais e variáveis não-observáveis

$$\text{Cov}(X, F) = E(x-\mu)(F-E(F))' = E[(X-\mu)F'] = E[(LF + \varepsilon)F'] = E(LFF') + E(\varepsilon') = LE(FF)' = L$$

ou $\text{cov}(X_j, F_{kj}) = \lambda_{jk} \quad , \quad (j \neq k = 1, 2, \dots, p)$

Na decomposição da variância dada em (3), definem-se os seguintes termos:

$$h_j^2 = \lambda_{j1}^2 + \lambda_{j2}^2 + \lambda_{jm}^2 \quad , \quad \text{o que será denominado comunalidade (termo que vem de fator comum); e}$$

$\psi_j =$ de especificidade (termo proveniente de fatores específicos).

Dessa forma, (3) pode ser escrito como $\sigma_{jj} = \text{Var}(X_j) = h_j^2 + \psi_j$, $(j = 1, 2, \dots, p)$.

Na prática, as variáveis originais geralmente são padronizadas, ou seja, têm média zero e variância unitária. Desse modo, a matriz de co-variâncias Σ transforma-se na matriz de correlações R .

(b.1) Decomposição da matriz de correlações R.

$R = LL' + \psi$, ou seja,

$$R = \begin{bmatrix} \rho_{11} & \rho_{12} & \Lambda & \rho_{1p} \\ \rho_{12} & \rho_{22} & \Lambda & \rho_{2p} \\ M & M & O & M \\ \rho_{1p} & \rho_{2p} & \Lambda & \rho_{pp} \end{bmatrix} =$$

$$= \begin{bmatrix} \lambda_{11} & \lambda_{12} & \Lambda & \lambda_{1m} \\ \lambda_{21} & \lambda_{22} & \Lambda & \lambda_{2m} \\ M & M & O & M \\ \lambda_{p1} & \lambda_{p2} & \Lambda & \lambda_{pm} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \lambda_{11} & \lambda_{21} & \Lambda & \lambda_{p1} \\ \lambda_{12} & \lambda_{22} & \Lambda & \lambda_{p2} \\ M & M & O & M \\ \lambda_{1m} & \lambda_{2m} & \Lambda & \lambda_{pm} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \Psi_1 & 0 & \Lambda & 0 \\ 0 & \Psi_2 & \Lambda & 0 \\ M & M & O & M \\ 0 & 0 & \Lambda & \Psi_p \end{bmatrix} \quad (4)$$

Assim,

$$\begin{aligned} \rho_{jj} &= \text{Corr}(X_j) = \lambda_{j1}^2 + \lambda_{j2}^2 + \dots + \lambda_{jm}^2 + \psi_j, \quad (j=1, 2, \dots, p) \quad e, \\ \rho_{jk} &= \text{Corr}(X_j, X_k) = \lambda_{j1}\lambda_{k1} + \lambda_{j2}\lambda_{k2} + \dots + \lambda_{jm}\lambda_{km}, \quad (j \neq k = 1, 2, \dots, p) \end{aligned} \quad (5)$$

(b.2) Correlação entre variáveis originais e variáveis não-observáveis

$$\text{Corr}(X_j, F) = L \text{ ou } \text{Corr}(X_j, F_{kj}) = \lambda_{jk}, \quad (j = 1, 2, \dots, p \text{ e } k = 1, 2, \dots, m).$$

Como foi visto em (a.2), a decomposição dos elementos da diagonal de R (que é igual a 1) pode ser decomposta da seguinte maneira:

$$1 = \text{Corr}(X_j, X_j) = h_j^2 + \psi_j, \quad (j = 1, 2, \dots, p)$$

Obs.: note que, apesar de as notações para Σ e R serem as mesmas, podem-se distinguir, no contexto, as diferenças dos termos λ_{jk} , h_j^2 e ψ_j quando são utilizadas a matriz de variâncias e co-variâncias e a matriz de correlações.

2.5.2. Métodos de estimação

A matriz de co-variância amostral S é um estimador da matriz de co-variância populacional Σ , que é desconhecida. Se os elementos fora da diagonal de S são pequenos ou zero na matriz de correlação amostral R, as variáveis não estão relacionadas e a análise de fatores não dará resultados satisfatórios. Nessas circunstâncias, os fatores específicos têm papel dominante, visto que o maior objetivo da análise de fatores é determinar alguns fatores comuns importantes.

Se Σ parece divergir significativamente de uma matriz diagonal, então um modelo fatorial pode ser recriado e o problema inicial é estimar as cargas fatoriais λ_{ij} e variâncias específicas Ψ_i . Dois dos métodos mais populares de estimação de parâmetros são os seguintes: o método do componente principal (é o fator principal relacionado) e o método de máxima verossimilhança. A solução de qualquer método pode ser rotacionada para simplificar a interpretação dos fatores.

2.5.2.1. Método dos componentes principais

Neste método, tenta-se recuperar a decomposição de R dada em (4) e (5). Assim, por decomposição espectral, R , que é simétrica e positiva definida com par de autovalores-autovetores (λ_j, u_j) , ($j = 1, 2, \dots, p$), em que $\lambda_1 \geq \lambda_2 \geq \dots \lambda_p > 0$ e u_j ($j = 1, 2, \dots, p$) são autovetores normalizados, pode ser expressa da seguinte forma: $R = Q\Lambda Q' = Q\Lambda^{1/2}\Lambda^{1/2}Q' = L_1L_1'$, sendo

$$L_1 = \begin{pmatrix} \sqrt{\lambda_1}u_1 & \sqrt{\lambda_2}u_2 & \dots & \sqrt{\lambda_p}u_p \end{pmatrix}$$

Eliminando as colunas correspondentes aos menores autovalores, ou seja, aqueles que contribuem pouco para R , tem-se: $R \cong LL'$, em que

$$L = \begin{pmatrix} \sqrt{\lambda_1}u_1 & \sqrt{\lambda_2}u_2 & \dots & \sqrt{\lambda_m}u_m \end{pmatrix} \quad \text{com } m < p.$$

Se incluir a variação do fator específico (matriz de especificidade), tem-se

$$R \cong LL' + \Psi \mathbf{1}$$

em que a igualdade é exata na diagonal, valendo apenas as aproximações fora da diagonal principal. A aproximação aumenta na medida em que o número de componentes principais m se aproxima de p .

A aplicação de (1) na matriz de correlações amostrais R é conhecida como a solução de componentes principais. Como o interesse é obter as estimativas de L , que são as cargas fatoriais, têm-se as seguintes estimativas:

$$\hat{L} = \begin{pmatrix} \sqrt{\hat{\lambda}_1}\hat{u}_1 & \sqrt{\hat{\lambda}_2}\hat{u}_2 & \dots & \sqrt{\hat{\lambda}_m}\hat{u}_m \end{pmatrix} \quad \text{e} \quad R \cong \hat{L}\hat{L}' + \hat{\Psi}$$

conseqüentemente, $\hat{\Psi}_1 = 1 - \hat{h}_i^2$, ($i = 1, 2, \dots, p$), que é a estimativa dos elementos da matriz de especificidade.

Para verificar a proporção da variabilidade acumulada pelos m primeiros fatores, utiliza-se o seguinte critério:

$$\frac{\sum_{i=1}^m \hat{\lambda}_j}{S_{11} + S_{22} + \Lambda + S_{pp}}$$
 para análise de fatores utilizando a matriz de variâncias e

co-variâncias S

$$\frac{\sum_{i=1}^m \hat{\lambda}_j}{p}$$
 para análise de fatores empregando a matriz de correlações R

Em termos práticos, podem-se reter aqueles fatores associados aos autovalores maiores que 1. Se a proporção da variabilidade explicada pelos autovalores maiores que 1 for baixa, tomam-se os demais fatores até conseguir uma proporção adequada de variabilidade, geralmente entre 80 e 90%.

2.5.2.2. Método da máxima verossimilhança

Se os fatores comuns \mathbf{F} e os fatores específicos $\boldsymbol{\varepsilon}$ podem ser assumidos com distribuição normal, então estimativas de máxima verossimilhança das cargas fatoriais e variâncias específicas podem ser obtidas. Quando \mathbf{F}_j e $\boldsymbol{\varepsilon}_j$ são conjuntamente normais, as observações $\mathbf{X}_j - \boldsymbol{\mu} = \mathbf{L}\mathbf{F}_j + \boldsymbol{\varepsilon}_j$ são, então, normais, cuja função-densidade da probabilidade é

$$L(\boldsymbol{\mu}, \boldsymbol{\Sigma}) = (2\pi)^{\frac{np}{2}} / |\boldsymbol{\Sigma}|^{\frac{n}{2}} e^{-\left(\frac{1}{2}\right) \mathbf{r} \left[\boldsymbol{\Sigma}^{-1} \left(\sum_{j=1}^n (x_j - \bar{x})(x_j - \bar{x})' + n(\bar{x} - \boldsymbol{\mu})(\bar{x} - \boldsymbol{\mu})' \right) \right]}$$

$$= (2\pi)^{\frac{(n-1)p}{2}} / |\boldsymbol{\Sigma}|^{\frac{(n-1)}{2}} e^{-\left(\frac{1}{2}\right) \mathbf{r} \left[\boldsymbol{\Sigma}^{-1} \left(\sum_{j=1}^n (x_j - \bar{x})(x_j - \bar{x})' \right) \right]} \times (2\pi)^{\frac{p}{2}} / |\boldsymbol{\Sigma}|^{\frac{1}{2}} e^{-\left(\frac{n}{2}\right) (\bar{x} - \boldsymbol{\mu})' \boldsymbol{\Sigma}^{-1} (\bar{x} - \boldsymbol{\mu})} \quad (\text{A})$$

Este modelo ainda não está bem definido devido à multiplicidade de escolhas para \mathbf{L} , o que é possível pelas transformações ortogonais. É desejável

fazer \mathbf{L} bem definida pela imposição de *condições únicas*. As estimativas de máxima verossimilhança \hat{L} e $\hat{\Psi}$ devem ser obtidas através da maximização numérica de (A).

As estimativas de máxima verossimilhança das communalidades são $\hat{h}_i^2 = \hat{\lambda}_{i1}^2 + \hat{\lambda}_{i2}^2 + \Lambda + \hat{\lambda}_{im}^2$ ($i = 1, 2, \dots, p$) e a proporção da variância amostral total devida ao j -ésimo fator
$$= \frac{\hat{\lambda}_{1j}^2 + \hat{\lambda}_{2j}^2 + \Lambda + \hat{\lambda}_{pj}^2}{s_{11} + s_{22} + \Lambda + s_{pp}}.$$

A verossimilhança em (A) é mais apropriada para \mathbf{S} do que para \mathbf{R} . No entanto, parece haver equivalências em obter as estimativas de máxima verossimilhança \hat{L} e $\hat{\Psi}$ baseada na matriz de co-variância amostral \mathbf{S} , fixando $\hat{L}_z = \hat{V}^{-\frac{1}{2}} \hat{L}$ e $\hat{\Psi}_z = \hat{V}^{-\frac{1}{2}} \hat{\Psi} \hat{V}^{-\frac{1}{2}}$, em que $\hat{V}^{-\frac{1}{2}}$ é a matriz diagonal com a recíproca dos desvios amostrais padronizados (calculados com o divisor \sqrt{n}) na diagonal principal. As cargas estimadas \hat{L}_z e variâncias específicas $\hat{\Psi}_z$ obtidas de \mathbf{R} são dadas por $\hat{L} = \hat{V}^{\frac{1}{2}} \hat{L}_z$ e $\hat{\Psi} = \hat{V}^{\frac{1}{2}} \hat{\Psi}_z \hat{V}^{\frac{1}{2}}$, ou $\hat{\lambda}_{ij} = \hat{\lambda}_{z,ij} \sqrt{\hat{\sigma}_{ii}}$ e $\hat{\psi}_i = \hat{\psi}_{z,i} \hat{\sigma}_{ii}$, em que $\hat{\sigma}_{ii}$ é a variância amostral calculada com o divisor n .

2.5.2.3. Método do fator comum

Este método é semelhante ao de componentes principais para estimar a matriz de cargas fatoriais \mathbf{L} . Embora este método de estimação seja mais comumente aplicado em matriz de correlações amostrais \mathbf{R} , pode-se utilizar \mathbf{S} . Considerando que a matriz de correlações pode ser decomposta da mesma forma como visto em (4): $\mathbf{R} = \mathbf{L}\mathbf{L}' + \boldsymbol{\psi}$, em que os elementos fora da diagonal de \mathbf{R} dependem somente dos m fatores comuns e na diagonal, tem-se

$$\rho_{jj} = 1 = h_j^2 + \psi_j, \quad (j = 1, 2, \dots, p)$$

Se se remover a contribuição de ψ_j , a diagonal de \mathbf{R} seria trocada de 1 por h_j^2 , resultando em $\mathbf{R} - \boldsymbol{\psi} = \mathbf{L}\mathbf{L}'$. Em termos amostrais, ter-se-ia

$$R_r = R - \Psi^* \cong \hat{L}_r \hat{L}_r'$$

em que R_r é o que se denomina matriz de correlações reduzidas amostrais. Desse modo, deve-se escolher, inicialmente, a matriz Ψ^* para utilizar esse método. A escolha mais popular e apropriada é $\Psi_j^* = \frac{1}{r_{.jj}}$, em que r^{jj} é o j -ésimo elemento da diagonal de R^{-1} . A estimativa da comunalidade inicial é $h_j^{*2} = 1 - \Psi_j^* = 1 - \frac{1}{r_{.jj}}$.

Dessa forma, R_r pode se representado por $R_r =$

$$\begin{bmatrix} h_1^{*2} & r_{12} & \Lambda & r_{1p} \\ r_{12} & h_2^{*2} & \Lambda & r_{2p} \\ M & M & O & M \\ r_{1p} & r_{2p} & \Lambda & h_p^{*2} \end{bmatrix}$$

Assim, a matriz de cargas fatoriais estimadas dos primeiros m fatores comuns é

$$\hat{L}_r^* = \left(\sqrt{\hat{\lambda}_1^*} \hat{u}_1^* \quad \sqrt{\hat{\lambda}_2^*} \hat{u}_2^* \quad \Lambda \quad \sqrt{\hat{\lambda}_m^*} \hat{u}_m^* \right)$$

Como na técnica anterior, $(\hat{\lambda}_j^*, \hat{u}_j^*)$, ($i = 1, 2, \dots, m$) são os pares de autovalores-autovetores de R_r . Quanto às comunalidades, estas são reestimadas por $\tilde{h}_j^* = \sum_{j=1}^m \lambda_{jk}^{*2}$ e as variâncias específicas o são por $\tilde{\Psi}_j^* = 1 - \sum_{j=1}^m \lambda_{jk}^{*2}$.

Utilizam-se os mesmos critérios adotados em componentes principais para verificar a proporção da variabilidade acumulada pelos m primeiros fatores.

Obs.

- 1- Em termos práticos, ainda se pode determinar o número de fatores da mesma forma que se viu em componentes principais. Por exemplo, manter somente aqueles que estejam associados com autovalores maiores que 1.
- 2- Os dois métodos apresentados podem ser fundidos ao levar-se em conta que o primeiro opera sobre a matriz de correlações R e, o segundo, sobre a matriz de correlações reduzidas R_r . O primeiro é, assim, um caso particular do segundo, em que as m comunalidades são todas unitárias,

ficando a exatidão ou a aproximação por conta do número de componentes principais utilizados.

2.5.3. Rotação dos fatores

Um dos principais objetivos da análise de fatores é a caracterização dos fatores comuns, em razão dos caracteres de maior carga dentro desses fatores. Em síntese, um fator só poderá ser caracterizado com clareza se existirem alguns caracteres com altas cargas fatoriais e, ainda, se esses caracteres tiverem alguma relação de funcionalidade entre si. Algumas vezes, porém, ao assumirem valores semelhantes, as cargas dos fatores não se apresentam suficientemente distintas entre si, impedindo, com isso, uma perfeita caracterização dos fatores (CASTOLDI, 1991).

A maneira de superar essa dificuldade na análise de fatores é através da rotação de fatores, em que a matriz de cargas fatoriais iniciais $[L]_{p \times m}$ é pós-multiplicada por uma matriz ortogonal $[T]_{m \times m}$. Com isso, $[L][T]$ resulta em uma nova matriz $[L]^*_{p \times m}$, em que $[T]'[T] = I_{m \times m}$ e $[L]^*$ é a nova matriz $p \times m$ de cargas fatoriais rotacionadas. No entanto, verifica-se que as comunalidades de $[L]$ e $[L]^*$ são iguais, permanecendo inalterada a matriz de variâncias e co-variâncias, ou seja, $[L][L]' + \psi = [L]^*[L]^*' + \psi$.

O resultado da multiplicação $[L][T]$ é a obtenção de uma nova matriz de cargas fatoriais $[L]^*$, em que, dentro de cada fator, algumas variáveis terão cargas fatoriais próximas de 1 e as restantes, próximas de zero, permitindo, com isso, a interpretação dos fatores. Em outras palavras, conseguem-se maximizar as variâncias dos quadrados das cargas fatoriais em cada fator e, conseqüentemente, maximizar a soma dessas variâncias. A função V da variância a ser maximizada é dada por

$$V = \left(\frac{1}{p} \right) \sum_{k=1}^m \sum_{j=1}^p (a_{jk} / h_j)^4 - \sum_{k=1}^m \left(\sum_{j=1}^p a_{jk}^2 / h_j^2 \right)^2$$

em que

- a_{jk} = representa a carga fatorial final da j -ésima variável no k -ésimo fator; e

➤ h_j^2 = é a comunalidade da j-ésima variável.

A comunalidade é atributo da variável e representa o somatório dos quadrados de todas as cargas fatoriais da variável; é única e invariante. Calculam-se, portanto, tantas comunalidades quantas variáveis existirem em estudo.

Para o modelo de fatores ortogonal, o método mais utilizado para rotação é o chamado método VARIMAX Normal, cuja matriz $[T]^*$ é formada por cossenos e senos do ângulo θ .

Não importando quantos fatores comuns sejam utilizados, a rotação é feita sempre de dois a dois, num total de C_m^2 rotações, em que m é o número de fatores comuns.

A construção da matriz $[T]^*$ é de fundamental importância na rotação. Considere-se, inicialmente, um modelo fatorial com dois fatores comuns. A matriz $[T]^*$ é, nesse caso, dada por

$$[T_{12}] = \begin{bmatrix} \text{Cos}\theta_{12} & -\text{Sen}\theta_{12} \\ \text{Sen}\theta_{12} & \text{Cos}\theta_{12} \end{bmatrix}$$

Fazendo $[L][T_{12}]$, obtém-se $[L]^*$, que é a nova matriz de cargas fatoriais. Observa-se que $C_2^2 = 1$ rotação e que $[T_{12}]$ é a própria matriz ortogonal $[T]^*$.

Caso houvesse três fatores comuns, o número de rotações seria $C_3^2 = 3$ e, nesse caso, seria necessário construir três matrizes ortogonais intermediárias, ou seja:

$$[T_{12}] = \begin{bmatrix} \text{Cos}\theta_{12} & -\text{Sen}\theta_{12} & 0 \\ \text{Sen}\theta_{12} & \text{Cos}\theta_{12} & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \quad [T_{13}] = \begin{bmatrix} \text{Cos}\theta_{13} & 0 & -\text{Sen}\theta_{13} \\ 0 & 1 & 0 \\ \text{Sen}\theta_{13} & 0 & \text{Cos}\theta_{13} \end{bmatrix}$$

$$[T_{23}] = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & \text{Cos}\theta_{23} & -\text{Sen}\theta_{23} \\ 0 & \text{Sen}\theta_{23} & \text{Cos}\theta_{23} \end{bmatrix}$$

Pode-se verificar que $[T_{12}][T_{13}][T_{23}] = [T]^*$.

Para quatro fatores comuns, tem-se $C_4^2 = 6$ rotações, e as matrizes são

$$[T_{12}] = \begin{bmatrix} \cos\theta_{12} & -\sin\theta_{12} & 0 & 0 \\ \sin\theta_{12} & \cos\theta_{12} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \quad [T_{13}] = \begin{bmatrix} \cos\theta_{13} & 0 & -\sin\theta_{13} & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ \sin\theta_{13} & 0 & \cos\theta_{13} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

$$[T_{23}] = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \cos\theta_{23} & -\sin\theta_{23} & 0 \\ 0 & \sin\theta_{23} & \cos\theta_{23} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \quad [T_{14}] = \begin{bmatrix} \cos\theta_{14} & 0 & 0 & -\sin\theta_{14} \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ \sin\theta_{14} & 0 & 0 & \cos\theta_{14} \end{bmatrix}$$

$$[T_{24}] = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \cos\theta_{24} & 0 & -\sin\theta_{24} \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & \sin\theta_{24} & 0 & \cos\theta_{24} \end{bmatrix} \quad [T_{34}] = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \cos\theta_{34} & -\sin\theta_{34} \\ 0 & 0 & \sin\theta_{34} & \cos\theta_{34} \end{bmatrix}$$

em que $[T_{12}][T_{13}][T_{14}][T_{23}][T_{24}][T_{34}] = [T]^*$ e o θ_{kk} é o ângulo de rotação a que foi submetido o par de fatores k e k'. Esse ângulo precisa ser calculado a cada rotação e varia de matriz para matriz. O conjunto final de cargas fatoriais rotacionadas (carga final) só é conseguido após a última rotação.

2.5.4. Obtenção dos escores fatoriais

Escores fatoriais não são estimativas de parâmetros desconhecidos, e seus valores são calculados a partir de cargas fatoriais rotacionadas. Dois métodos podem ser utilizados:

2.5.4.1. Método dos mínimos quadrados ponderados

Suponha, primeiro, que o vetor de médias, $\boldsymbol{\mu}$, as cargas fatoriais, \mathbf{L} , e as variâncias específicas, $\boldsymbol{\Psi}$, são conhecidos para o modelo fatorial.

$$\underset{(px1)}{X} - \underset{(px1)}{\boldsymbol{\mu}} = \underset{(pxm)}{L} \underset{(mx1)}{F} + \underset{(px1)}{\boldsymbol{\varepsilon}}$$

A soma de quadrados dos erros, ponderados pela reciprocidade das suas variâncias, é

$$\sum_{i=1}^p \frac{\boldsymbol{\varepsilon}_i^2}{\boldsymbol{\Psi}_i} = \boldsymbol{\varepsilon}' \boldsymbol{\Psi}^{-1} \boldsymbol{\varepsilon} = (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu} - \mathbf{L}\mathbf{f})' \boldsymbol{\Psi}^{-1} (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu} - \mathbf{L}\mathbf{f}) \quad (1)$$

Escolhendo-se as estimativas \hat{f} de \mathbf{f} para minimizar (1), a solução é dada por

$$\hat{f} = (\mathbf{L}' \boldsymbol{\Psi}^{-1} \mathbf{L})^{-1} \mathbf{L}' \boldsymbol{\Psi}^{-1} (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu})$$

Tomam-se as estimativas \hat{L} , $\hat{\Psi}$ e $\hat{\mu} - \bar{x}$ como os verdadeiros valores e os escores fatoriais para os j -ésimos casos como $\hat{f}_j = (\hat{L}' \hat{\Psi}^{-1} \hat{L})^{-1} \hat{L}' \hat{\Psi}^{-1} (x_j - \bar{x})$.

Quando \hat{L} e $\hat{\Psi}$ são determinados pelo método da máxima verossimilhança, essas estimativas têm que satisfazer a condição de singularidade $\hat{L}' \hat{\Psi}^{-1} \hat{L} = \hat{\Lambda}$ uma matriz diagonal. Assim,

$$\hat{f}_j = (\hat{L}' \hat{\Psi}^{-1} \hat{L})^{-1} \hat{L}' \hat{\Psi}^{-1} (x_j - \bar{x}) = \hat{\Lambda}^{-1} \hat{L}' \hat{\Psi}^{-1} (x_j - \bar{x}), \quad (j=1, 2, \dots, n)$$

ou, se a matriz de correlação é fatorada,

$$\hat{f}_j = (\hat{L}'_z \hat{\Psi}_z^{-1} \hat{L}_z)^{-1} \hat{L}'_z \hat{\Psi}_z^{-1} z_j = \hat{\Lambda}_z^{-1} \hat{L}'_z \hat{\Psi}_z^{-1} z_j, \quad (j=1, 2, \dots, n)$$

em que $z_j = D^{-\frac{1}{2}} (x_j - \bar{x})$ e $\hat{\rho} = \hat{L}'_z \hat{L}_z + \hat{\Psi}_z$.

Se as cargas fatoriais são estimadas pelo método de componente principal, é comum gerar escores fatoriais que usam um método dos mínimos quadrados não-ponderados (ordinários). Implicitamente, isso é importante ao assumir que os $\boldsymbol{\Psi}_i$ são iguais ou quase iguais. Os escores fatoriais são, então, para os dados padronizados:

$$\hat{f}_j = (\hat{L}' \hat{L})^{-1} \hat{L}' (x_j - \bar{x})$$

ou

$$\hat{f}_j = (\hat{L}_z' \hat{L}_z)^{-1} \hat{L}_z' z_j$$

Para esses escores fatoriais:

$$\text{➤ (média amostral)} = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n \hat{f}_j = 0$$

$$\text{➤ (co-variância amostral)} = \frac{1}{n-1} \sum_{j=1}^n \hat{f}_j \hat{f}_j' = I$$

2.5.4.2. O método de regressão

O modelo fatorial original $\mathbf{X} - \boldsymbol{\mu} = \mathbf{L}\mathbf{F} + \boldsymbol{\varepsilon}$, considerando-se inicialmente que a matriz das cargas \mathbf{L} e a matriz de variâncias específicas $\boldsymbol{\Psi}$ sejam conhecidas e, quando os fatores comuns \mathbf{F} e os fatores específicos (ou erros) $\boldsymbol{\varepsilon}$ são normalmente distribuídos conjuntamente com as médias e co-variâncias, a combinação linear $\mathbf{X} - \boldsymbol{\mu} = \mathbf{L}\mathbf{F} + \boldsymbol{\varepsilon}$ tem distribuição $N_p(0, \mathbf{L}\mathbf{L}' + \boldsymbol{\Psi})$, e a distribuição conjunta de $(\mathbf{X} - \boldsymbol{\mu})$ e \mathbf{F} é $N_{m+p}(0, \boldsymbol{\Sigma}^*)$, sendo

$$\boldsymbol{\Sigma}^*_{(m+p) \times (m+p)} = \begin{bmatrix} \boldsymbol{\Sigma} = \mathbf{L}\mathbf{L}' + \boldsymbol{\Psi} & \mathbf{L} \\ \mathbf{L}' & \mathbf{I} \end{bmatrix} \text{ e } \mathbf{0} \text{ é um vetor } (m+p) \times 1 \text{ de zeros.}$$

Assim,

$$\text{média} = \mathbf{E}(\mathbf{F} | \mathbf{x}) = \mathbf{L}' \boldsymbol{\Sigma}^{-1} (\mathbf{X} - \boldsymbol{\mu}) = \mathbf{L}' (\mathbf{L}\mathbf{L}' + \boldsymbol{\Psi})^{-1} (\mathbf{X} - \boldsymbol{\mu})$$

$$\text{co-variância} = \mathbf{E}(\mathbf{F} | \mathbf{x}) = \mathbf{I} - \mathbf{L}' \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \mathbf{L} = \mathbf{I} - \mathbf{L}' (\mathbf{L}\mathbf{L}' + \boldsymbol{\Psi})^{-1} \mathbf{L}$$

As quantidades $\mathbf{L}' (\mathbf{L}\mathbf{L}' + \boldsymbol{\Psi})^{-1}$ são os coeficientes na regressão (multivariada) dos fatores nas variáveis. Estimativas desses coeficientes produzem escores fatoriais que são análogos às estimativas dos valores das médias condicionais na análise de regressão multivariada. Por conseguinte, dado qualquer vetor de observações \mathbf{x}_j e tomando as estimativas de máxima verossimilhança $\hat{\mathbf{L}}$ e $\hat{\boldsymbol{\Psi}}$ como os verdadeiros valores, o j -ésimo vetor do escore fatorial é determinado por

$$\hat{f}_j = \hat{L}' \hat{\Sigma}^{-1} (x_j - \bar{x}) = \hat{L}' (\hat{L} \hat{L}' + \hat{\Psi})^{-1} (x_j - \bar{x}), \quad (j = 1, 2, \dots, n) \quad (1)$$

O cálculo de \hat{f}_j pode ser simplificado usando a matriz de identidade

$$\underset{(m \times p)}{\hat{L}'} (\hat{L} \hat{L}' + \hat{\Psi})^{-1} = (I + \underset{(m \times m)}{\hat{L}' \hat{\Psi}^{-1} \hat{L}})^{-1} \underset{(m \times p)}{\hat{L}'} \underset{(p \times p)}{\hat{\Psi}^{-1}}$$

que permite comparar os escores fatoriais em (1), gerados pela análise de regressão, com aqueles gerados pelo procedimento de mínimos quadrados ponderados. Indica-se a matriz anterior por \hat{f}_j^R e a posterior por \hat{f}_j^{LS} . Então,

$$\hat{f}_j^{LS} = (\hat{L}' + \hat{\Psi}^{-1} \hat{L})^{-1} (I + \hat{L}' \hat{\Psi}^{-1} \hat{L}) \hat{f}_j^R = (I + \hat{L}' \hat{\Psi}^{-1} \hat{L})^{-1} \hat{f}_j^R$$

Para estimativa de máxima verossimilhança $(\hat{L}' \hat{\Psi}^{-1} \hat{L}) = \hat{\Delta}^{-1}$ e se os elementos dessa matriz diagonal são próximos de zero, a regressão e o método dos mínimos quadrados generalizados darão, aproximadamente, os mesmos escores fatoriais.

Comentário: os escores fatoriais com uma propriedade intuitiva agradável podem ser construídos por um processo mais simples. Agrupam-se as variáveis com altas cargas (maior que 0,40) em um fator. Os escores para o fator 1 são formados somando-se os valores observados (padronizados) das variáveis no grupo combinado de acordo com o sinal da carga. Os escores fatoriais, para o fator 2, são as somas das observações padronizadas que correspondem às variáveis com maior carga no fator 2, e assim sucessivamente. A redução de dados é realizada substituindo-se os dados padronizados por esses escores fatoriais simples. Tais procedimentos permitem a obtenção de escores fatoriais altamente correlacionados com os escores fatoriais obtidos pelos métodos de regressão e de mínimos quadrados mais complexos.

2.5.5. Considerações finais

Há muitas decisões que devem ser tomadas em qualquer estudo analítico fatorial. Provavelmente, a decisão mais importante é a escolha de m , o número de fatores comuns. Embora haja um teste para determinar o m , na prática sua escolha é baseada de acordo com as proporções da variância amostral explicada (80 a 90%), no conhecimento do assunto e nos resultados obtidos.

A escolha do método de solução e o tipo de rotação são decisões menos cruciais, pois as análises de fatores mais satisfatórias são aquelas em que as rotações são experimentadas com mais de um método e todos os resultados confirmam, substancialmente, a mesma estrutura fatorial.

A análise fatorial ainda tem sido assimilada por pesquisadores da área agrônômica. JOHNSON e WICHERN (1992) sugeriram os seguintes procedimentos:

1. Executar uma análise fatorial pelo método do componente principal, que é particularmente apropriado para uma primeira passagem nos dados (não é exigido que \mathbf{R} ou \mathbf{S} sejam não-singulares):
 - (a) Procurar observações suspeitas através de plotagem dos escores fatoriais e calcular escores padronizados para cada observação e o quadrado das distâncias; e
 - (b) Tentar rotação de "varimax".
2. Executar uma análise fatorial de máxima verossimilhança, incluindo rotação de "varimax".
3. Comparar as soluções das análises fatoriais:
 - (a) As cargas se agrupam da mesma maneira?
 - (b) Plotar escores fatoriais obtidos por componentes principais contra escores da análise de máxima verossimilhança.
4. Repetir os primeiros três passos para outros números de fatores comuns m . Fatores extras contribuem, necessariamente, para a compreensão e interpretação dos dados?
5. Dividir, no caso de grandes grupos de dados, pela metade e executar uma análise fatorial em cada parte. Comparar as duas soluções entre si e aquela

obtida do conjunto de dados completo, para conferir a estabilidade das soluções.

3. MATERIAL E MÉTODOS

3.1. Material experimental e instalação dos experimentos

Para realização deste trabalho foram utilizadas sementes de milho híbrido provenientes de empresas. A relação das empresas participantes e dos respectivos cultivares encontra-se no Quadro 1.

Quadro 1 – Relação de empresas produtoras de sementes com os respectivos híbridos comerciais de milho utilizados na instalação dos ensaios de safrinha/96, safra normal 96/97 e safrinha/97

Ensaio	Empresas de Sementes	Híbridos
Safrinha/96	CIBA-SEMENTES	G 600, EXCELER e DENSUS
	SEMEALI	XB 8028, XB 8030 e XB 995074
	CARGILL	C 505, C 435 e C 701
	BRASKALB	XL 660, XL 604 e XL 380
Safra normal 96/97	CIBA-SEMENTES	AVANT, MASTER, SAVANA e EXCELER. STAR
	ZENECA	Z 8440, Z 8452, Z 84E74, Z 84E90, Z 8501 e Z 8392
	DINAMILHO-CAROL	D 556, D 657, D 170, D 766 e D 769
Safrinha/97	CIBA-SEMENTES	DENSUS, EXCELER e MASTER
	ZENECA	Z 8202, Z 8452, Z 8392, Z 8501 e Z 8490

De janeiro/1996 a dezembro/1997, foram instalados diversos experimentos em três ensaios de competição, sendo dois de safrinha (safrinha 1996 e 1997) e um de safra normal (safra 1996/97). As localizações e as condições de cada experimento estão relatadas nos Quadros 2, 3 e 4.

Quadro 2 – Nomes das fazendas onde foram instalados os experimentos de milho, seu município correspondente (citado entre parênteses), cultura anterior, data de plantio, adubação e espaçamentos (entre linhas e entre plantas, respectivamente), relativos aos ensaios de safrinha/96 no Estado de Mato Grosso *

Fazenda (Município)	Cultura Anterior	Data de Plantio	Adubação de Plantio	Adubação de Cobertura	Espaçamento
Lagoa Funda (Campo Verde)	Soja	23/02/96	200 kg/ha (4-20-20)	Não realizada	0,90 x 0,20 m
	Milho	23/02/96	200 kg/ha (4-20-20)	Não realizada	0,90 x 0,20 m
Juriti (Primavera do Leste)	Soja	29/02/96	200 kg/ha (3-15-14) + micro	150 kg/ha Uréia	0,90 x 0,20 m
	Milho	29/02/96	200 kg/ha (3-15-14) + micro	Não realizada	0,90 x 0,20 m
São Carlos (Rondonópolis)	Soja	11/03/96	300 kg/ha (6-16-16)	150 kg/ha Uréia	0,90 x 0,20 m
	Milho	05/03/96	300 kg/ha (6-16-16)	150 kg/ha Uréia	0,90 x 0,20 m
Girassol (Serra da Petrovina)	Milho	12/03/96	450 kg/ha (4-20-20) + micro	150 kg/ha Uréia	0,90 x 0,20 m

* Todos os experimentos, com exceção daquele instalado na Fazenda Girassol, foram realizados em plantio convencional, com prévio preparo do solo.

Quadro 3 – Nomes das fazendas onde foram instalados os experimentos de milho, seu município correspondente (citado entre parênteses), cultura anterior, data de plantio, adubação e espaçamentos (entre linhas e entre plantas, respectivamente), relativos aos ensaios de safra normal 96/97 no Estado de Mato Grosso *

Fazenda (Município)	Cultura Anterior	Data de Plantio	Adubação de Plantio	Adubação de Cobertura	Espaçamento
Lagoa Funda (Campo Verde)	Soja	25/10/96	500 kg/ha (8-20-20)	120 kg/ha Uréia	0,90 x 0,20 m
	Milho	25/10/96	500 kg/ha (8-20-20)	Não realizada	0,90 x 0,20 m
Juriti (Primavera do Leste)	Soja	30/10/96	400 kg/ha (3-15-14) + micro	180 kg/ha (30-0-20)	0,80 x 0,20 m
	Milho	30/10/96	400 kg/ha (3-15-14) + micro	180 kg/ha (30-0-20)	0,80 x 0,20 m
São Roque (Primavera do Leste)	Soja	31/10/96	350 kg/ha (5-20-18) + Zn	150 kg/ha Uréia + K ₂ O	0,80 x 0,20 m
São Carlos (Rondonópolis)	Milho	01/11/96	410 kg/ha (5-25-25)	Não realizada	0,80 x 0,20 m
UFMT/FAMEV (Sto. Antônio do Leverger)	Horta	06/11/96	300 kg/ha (4-8-15)	500 kg/ha Sulfato de amônia	0,90 x 0,20 m

* Todos os experimentos, com exceção daquele instalado na Fazenda São Roque, foram realizados em plantio convencional, com prévio preparo do solo.

Quadro 4 – Nomes das fazendas onde foram instalados os experimentos de milho, seu município correspondente (citado entre parênteses), cultura anterior, data de plantio, adubação e espaçamentos (entre linhas e entre plantas, respectivamente), relativos aos ensaios de safrinha/97 no Estado de Mato Grosso *

Fazenda (Município)	Cultura Anterior	Data de Plantio	Adubação de Plantio	Adubação de Cobertura	Espaçamento
Lagoa Funda (Campo Verde)	Soja	09/03/97	250 kg/ha (8-16-16) + micro	Não realizada	0,90 x 0,20 m
Juriti (Primavera do Leste)	Soja	05/03/97	200 kg/ha (8-20-20) + micro	Não realizada	0,80 x 0,20 m
	Milho	05/03/97	200 kg/ha (8-20-20) + micro	Não realizada	0,80 x 0,20 m
São Roque (Primavera do Leste)	Soja	07/03/97	130 kg/ha (4-20-20)	Não realizada	0,80 x 0,20 m
	Milho	07/03/97	+ hiperfosfato 130 kg/ha (4-20-20) + hiperfosfato	Não realizada	0,80 x 0,20 m
Cuiabana II (Primavera do Leste)	Soja	08/03/97	150 kg/ha (8-20-20)	Não realizada	0,90 x 0,20 m
Ponte de Pedra (Rondonópolis)	Soja	15/03/97	sem adubação	Não realizada	0,90 x 0,20 m
Santa Maria (Rondonópolis)	Soja	16/03/97	300 kg/ha 8-17-19 + micro	Não realizada	0,90 x 0,20 m

* Todos os experimentos foram instalados em sistema de plantio direto na palha.

Cada parcela foi constituída de quatro linhas de 5,20 m de comprimento, espaçadas de acordo com cada local e densidade de cinco sementes por metro linear. Somente as duas linhas centrais foram utilizadas para coleta dos dados.

3.2. Avaliação da produtividade e de outros caracteres agronômicos

De acordo com RESENDE e SOUZA JR. (1992), experimentos com três repetições são suficientes para se fazerem inferências sobre os genótipos, por isso, neste trabalho, utilizaram-se o delineamento em blocos ao acaso e três repetições.

O modelo estatístico para o delineamento proposto foi

$$Y_{ij} = \mu + G_i + B_j + e_{ij}$$

em que

Y_{ij} = valor fenotípico da característica analisada;

μ = média geral;

G_i = efeito do tratamento i ($i = 1, 2, \dots, g$);

B_j = efeito do bloco j ($j = 1, 2, \dots, r$); e

e_{ij} = efeito do erro no i -ésimo tratamento com o j -ésimo bloco.

A solução do sistema foi obtido sob duas restrições: $\sum_{i=1}^g \hat{G}_i = 0$ e $\sum_{j=1}^r \hat{B}_j = 0$,

tendo-se os seguintes estimadores:

$$\text{média estimada: } \hat{m} = \frac{Y_{..}}{gr};$$

$$\text{efeito de tratamento: } \hat{G}_i = \frac{Y_{i.}}{r} - \hat{m}; \text{ e}$$

$$\text{efeito de blocos: } \hat{B}_j = \frac{Y_{.j}}{g} - \hat{m}.$$

Conforme pode ser observado em BANZATTO e KRONKA (1992), as somas de quadrados (SQ) foram obtidas pelas expressões

$$SQ_{Total} = \sum_{i=1}^g \sum_{j=1}^r Y_{ij}^2 - C, \text{ com } C = \frac{Y_{..}^2}{gr};$$

$$SQ_{Tratamento} = \frac{1}{r} \sum_{i=1}^g Y_{i.}^2 - C;$$

$$SQ_{Blocos} = \frac{1}{g} \sum_{j=1}^r Y_{.j}^2 - C; \text{ e}$$

$$SQ_{Resíduo} = SQ_{Total} - SQ_{Tratamento} - SQ_{Blocos}.$$

O esquema da análise de variância (ANOVA) encontra-se no Quadro 5.

Quadro 5 – Esquema da análise de variância em cada local

Fontes de Variação	GL	SQ	QM	F
Tratamentos (T)	g-1	SQT	QMT	QMT/QMR
Blocos (B)	r-1	SQB	QMB	QMB/QMR
Resíduo (R)	(g-1)(r-1)	SQR	QMR	
Total (To)	gr-1	SQTo		

A avaliação de híbridos em vários locais permitiu a análise conjunta, realizada adotando-se o seguinte modelo estatístico:

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

em que

μ = média geral;

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

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

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

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

ε_{ijk} = erro aleatório.

O esquema de análise de variância conjunta, conforme descrito em CRUZ e REGAZZI (1997), encontra-se no Quadro 6.

Quadro 6 – Esquema da análise de variância conjunta

Fonte de Variação	GL	SQ	QM	E(QM)
Blocos/Ambientes	a(r-1)	SQB	QMB	$\sigma_e^2 + g \sigma_b^2$
Ambientes (A)	a-1	SQA	QMA	$\sigma_e^2 + g \sigma_b^2 + gr \sigma_a^2$
Genótipos (G)	g-1	SQG	QMG	$\sigma_e^2 + r\alpha \sigma_{ga}^2 + ar \Phi_g$
G x A	(a-1)(g-1)	SQGA	QMGA	$\sigma_e^2 + r\alpha \sigma_{ga}^2$
Resíduo	a(r-1)(g-1)	SQR	QMR	σ_e^2
Total	agr-1	SQT _o		

$\alpha = g/(g-1)$.

em que

$$C = \frac{Y_k^2}{agr}$$

$$SQB = \frac{1}{g} \sum_j \sum_k Y_{.jk}^2 - \frac{1}{gr} \sum_j Y_{.j.}^2$$

$$SQA = \frac{1}{gr} \sum_j Y_{.j.}^2 - C$$

$$SQG = \frac{1}{ar} \sum_i Y_{i..}^2 - C$$

$$SQGA = \frac{1}{r} \sum_i \sum_j Y_{ij.}^2 - \frac{1}{gr} \sum_j Y_{.j.}^2 - \frac{1}{ar} \sum_i Y_{i..}^2 + C$$

$$SQT_o = \sum_i \sum_j \sum_k Y_{ijk}^2 - C$$

$$SQR = SQT_o - (SQB + SQA + SQG + SQGA)$$

Considerando genótipos como efeitos fixos e aleatórios os demais efeitos e adotando as pressuposições conforme descrito em CRUZ e REGAZZI (1997), tem-se

$$\hat{\sigma}_e^2 = QMR$$

$$\hat{\sigma}_{ga}^2 = \frac{QMGA - QMR}{r\alpha}$$

$$\hat{\sigma}_a^2 = \frac{QMA - QMB}{gr}$$

$$\hat{\phi}_g = \frac{QMG - QMGA}{ar}$$

$$\hat{\sigma}_b^2 = \frac{QMB - QMR}{g}$$

Assim, as seguintes hipóteses podem ser testadas pelo teste F:

$$H_0 : \sigma_a^2 = 0 \rightarrow F = \frac{QMA}{QMB}, \text{ com } (a-1) \text{ e } a(r-1) \text{ graus de liberdade;}$$

$$H_0 : G_i = 0, \text{ para todo } i \rightarrow F = \frac{QMG}{QMGA}, \text{ com } (g-1) \text{ e } (a-1)(g-1) \text{ graus de liberdade; e}$$

$$H_0 : \sigma_{ga}^2 = 0 \rightarrow F = \frac{QMGA}{QMR}, \text{ com } (a-1)(g-1) \text{ e } a(r-1)(g-1) \text{ graus de liberdade.}$$

Foram avaliados os caracteres **ocorrência de danos devida às pragas**: lagarta-elasm (*Elasmopalpus lignosellus*), lagarta-do-cartucho (*Spodoptera frugiperda*), broca-da-cana (*Diatraea* sp.); **ocorrência de doenças foliares causadas por** *Phaeophaeria maydis* (mancha-branca ou feosferia), *Bipolaris maydis* (helmintosporiose maidis) e *Bipolaris zeicola* (helmintosporiose carbonum), além de ferrugens (sem distinção do agente patogênico); e **fatores produtivos** altura da planta, porcentagem de plantas acamadas e quebradas, produtividade de grãos, porcentagem de espigas atacadas por lagartas (*Helicoverpa zea*) e por doenças (*Penicillium*, *Diplodia*, *Aspergillus* e *Fusarium*). As variáveis produtividade de grãos e altura foram analisadas sem transformação, e realizou-se o teste de Tukey a 5% de probabilidade, para comparação de médias.

As avaliações de ocorrência de lagarta-elasma foram realizadas logo nos primeiros 30 dias após o plantio, nos ensaios de safra normal 96/97 e safrinha 97, contando-se o número de plantas atacadas pela praga e dividindo-o pelo número total de plantas da parcela útil, obtendo-se, dessa forma, a **porcentagem de plantas atacadas por elasma**. A ocorrência de *Diatraea* sp. foi avaliada nos experimentos de safra normal 96/97 (aos 90 dias) e safrinha 97 (aos 110 dias), semelhante à ocorrência de lagarta-elasma.

Quanto à lagarta-do-cartucho, as avaliações foram realizadas aos 30 dias após o plantio, adotando-se a escala proposta por CARVALHO (1970), cuja atribuição de notas foi como se segue:

Nota 0: plantas com folhas não-danificadas;

Nota 1: plantas apresentando raspaduras nas folhas;

Nota 2: plantas apresentando furo do tipo "buraco de bala" nas folhas;

Nota 3: plantas apresentando lesão nas folhas;

Nota 4: plantas apresentando lesão no cartucho; e

Nota 5: plantas apresentando o cartucho destruído.

No estudo da ocorrência de doenças, adotou-se o método de avaliação direta, através da severidade da doença, observada como "um todo", nas duas linhas centrais, estabelecida por notas variando de 0 (zero) a 4 (quatro), com precisão de 0,5. Zero indicava ausência de sintomas e 4, a máxima manifestação do patógeno (AMORIM, 1995). Foram realizadas, aos 90 e 110 dias após o plantio, avaliações nos ensaios de safra normal e de safrinha 97, respectivamente.

Para avaliação da altura da planta, utilizou-se uma régua graduada para medir a distância do nível do solo à folha-bandeira. Para avaliação do acamamento e quebramento, foram realizadas contagens diretamente dessas plantas e, posteriormente, transformadas em porcentagem de acordo com o estande final da parcela. Esses três caracteres foram avaliados no momento da colheita.

As análises de produtividade de grãos foram realizadas corrigindo-se para umidade-padrão de 13% e ajustadas por co-variância com o uso do estande ideal de 52 plantas como co-variável, conforme descrito por VENCOVSKY e CRUZ

(1991). O ajuste foi feito por um modelo linear, pressupondo-se que a variação na produtividade de grãos de todos os tratamentos possa ser quantificada por um mesmo coeficiente de regressão residual da produtividade em razão do estande ideal, dada pela função $Z_{ij} = Y_{ij} - b(X_{ij} - 52)$, em que

Z_{ij} = valor da produtividade de grãos ajustado;

Y_{ij} = produtividade de grãos (kg/ha) obtida na ij-ésima parcela;

b = coeficiente de regressão residual de Y_{ij} em função de X_{ij} ; e

X_{ij} = estande observado na ij-ésima parcela.

Conforme relataram VENCOVSKY e CRUZ (1991), esse processo de ajuste de produtividade tem sido comumente utilizado, sobretudo, em análises de grupos de experimentos, por permitir a estabilização dos valores ajustados ao redor do estande ideal (neste trabalho, considerado igual a 52 plantas), que deve ser comum a todos os ensaios.

A ocorrência de espigas atacadas por lagartas e por doenças foi constatada contando-se, diretamente, aquelas espigas com os sintomas dos problemas (espigas comidas pela *Helicoverpa* zea, independentemente do nível de dano, e espigas com, no mínimo, 10% dos grãos ardidos ou podres, devido à ocorrência de *Penisillium*, *Diplodia* ou *Aspergillus*). O valor obtido foi dividido pelo número total de espigas para obtenção da **porcentagem de espigas atacadas por lagartas** e da **porcentagem de espigas atacadas por doenças**. Tais características foram analisadas por ocasião da colheita.

3.3. Interação genótipos x ambientes e análise dos ambientes

Para que a interação genótipos x ambientes possa ser detectada, é necessário que os diferentes genótipos sejam avaliados em dois ou mais ambientes contrastantes. O teste F significativo para interação genótipos x ambientes indicou que o grupo de genótipos apresentou comportamento diferenciado em, pelo menos, um dos ambientes, mas não revelou qual e, ou, quais ambientes foram responsáveis pela interação. Assim, o conhecimento do comportamento não só dos genótipos, mas também de ambientes, é de

fundamental importância para o estabelecimento de subgrupos de ambientes, cuja interação seja nula ou mínima, para que a recomendação de cultivares seja feita de modo mais seguro possível.

3.3.1. Decomposição da interação em partes simples e complexa

A interação de natureza simples é proporcionada pela diferença de variabilidade entre os genótipos nos ambientes, enquanto a de natureza complexa é dada pela falta de correlação entre genótipos, indicando a inconsistência da superioridade dos genótipos com a variação ambiental, ou seja, haverá genótipos com desempenho superior em um ambiente, mas não em outro, tornando difícil a indicação de cultivares ou mesmo a realização de seleção (CRUZ e REGAZZI, 1997).

A decomposição da interação em partes simples e complexa foi realizada considerando apenas a variável produtividade de grãos (kg/ha), segundo as metodologias propostas por ROBERTSON (1959) e CRUZ e CASTOLDI (1991).

A partição do quadrado médio da interação genótipos x ambientes (QMGxA) proposta por Robertson (1959) foi dada pela expressão

$$QMGxA = \text{simples (S)} + \text{complexa (C)}$$

$$\text{em que } S = \frac{1}{2} \left(\sqrt{Q_1} - \sqrt{Q_2} \right)^2$$

$$C = (1-r) \sqrt{Q_1 Q_2}$$

Sendo Q_1 e Q_2 os quadrados médios de genótipos nos ambientes 1 e 2, respectivamente, e R a correlação entre médias de genótipos nos dois ambientes.

A decomposição proposta por CRUZ e CASTOLDI (1991) estabelece que a parte complexa seja obtida pela expressão $\sqrt{(1-r)^3 Q_1 Q_2}$. Os referidos autores acreditam ponderar, de modo mais eficiente, a contribuição da correlação e da diferença de variabilidade genotípica nos ambientes, sendo, portanto, mais adequada.

3.3.2. Estratificação de ambientes

O predomínio da interação do tipo complexo dificulta a seleção e, ou, a indicação de genótipos devido à inconsistência da superioridade dos genótipos nos ambientes. Assim, medidas que controlem ou amenizem os efeitos dessa interação devem ser tomadas para que as recomendações sejam mais seguras (RAMALHO et al., 1993). A estratificação de ambientes através da análise de interação genótipos x ambientes é uma das estratégias amplamente utilizadas pelos melhoristas.

3.3.2.1. Estratificação de ambientes pelo método tradicional (interação genótipos x ambientes não-significativa)

Este método consiste em estimar a soma de quadrados para interação entre genótipos e pares de ambientes e agrupar aqueles cuja interação seja não-significativa. Estabelecido o primeiro par de ambientes, o método prossegue com a estimação da soma de quadrados entre genótipos e grupos de três ambientes, e assim sucessivamente. O teste de significância do efeito de interação na formação dos grupos é realizado usando o valor F, como pode ser verificado em CRUZ e REGAZZI (1997). A metodologia em si é muito semelhante ao algoritmo de agrupamento proposto por Tocher (1960), com a diferença de que se realiza um teste F para definir o grupo.

A estimativa da soma de quadrados entre genótipos e pares de ambientes ($SQGA_{jj'}$), em nível de média de parcelas, pode ser obtida, de modo prático, conforme descrito em CRUZ e REGAZZI (1997), pela fórmula

$$SQGA_{jj'} = \theta_{jj'} = \frac{1}{4}[d_{jj'}^2 - 1/g(Y_{.j} - Y_{.j'})^2]$$

sendo $d_{jj'}^2 = \sum_i (Y_{ij} - Y_{ij'})^2$

em que $d_{jj'}^2$ expressa o quadrado da distância euclidiana entre os ambientes j e j', com base no comportamento médio dos g cultivares.

A estimativa da soma de quadrados entre genótipos e três ambientes é obtida por

$$SQGA_{(j'k)} = 2/n(\theta_{jj'} + \theta_{jk} + \theta_{j'k}) = 2/n (S_{jj'k})$$

em que

n = número de ambientes considerados na interação; e

$S_{jj'k}$ = somatório das somas de quadrados da interação entre genótipos e combinações, dois a dois, dos ambientes j, j' e k.

E, de modo análogo, são determinadas as outras somas de quadrados entre genótipos e ambientes. O teste F, para verificar a significância das interações, é dado por

$$F = \frac{[\theta_{jj'} / (n-1)(g-1)]}{(Q.M.R. / r)}$$

em que

n = número de ambientes considerados no grupo;

g = número de genótipos;

r = número de repetições; e

QMR = quadrado médio do resíduo da análise conjunta.

3.3.2.2. Estratificação de ambientes por análise de fatores

A análise de fatores é uma técnica multivariada que permite reduzir um número elevado de variáveis originais observadas a um pequeno número de variáveis abstratas, os *fatores*. Estes podem ser independentes ou correlacionados, e cada fator reúne variáveis originais fortemente correlacionadas entre si, mas fracamente correlacionadas com as dos outros fatores (JOHNSON e WICHERN, 1992). Desse fato, a análise de fatores pode estabelecer subgrupos de ambientes de tal modo a haver altas correlações de produtividade de grãos dentro de subgrupos e baixa ou nenhuma entre subgrupos. Sob essas pressuposições, neste trabalho se propôs a utilização da análise de fatores como alternativa auxiliar na estratificação ambiental.

O modelo de análise de fatores é

$$X_j = l_{j1}F_1 + l_{j2}F_2 + \dots + l_{jm}F_m + \epsilon_j, \text{ no qual}$$

X_j é a j -ésima variável, com $j=1,2,\dots,v$;

l_{jk} é a carga fatorial para a j -ésima variável associada ao k -ésimo fator, sendo $k=1,2,\dots,m$;

F_k é o k -ésimo fator comum; e

ϵ_j é o fator específico.

A carga fatorial inicial representa a correlação entre a variável j e o fator k , de modo que

$$l_{ij} = \lambda_i V_{ij}^2$$

sendo

λ_i o i -ésimo autovalor maior que 1 obtido da matriz de correlações fenotípicas;

e

V_{ij} o j -ésimo elemento do i -ésimo autovetor.

A fração da variância de X_j explicada pelos fatores chama-se *comunalidade* e é representada por $C_j = l_{j1}^2 + l_{j2}^2 + \dots + l_{jm}^2$.

A análise de fatores procura explicar o máximo da variação em X_j com o menor número possível de fatores, tomando ϵ_j mínimo. De maneira geral, tem-se determinado o número de fatores finais igual ao número de autovalores superiores à unidade existentes na matriz de correlações fenotípicas das variáveis padronizadas. Neste trabalho, estabeleceu-se o número de fatores finais como igual ao número de autovalores maiores que 1. No entanto, nos casos em que a proporção da variabilidade explicada pelos autovalores maiores que 1 foi baixa, consideraram-se mais outros fatores até obter proporção adequada de variabilidade, geralmente maior que 80% da variação total.

O agrupamento de ambientes foi baseado nas cargas fatoriais finais, conforme descrito por JOHNSON e WICHERN (1992). Cargas fatoriais superiores ou iguais a 0,70 e de sinal positivo indicam ambientes com alto padrão de similaridade e são agrupadas dentro de cada fator; cargas fatoriais baixas ($\leq 0,5$) não se agrupam, e cargas fatoriais com valores intermediários não garantem nenhuma definição de agrupamento.

Para realização dessa análise, foi necessário um arquivo contendo os cultivares de milho híbridos e médias de produção de grãos (kg/ha), de modo a conter tantas linhas quantos forem o número de híbridos testados e tantas colunas quantos forem os ambientes. Os dados foram processados com o auxílio do programa GENES (CRUZ, 1997).

3.3.3. Estudo da representatividade de ambientes utilizando medidas de dissimilaridade e análise de dupla entrada

Quando se está analisando o desempenho de cultivares em vários locais ou ambientes, a existência de interação genótipos x ambientes pode constituir uma barreira quando se pretende determinar qual deles pode ser considerado o mais representativo. O conhecimento da capacidade representativa do ambiente é de grande importância quando há necessidade de descarte de ambientes devido a falta de recursos, dificuldades de transporte ou qualquer problema técnico. Assim, diante da disponibilidade de vários ambientes, os melhoristas, a partir de estudos da capacidade de representatividade de ambientes, têm condições de saber qual é o mais representativo para realização de seus trabalhos.

Foi proposta, neste estudo, uma metodologia alternativa adaptada da análise dialélica proposta por GRIFFING (1956), método 4, para avaliação da capacidade de representatividade de ambientes através das medidas de dissimilaridade entre ambientes. Consideraram-se a produtividade de grãos (kg/ha) e os procedimentos desenvolvidos por Griffing, para solução de sistemas, obtenção de somas de quadrados e determinação dos graus de liberdade, conforme descrito por CRUZ e REGAZZI (1997).

Utilizaram-se os termos capacidade geral de representatividade (CGR) e capacidade específica de representatividade (CER), além do modelo estatístico $Y_{ij} = \mu + \alpha_i + \alpha_j + \delta_{ij} + \epsilon_{ij}$, em que

Y_{ij} = valor da medida de dissimilaridade entre os ambientes ij ($i, j = 1, 2, 3, \dots, a; i < j$);

μ = constante inerente a todas as observações (média geral das medidas de dissimilaridades);

α_i e α_j = efeitos de capacidade geral de representatividade (CGR) ambiental do i-ésimo e j-ésimo ambiente, respectivamente;

δ_{ij} = efeito da capacidade específica de representatividade (CER) ambiental entre pares de ambientes, sendo $s_j = s_{j'}$; e

ϵ_{ij} = erro experimental.

As medidas de dissimilaridade de genótipos entre pares de ambientes utilizadas como valores de Y_{ij} foram obtidas por três métodos, a saber:

- 1 – Quadrado médio de G x $A_{jj'}$ (QMGA $_{jj'}$).
- 2 – Quadrado da distância euclidiana média baseado nos efeitos da interação G x $A_{jj'}$ (QDEMGA).
- 3 – Quadrado da distância euclidiana média baseado nos dados originais ($d^2_{jj'}$).

De forma prática, essas medidas de dissimilaridade podem ser estimadas pelas expressões, conforme relatou CRUZ (1997), ou seja:

$$\text{QMGA}_{jj'} = \frac{\text{SQGxA}_{jj'}}{(g-1)}, \text{ em que: } \text{SQGxA}_{jj'} = \theta_{jj'} \rightarrow \text{determinado como}$$

anteriormente;

$$\text{QDEMGA} = \frac{1}{g} \sum_i (GA_{ij} - GA_{ij'})^2, \text{ sendo } GA_{ij} = Y_{ij} - \bar{Y}_{i.} - \bar{Y}_{.j} + \bar{Y}; \text{ e}$$

$$d^2_{jj'} = \frac{1}{g} \sum_i (Y_{ij} - Y_{ij'})^2, \text{ em que}$$

Y_{ij} e $Y_{ij'}$ = média do i-ésimo genótipo nos ambientes j e j', respectivamente; e

g = número de genótipos estudados.

As somas de quadrados dos efeitos de capacidades geral e específica de representatividade podem ser facilmente estimadas pelas seguintes expressões, conforme descrito por CRUZ e REGAZZI (1997):

$$SQ_{(CGR)} = \sum \hat{\alpha}_i Y_{i.} = \frac{1}{(p-2)} \sum Y_{i.}^2 - \frac{4}{p(p-2)} Y_{..}^2, \text{ (p = número de ambientes); e}$$

$$SQ_{(CER)} = \sum_{i < j} Y_{ij}^2 - \frac{1}{(p-2)} \sum_i Y_{i.}^2 + \frac{2}{(p-1)(p-2)} Y_{..}^2.$$

Adotou-se o coeficiente de determinação (R^2) para análise da importância relativa de cada efeito (CGR e CER), dado pelo quociente entre a soma de quadrados do efeito e a soma de quadrados total (SQTo), em que $SQTo = SQ_{(CGR)} + SQ_{(CER)}$. Quando há maior proporção da CGR do que CER, há a possibilidade de se reconhecer, com sucesso, um ambiente como o mais representativo; caso contrário, não se justifica a busca de um ambiente mais representativo, pois ela não será promissora.

O esquema de análise da capacidade de representatividade de ambientes utilizando medidas de dissimilaridade e análise de dupla entrada encontra-se no Quadro 7.

Quadro 7 – Esquema de análise de representatividade de ambientes utilizando medidas de dissimilaridades e análise de dupla entrada

FV	GL	SQ	QM	R^2
CGR	p-1	SQG	QMG	SQG/SQTo
CER	p(p-3)/2	SQS	QMS	SQS/SQTo
Total	p(p-1)/2	SQTo		

As estimativas dos efeitos do modelo adotado são obtidas pelas fórmulas

$$\hat{m} = \frac{2}{p(p-1)} Y_{..}$$

$$\hat{\alpha}_i = \frac{1}{(p-2)} [Y_{i.} - (p-1)\hat{m}] = \frac{1}{(p-2)} \left[Y_{i.} - \frac{2}{p} Y_{..} \right] = \frac{1}{p(p-2)} [pY_{i.} - 2Y_{..}]$$

$$\hat{\delta}_{ij} = Y_{ij} - (\hat{m} + \hat{\alpha}_i + \hat{\alpha}_j) = Y_{ij} - \frac{1}{(p-2)}(Y_{i\cdot} + Y_{\cdot j}) + \frac{2}{(p-1)(p-2)}Y_{..}$$

Nessa proposta, consideraram-se locais como aleatórios e representativos da região sul do Estado de Mato Grosso, e, assim, os α 's informam quanto dado ambiente representa os demais (capacidade geral de representatividade – CGR). Dada a utilização das medidas de dissimilaridade, o sinal positivo indica menor representatividade ambiental e o sinal negativo, maior. Valores de α 's = 0 indicam representatividade média do ambiente. A indicação de ambientes representativos deve ter sinal negativo e menor valor dentre os demais. O δ_{ij} informa quais ambientes teriam maior capacidade específica de representatividade (CER) quando determinado ambiente é tomado como representativo, indicando os níveis de similaridade entre os pares de ambientes. O sinal tem mesma importância citada para os α 's. Em termos práticos, os valores de δ_{ij} constituem importantes indicadores dos melhores ambientes com capacidade de substituir o ambiente tomado como mais representativo.

3.4. Análises da adaptabilidade e estabilidade dos cultivares

A adaptabilidade e a estabilidade foram realizadas segundo as metodologias de EBERHART e RUSSELL (1966), considerando-se apenas a variável produtividade de grãos (kg/ha) e dois métodos propostos por CARNEIRO (1998), com base em LIN E BINNS (1988), para produtividade de grãos e incluindo outras características de interesse (análise multivariada).

3.4.1. Método de EBERHART e RUSSELL (1966)

A metodologia de EBERHART e RUSSELL (1966) baseia-se na análise de regressão linear, que mede a resposta de cada genótipo às variações ambientais. Os coeficientes de regressão de cada genótipo em relação ao índice ambiental e os desvios dessa regressão proporcionam, respectivamente, estimativas de parâmetros

de adaptabilidade e estabilidade (CRUZ e REGAZZI, 1997). O modelo de regressão adotado foi dado por

$$Y_{ij} = \beta_{0i} + \beta_{1i}I_j + \delta_{ij} + \bar{\epsilon}_{ij}$$

em que

Y_{ij} = média de produtividade de grãos (kg/ha) do genótipo i no ambiente j ;

$\hat{\beta}_{0i} = \bar{Y}_i$ = média geral do genótipo i ;

$\hat{\beta}_{1i} = \frac{\sum_j Y_{ij} I_j}{\sum_j I_j^2}$ = coeficiente de regressão linear, que mede a resposta do i -ésimo

genótipo à variação do ambiente;

$I_j = \frac{1}{g} \sum_i Y_{ij} - \frac{1}{ag} Y_{..}$ = índice ambiental codificado, em que se verifica que

$$\sum_j I_j = 0, \text{ em que } a = \text{ambientes e } g = \text{genótipos};$$

δ_{ij} = desvio da regressão; e

$\bar{\epsilon}_{ij}$ = erro experimental médio.

As somas de quadrados são obtidas pelo método de mínimos quadrados, de modo que os estimadores sejam

$$C = \text{correção} = \frac{Y_{..}^2}{a}$$

$$SQ_{(\text{total da regressão})i} = SQ(A/G_i) = r \left[\sum_j Y_{ij}^2 - \frac{(Y_{i.})^2}{a} \right]$$

$$SQ_{(\text{regressão})i} = \frac{r \left(\sum_j Y_{ij} I_j \right)^2}{\sum_j I_j^2}$$

$$SQ(A \text{ linear}) = SQA = \sum_i SQ(\text{regressão})i$$

$$SQ(A/G) = SQA + SQGA = \sum_i SQ(A/G_i)$$

$$SQ_{(\text{desvio})i} = SQ_{(\text{total da regressão})i} - SQ_{(\text{regressão})i}$$

$$SQ(A/G \text{ desvio}) = SQ(A \text{ desvio}) + SQ(GA \text{ desvio}) = \sum_i SQ(\text{desvio})_i$$

$$SQ(GA \text{ linear}) = SQGA1 = \frac{\left[r \sum_i \left(\sum_j Y_{ij} I_j \right)^2 \right]}{\sum_j I_j^2} - SQA$$

$$\hat{\sigma}_{di}^2 = \frac{\sum_j \hat{\delta}_{ij}^2}{(a-2)} = \frac{QMDi - QMR}{r}, \text{ sendo}$$

$$QMDi = \frac{r}{a-2} \left[\sum_j Y_{ij}^2 - \frac{Y_{i.}^2}{a} - \frac{\left(\sum_j Y_{ij} I_j \right)^2}{\sum_j I_j^2} \right]$$

O esquema da análise de variância, com a decomposição da soma de quadrados de ambientes/genótipos, encontra-se no Quadro 8.

Quadro 8 – Esquema da análise de variância com a decomposição da soma de quadrados de ambientes/genótipos segundo o método de EBERHART e RUSSELL (1966)

FV	GL	SQ
Blocos/Ambientes	a(r-1)	-
Genótipos (G)	g-1	-
Ambientes (A)	a-1	SQA
G x A	(a-1)(g-1)	SQGA
A/G	g(a-1)	SQA + SQGA
A linear	1	SQA1
GA linear	g-1	SQGA1
Desvio combinado (A/G)	g(a-2)	SQDc
Desvio/G ₁	a-2	SQD ₁
Desvio/G ₂	a-2	SQD ₂
...
Desvio G _g	a-2	SQD _g
Resíduo	a(r-1)(g-1)	SQR

3.4.2. Método de CARNEIRO (1998), baseado em LIN e BINNS (1988)

Na metodologia de LIN e BINNS (1988), o desempenho geral dos genótipos é definido como o quadrado médio da distância entre a média do cultivar e a resposta média máxima para todos os locais, conforme a expressão dada a seguir:

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

em que

P_i = estimativa do parâmetro estabilidade do cultivar i ;

Y_{ij} = produtividade de grãos (kg/ha) do i -ésimo cultivar no j -ésimo local;

M_j = resposta média máxima observada entre todos os cultivares no local j ; e

n = número de locais.

3.4.2.1. Decomposição para ambientes favoráveis e desfavoráveis (análise univariada)

CARNEIRO (1998) decompôs a estatística P_i , descrita pela metodologia proposta por LIN e BINNS (1988), para atender à identificação de genótipos superiores nos grupos de ambientes favoráveis e desfavoráveis, utilizando a classificação desses ambientes de acordo com as metodologias de EBERHART e RUSSELL (1966).

Assim, para ambientes favoráveis, o estimador de P_i , denominado P_{if} é dado pela fórmula

$$P_{if} = \frac{\sum_{j=1}^f (Y_{ij} - M_j)^2}{2f}$$

em que

f = número de ambientes favoráveis; e

Y_{ij} e M_j = definidos anteriormente.

Para ambientes desfavoráveis, o estimador denominado P_{id} é dado por

$$P_{id} = \frac{\sum_{j=1}^d (Y_{ij} - M_j)^2}{2d}, \text{ sendo } d = \text{número de ambientes desfavoráveis.}$$

Dessa forma, a indicação de cultivares pode ser realizada para os diferentes tipos de ambientes (geral ou específica), sendo, portanto, mais completa que a metodologia proposta originalmente.

3.4.2.2. Considerando várias variáveis (análise multivariada)

Esta análise tem grande importância, pois a indicação de um cultivar não dever ser feita considerando-se apenas uma única variável, mesmo que esta seja produtividade, a qual é resultante de muitos outros fatores (fisiológicos, ambientais culturais etc.). Assim, neste trabalho, procurou-se utilizar o máximo de variáveis possíveis; desse modo, no ensaio de safrinha/96 foram utilizadas cinco variáveis: produtividade (kg/ha), altura de plantas (cm), porcentagem de plantas quebradas, porcentagem de espigas atacadas por lagartas e porcentagem de espigas atacadas por doenças; no ensaio de safra normal 96/97, foram consideradas as mesmas variáveis utilizadas no ensaio de safrinha/96, acrescida da variável ocorrência de *Phaeosphaeria maydis* aos 90 dias; e no ensaio de safrinha/97, além dessas seis variáveis, foi considerada a porcentagem de plantas acamadas.

Segundo CARNEIRO (1998), essa análise de estabilidade e adaptabilidade multivariada pode ser realizada desde que seja possível somar os valores dos Pi's de um cultivar referente a cada variável, sendo necessária a padronização desses Pi's,

$$\text{dada por } P_{mi} = \sum_{k=1}^v \left[P_{ik} \frac{1}{\hat{\sigma}_{pk}} \right]$$

em que

P_{mi} = estimador do parâmetro de medida de adaptabilidade e estabilidade de comportamento (MAEC), multivariado para o cultivar i;

P_{ik} = estimador do parâmetro MAEC para o cultivar i relativo à k-ésima variável; e

$\hat{\sigma}_{pk}$ = desvio-padrão dos Pi's para a k-ésima variável.

Além disso, CARNEIRO (1998) considerou um fator de multiplicação dado pelo inverso dos pesos atribuídos a cada variável, a fim de balancear a importância de cada variável. Assim, o estimador do parâmetro MAEC é

$$P_{mi} = \sum_{k=1}^v \left[P_{ik} \frac{1}{\hat{\sigma}_{pk}} \right] \times \frac{1}{p_k}$$

em que

p_k representa o peso atribuído pelo pesquisador à variável k .

O referido autor estabeleceu, ainda, o genótipo hipotético ideal definido de acordo com o modelo proposto por CRUZ et al. (1989), dado por $Y_{mj} = b_{0m} + b_{1m}I_j + b_{2m}T(I_j)$, em que

Y_{mj} = resposta ideal do genótipo hipotético no ambiente j ;

I_j = índice de ambiente codificado;

$T(I_j) =$ se $I_j < 0$ e, $T(I_j) = I_j - \bar{I}_+$ se $I_j > 0$, sendo \bar{I}_+ a média dos índices I_j positivos;

b_{0m} = valor fornecido para que a resposta ideal seja máxima para todos os locais; e

b_{1m} e b_{2m} = coeficientes de regressão linear, cujos valores são atribuídos para que haja resposta o mais próximo possível do ideal.

Desse modo, para variáveis cujo interesse é obter o máximo possível de desempenho na característica, estabeleceu-se b_{0m} igual ao máximo dos valores obtidos nos experimentos, $b_{1m} = 0,5$, que reflete baixa resposta aos ambientes desfavoráveis, e $b_{2m} = 1,0$, de modo que $b_{1m} + b_{2m} = 1,5$ representa-se responsivo às condições favoráveis.

Para variáveis do tipo acamamento, quebramento, ocorrência de pragas e doenças, cujo interesse é obter o menor valor possível, adotou-se b_{0m} igual a zero ou o menor valor obtido nos experimentos: b_{1m} e b_{2m} iguais a zero; dessa forma, Y_{mj} assumirá valor referencial baixo.

Para variável altura de plantas, assumiu-se $b_{0m} = 200$ (200 cm), b_{1m} e b_{2m} iguais a zero. Assim, $Y_{mj} = 200$, ou seja, o valor referencial para classificação dos genótipos é de 200 cm ou 2 m de altura, quer seja para ambiente favorável ou desfavorável.

A estimativa do parâmetro MAEC é

$$P_i = \frac{\sum_{j=1}^n (Y_{ij} - Y_{mj})^2}{2n}, \text{ para termos gerais, para o cultivar } i;$$

$$P_{if} = \frac{\sum_{j=1}^n (Y_{ij} - Y_{mj})^2}{2f}, \text{ para ambientes favoráveis, para o cultivar } i; \text{ e}$$

$$P_{id} = \frac{\sum_{j=1}^n (Y_{ij} - Y_{mj})^2}{2d}, \text{ para ambientes desfavoráveis, para o cultivar } i, \text{ sendo}$$

Y_{ij} , n , d , f , Y_{mj} como definidos anteriormente.

3.5. "Performance" dos cultivares de acordo com o índice de seleção

Utilizaram-se os resultados da análise conjunta onde foram estimadas as variâncias e co-variâncias das mesmas variáveis consideradas no estudo da adaptabilidade e estabilidade multivariada.

Foram utilizadas quatro metodologias de índice de seleção para indicação de cultivares: clássico de SMITH (1936) e HAZEL (1943), base de WILLIAMS (1962), soma dos "ranks" de MULAMBA e MOCK (1978) e multiplicativo de SUBANDI et al. (1973). Obteve-se, dessa forma, a classificação de todos os híbridos diante das variáveis estabelecidas, o que possibilitou o conhecimento do desempenho geral de cada genótipo.

A metodologia proposta por SMITH (1936) e HAZEL (1943) levou em consideração as variâncias e co-variâncias fenotípicas e genotípicas, cujos coeficientes de ponderação no índice podem ser facilmente estimados pela seguinte expressão: $\mathbf{b} = \mathbf{P}^{-1}\mathbf{G}\mathbf{a}$, em que

\mathbf{P}^{-1} = matriz inversa de variâncias e co-variâncias fenotípicas entre as variáveis, de dimensão $n \times n$;

\mathbf{G} = matriz de variâncias e co-variâncias genéticas entre as variáveis, de dimensão $n \times n$; e

a = vetor dos coeficientes de pesos econômicos, previamente estabelecidos, de dimensão $n \times 1$.

Foram estabelecidos os pesos econômicos 2 para produtividade, 1 para altura de plantas e -1 para as variáveis porcentagem de quebramento, de acamamento, de espigas atacadas por lagartas, por doenças e ocorrência de *Phaeosphaeria maydis* aos 90 dias. Ressalta-se o fato de que foi utilizada a metodologia do índice de seleção apenas para classificação dos híbridos testados, e por isso adotaram-se os mesmos pesos utilizados nas análises de estabilidade e adaptabilidade multivariada.

No índice base, proposto por WILLIAMS (1962), os próprios pesos econômicos constituem os coeficientes de ponderação do índice. Então, o índice base (I_b) é dado por $I_b = a_1x_1 + a_2x_2 + \dots + a_nx_n = a'x$, em que x e a referem-se, respectivamente, aos vetores de média e de pesos econômicos de dimensão $n \times 1$. Dessa forma, evitam-se problemas devidos às imprecisões das estimativas da variâncias e co-variâncias fenotípicas e genotípicas utilizadas no índice clássico (CRUZ e REGAZZI, 1997).

O índice baseado na soma dos "ranks" consiste em classificar os genótipos em relação a cada um dos caracteres, em ordem favorável ao melhoramento, e, posteriormente, somam-se os "ranks" dentro de cada genótipo. Aqueles genótipos com menor valor de soma dos "ranks" constituem o material de interesse. Este método, assim como o anterior, não utiliza as matrizes de variâncias e co-variâncias fenotípicas e genotípicas.

No método multiplicativo apresentado por SUBANDI et al. (1973), o índice (I_m) é estabelecido pela seguinte expressão: $I_m = w_1w_2 \dots w_n$, sendo $w = x_j - k_j$, em que x_j é igual ao valor médio observado e k_j é igual a um valor mínimo ou máximo estabelecido pelo melhorista para o j -ésimo caráter. Todas as análises foram realizadas mediante o uso do recurso computacional Programa GENES (CRUZ, 1997).

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1. Considerações gerais sobre híbridos de milho avaliados no Estado de Mato Grosso

4.1.1. Produtividade de grãos

O conhecimento da produtividade de grãos, por local, é de fundamental importância, uma vez que possibilita a assistência técnica às empresas de sementes de milho, bem como aos agricultores verificar o comportamento de cultivares (OLIVEIRA et al., 1999).

Nos Quadros 9, 10 e 11, podem ser observados os resultados obtidos nos ensaios de safrinha/96, safra normal 96/97 e safrinha/97, respectivamente. Analisando os Quadros 9, 10 e 11, constatou-se que, na "performance" por local, existem genótipos com maior destaque que outros. Isso ratifica a importância da necessidade de trabalhos de avaliação de cultivares, pois sua criteriosa escolha pode proporcionar acréscimo expressivo na produtividade, com pouco ou nenhum aumento nos custos.

Tomando-se como base o comportamento geral dos cultivares (média geral dos ensaios), os cinco cultivares que apresentaram maior produtividade de grãos, nos ensaios de safrinha/96 (Quadro 9), foram C 701 (3.374,91 kg/ha),

Quadro 9 – Nomes das fazendas, média geral, médias de produtividade de grãos (kg/ha) de híbridos comerciais de milho e coeficiente de variação (CV) relativos ao ensaio de safrinha/96, no Estado de Mato Grosso. As palavras soja e milho, entre parênteses, referem-se à cultura anterior, nas áreas dos ensaios

Híbridos *	Lagoa Funda (Milho)	Lagoa Funda (Soja)	Juriti (Milho)	São Carlos (Soja)	Girassol (Milho)	Média
C 701	3.931,30 ABCD	4.913,60 A	4.684,23 A	1.947,88 A	1.397,56 A	3.374,91
C 505	4.243,08 ABC	5.240,27 A	3.496,08 AB	1.730,44 AB	2.012,77 A	3.344,53
C 435	3.986,46 ABCD	4.391,66 A	4.332,42 A	1.595,35 ABC	1.858,21 A	3.232,82
XL 660	3.232,86 BCD	4.577,22 A	3.673,03 AB	1.146,97 CDE	969,76 A	2.719,97
XL 604	4.777,89 A	5.000,14 A	3.909,98 AB	1.081,85 CDE	1.798,76 A	3.313,72
XL 380	3.663,10 ABCD	3.953,94 A	3.653,53 AB	1.285,56 BCDE	1.747,65 A	2.860,76
G 600	3.006,98 D	4.203,82 A	3.423,35 AB	852,32 DE	1.471,41 A	2.591,58
EXCELER	2.910,82 D	4.470,20 A	3.680,56 AB	1.477,74 ABC	1.214,80 A	2.750,82
DENSUS	3.110,62 CD	4.428,04 A	3.452,05 AB	1.658,55 ABC	1.207,42 A	2.771,34
XB 8028	3.354,72 BCD	3.765,41 A	3.233,20 AB	706,53 E	1.000,95 A	2.412,16
XB 8030	4.248,03 ABC	4.713,55 A	2.649,62 B	1.202,32 BCDE	1.486,93 A	2.860,09
XB 995074	4.357,07 AB	4.816,19 A	3.600,49 AB	1.346,46 BCD	2.106,96 A	3.245,43
CV(%)	11,14	13,77	15,46	14,64	33,09	
Média	3.735,25	4.539,50	3.649,05	1.336,00	1.522,76	2.956,51

* Médias seguidas pelas mesmas letras, na vertical, não diferem entre si, pelo teste de Tukey a 5% de probabilidade.

Quadro 10 – Nomes das fazendas, média geral, médias de produtividade de grãos (kg/ha) de híbridos comerciais de milho e coeficiente de variação (CV) relativos ao ensaio de safra normal 96/97, no Estado de Mato Grosso. As palavras soja e milho, entre parênteses, referem-se à cultura anterior, nas áreas dos ensaios

Híbridos *	Lagoa Funda (Milho)	Juriti (Soja)	Juriti (Milho)	São Roque (Soja)	São Carlos (Milho)	UFMT/FA MEV (Horta)	Média
D 657	2.123,79 A	5.553,65 A	6.051,22 A	4.677,01 AB	5.275,29 A	4.745,85 A	4.737,80
D 556	1.217,87 A	3.786,06 B	5.228,46 AB	3.977,71 BC	4.508,43 AB	2.601,57 A	3.553,35
D 766	1.712,20 A	5.191,66 AB	5.239,03 AB	4.535,58 ABC	4.274,88 AB	3.115,39 A	4.011,46
D 170	2.290,78 A	4.055,17 AB	4.661,58 AB	3.964,69 BC	3.700,10 AB	3.695,97 A	3.728,05
D 769	2.111,86 A	4.639,44 AB	4.937,23 AB	3.715,73 C	2.728,05 B	3.340,07 A	3.578,73
Z 84E74	1.898,67 A	4.053,84 AB	5.656,58 AB	4.931,51 A	3.682,96 AB	3.378,72 A	3.933,71
Z 8440	1.540,18 A	4.171,11 AB	5.229,66 AB	3.820,76 BC	3.513,79 AB	3.973,41 A	3.708,15
Z 8452	2.067,53 A	4.284,95 AB	5.506,04 AB	4.645,52 ABC	4.182,41 AB	3.853,55 A	4.090,00
Z 8392	2.154,89 A	4.703,14 AB	5.083,01 AB	4.760,99 AB	3.547,67 AB	4.016,73 A	4.044,41
Z 8501	1.519,68 A	4.656,99 AB	5.322,62 AB	4.395,16 ABC	3.672,64 AB	4.987,37 A	4.092,41
Z 94E90	1.479,41 A	3.941,66 AB	5.024,16 AB	4.260,76 ABC	2.744,40 B	3.773,99 A	3.537,40
SAVANA	1.710,26 A	4.832,58 AB	4.520,82 B	4.280,73 ABC	3.590,65 AB	3.683,50 A	3.769,76
EXCELER	1.528,61 A	3.998,51 AB	4.673,77 AB	4.479,74 ABC	4.089,04 AB	3.348,24 A	3.686,32
MASTER	1.843,01 A	4.922,22 AB	5.555,59 AB	4.238,10 ABC	3.648,21 AB	3.227,02 A	3.905,69
AVANT	2.092,39 A	4.874,63 AB	5.609,08 AB	4.992,68 A	4.813,46 A	4.891,46 A	4.545,62
STAR	1.516,65 A	5.435,64 AB	5.819,37 AB	4.720,42 AB	5.190,90 A	4.054,54 A	4.456,25
CV(%)	26,69	12,67	9,25	7,04	17,11	21,50	
Média	1.800,49	4.568,83	5.257,39	4.399,82	3.947,68	3.792,96	3.961,19

* Médias seguidas pelas mesmas letras, na vertical, não diferem entre si, pelo teste de Tukey a 5% de probabilidade.

Quadro 11 – Nomes das fazendas, média geral, médias de produtividade de grãos (kg/ha) de híbridos comerciais de milho e coeficiente de variação (CV) relativos ao ensaio de safrinha/97, no Estado de Mato Grosso. As palavras soja e milho, entre parênteses, referem-se à cultura anterior, nas áreas dos ensaios

Híbridos *	Lagoa Funda (Soja)	Juriti (Milho)	Juriti (Soja)	São Roque (Milho)	São Roque (Soja)	Cuiabana (Soja)	Santa (Soja)
D 657	7.515,35 A	6.356,20 AB	4.925,48 ABC	4.120,63 A	6.635,25 A	4.870,69 A	6.440,00 A
D 556	6.759,32 AB	5.688,62 AB	5.031,91 ABC	3.344,86 A	6.166,87 AB	4.084,45 A	4.840,00 A
D 766	7.870,25 A	6.664,65 AB	5.252,15 ABC	3.309,55 A	5.430,31 AB	4.764,95 A	5.010,00 A
D 769	6.617,70 AB	5.781,06 AB	3.654,86 BC	2.787,58 A	4.892,31 AB	5.308,40 A	4.700,00 A
Z 8202	7.272,40 AB	6.259,85 AB	5.292,72 ABC	2.881,01 A	6.326,21 AB	4.597,66 A	5.430,00 A
Z 8452	6.118,29 AB	7.100,32 A	5.010,67 ABC	3.193,26 A	5.443,24 AB	4.673,30 A	5.840,00 A
Z 8392	6.721,19 AB	6.530,50 AB	5.178,72 ABC	3.560,05 A	6.335,70 AB	4.840,04 A	5.840,00 A
Z 8501	7.384,08 AB	6.474,54 AB	4.747,05 ABC	3.470,09 A	5.780,69 AB	5.671,69 A	6.060,00 A
Z 8490	6.997,64 AB	6.485,04 AB	4.099,39 ABC	3.069,02 A	5.957,53 AB	3.871,57 A	4.910,00 A
DENSUS	5.482,24 B	5.845,18 AB	3.302,87 C	2.990,25 A	5.056,48 AB	4.015,30 A	4.950,00 A
EXCELER	6.822,72 AB	6.351,57 AB	5.950,96 A	2.778,68 A	5.389,20 AB	4.826,28 A	5.250,00 A
MASTER	6.732,02 AB	5.601,62 AB	5.702,96 AB	3.164,45 A	6.367,00 AB	4.871,64 A	5.060,00 A
XL 360	6.754,55 AB	5.334,83 AB	4.972,39 ABC	2.874,25 A	5.612,42 AB	4.649,47 A	5.270,00 A
XL 345	7.609,05 A	6.673,34 AB	5.613,49 AB	3.386,26 A	6.400,50 AB	4.279,45 A	5.180,00 A
XL 9663	6.904,12 AB	5.325,10 B	5.503,15 ABC	2.838,76 A	4.632,94 B	4.777,95 A	4.750,00 A
CV(%)	9,59	9,49	14,73	17,61	10,55	12,96	11,90
Média	6.904,06	6.164,83	4.949,25	3.184,58	5.761,78	4.673,52	5.303,00

* Médias seguidas pelas mesmas letras, na vertical, não diferem entre si, pelo

teste de Tukey a 5% de probabilidade.

C 505 (3.344,53 kg/ha), XL 604 (3.313,72 kg/ha), XB 995074 (3.245,43 kg/ha) e C 435 (3.232,82 kg/ha). Esses valores de produtividade foram baixos, em comparação com os resultados obtidos por CRUZ et al. (1994) e CORRÊA et al. (1997), que encontraram valores superiores a 4.000 kg/ha, para esses cultivares, em ensaios de safrinha, abrangendo a região centro-sul do Brasil, constituídas pelos Estados de Goiás, Minas Gerais, São Paulo e Paraná. Entretanto, CORRÊA et al. (1997) obtiveram baixa produtividade (1.882 kg/ha) no Município de Rondonópolis, Estado de Mato Grosso. Assim, pode-se considerar que os resultados obtidos na safrinha/96 foram bons, apesar de serem baixos em relação ao potencial máximo dessa cultura, para essa época de plantio.

Segundo CRUZ et al. (1994), os adeptos do plantio de milho “safrinha” argumentaram que, mesmo sendo uma cultura de maior risco, devido à maior probabilidade de ocorrência de *deficit* hídrico e geadas, ela apresenta as vantagens de melhor proteção do solo, melhor e maior uso da terra, da maquinaria, de fertilizantes e de mão-de-obra, além de sua colheita coincidir com a entressafra de oferta do produto, resultando, geralmente, em melhores preços.

Os ensaios instalados nas Fazendas São Carlos e Girassol foram os que apresentaram as menores produtividades (Quadro 9). Esses ensaios foram instalados depois do dia 10 de março/96 e, conseqüentemente, receberam menor quantidade de água (proveniente das chuvas) em relação aos ensaios instalados nas Fazendas Lagoa Funda e Juriti (Quadro 2).

OLIVEIRA e FORNASIERI FILHO (1999) verificaram que o período de semeadura de 10 de fevereiro a 12 de março mostrou-se como o mais adequado para o plantio de “safrinha” para o Estado de Mato Grosso do Sul. Essa observação é similar ao período recomendado para o Estado de São Paulo, mas é de aproximadamente 30 dias mais prolongado para o Estado do Paraná. Neste trabalho, nos ensaios de safrinha/96, os melhores resultados também foram observados quando se instalou a cultura antes do dia 10 de março (Quadros 2 e 9). No entanto, outro fator deve ser considerado além da data de semeadura, ou seja, o local.

No ensaio de safra normal 96/97, os cultivares também apresentaram "performances" diferenciadas de local para local (Quadro 10). A menor produtividade média foi observada no ensaio instalado na Fazenda Lagoa Funda, em área cuja cultura anterior foi o milho. Nessa área, não houve bom preparo do solo; o controle de plantas daninhas não foi eficiente e não foi realizada adubação de cobertura, resultando em baixa produtividade e aumento do coeficiente de variação do experimento (CV de 26,69% – Quadro 10).

Diferenças foram detectadas entre os cultivares e, considerando a média geral de todos os ensaios, verificou-se que os cinco melhores, em ordem decrescente, foram D 657 (4.737 kg/ha), AVANT (4.545,62 kg/ha), STAR (4.456,25 kg/ha), Z 8501 (4.092,41 kg/ha) e Z 8452 (4.090,00 kg/ha). Esses valores estão acima da média estadual de Mato Grosso (2.309 kg/ha, IBGE, 1998), mas abaixo dos valores obtidos por SOUZA (1994) e SOUZA e MUNIZ (1996), que encontraram valores superiores a 5.000 kg/ha.

No Quadro 11 podem ser observados os resultados obtidos nos ensaios de safrinha/97. Verificam-se, nesse quadro, valores superiores aos dos dois primeiros ensaios (safrinha/96 e safra normal 96/97), os quais foram similares aos valores obtidos por CRUZ et al. (1994) e CORRÊA et al. (1997). Apesar de os valores serem maiores do que a média estadual de Mato Grosso, muitos agricultores desejam, cada vez mais, maiores produtividades para garantia de lucros.

Como pode ser verificado no Quadro 4, os ensaios localizados nas Fazendas Santa Maria e Ponte de Pedra foram instalados depois do dia 10 de março de 1997, mas, mesmo assim, suas produtividades foram similares aos outros ensaios instalados antes do dia 10 de março.

Considerando-se a média geral dos ensaios de safrinha/97, os cinco cultivares que apresentaram as maiores médias, em ordem decrescente, foram: D 657 (5.736,71 kg/ha), XL 345 (5.531,12 kg/ha), Z 8392 (5.499,93 kg/ha), D 766 (5.493,55 kg/ha) e Z 8501 (5.450,59 kg/ha) (Quadro 11). Verificou-se que os híbridos D 657 e Z 8501 também apresentaram as maiores médias nos ensaios de safra normal, resultado que constitui um indicio de prosperidade do cultivar.

OLIVEIRA e FORNASIERI (1999) citaram um trabalho realizado em 1995, no Vale do Paranapanema, SP, onde foi comparada a produtividade de grãos de 4.200 kg/ha, em época de safra normal, e de 3.300 kg/ha, em cultivo de entressafra. Apesar da diferença de produtividade, as rendas líquidas foram de R\$106,83/ha e R\$192,83/ha, respectivamente. Tomando-se esses resultados como referência, a produtividade dos cultivares testados no ensaio de safrinha/97 seria positiva, com lucratividade maior do que a safra normal. Nesse contexto, os cultivares mais produtivos, testados nos ensaios de safrinha/96, também oferecem bons retornos financeiros aos agricultores. No entanto, no ensaio de safra normal 96/97, verificaram-se alguns cultivares apresentando produtividade superior a 4.500 kg/ha na maioria dos locais, garantindo lucros. Além do aspecto econômico, o cultivo de entressafra ainda contribuiu para a manutenção da matéria orgânica e proteção do solo.

As baixas produtividades obtidas nos ensaios de safrinha/96 e safra normal 96/97 refletem a necessidade do conhecimento do comportamento de cultivares de milho dada a sua grande oferta sem, no entanto, conhecer sua real "performance" diante das condições de solo e de clima do Estado de Mato Grosso.

4.1.2. Altura da planta

Tomando 200 cm como altura referencial de plantas, verificou-se, no ensaio de safrinha/96 (Quadro 12), que nenhum cultivar ultrapassou esse valor; pelo contrário, houve ensaio apresentando porte bastante reduzido (menor que 150 centímetros), indicando que o desenvolvimento do milho não ocorreu nas melhores condições. As menores alturas foram constatadas nos ensaios instalados nas Fazendas São Carlos e Girassol, cuja data de semeadura foi além de 10 de março (Quadro 2), os quais também apresentaram as menores produtividades de grãos (Quadro 9). Os cultivares que exibiram maior produtividade de grãos (C 701, C 505, C 435, XL 604 e XB 995074) não tiveram problemas de plantas altas (Quadro 12).

Quadro 12 – Nomes das fazendas, média geral, médias de altura (em centímetro) de plantas de híbridos comerciais de milho e coeficiente de variação (CV) relativos ao ensaio de safrinha/96, no Estado de Mato Grosso. As palavras soja e milho, entre parênteses, referem-se à cultura anterior, nas áreas dos ensaios

Híbridos *	Lagoa Funda (Soja)	Lagoa Funda (Milho)	Juriti (Milho)	São Carlos (Soja)	Girassol (Milho)	Média
C 701	165 A	142 BC	177 A	174 AB	136 AB	159
C 505	182 A	164 AB	172 A	172 AB	141 AB	166
C 435	179 A	167 AB	198 A	182 A	157 A	177
XL 660	170 A	154 ABC	184 A	154 AB	104 B	153
XL 604	172 A	157 AB	182 A	166 AB	135 AB	162
XL 380	166 A	155 ABC	178 A	158 AB	137 AB	159
G 600	170 A	150 ABC	168 A	155 AB	124 AB	154
EXCELER	186 A	159 AB	180 A	157 AB	129 AB	162
DENSUS	165 A	127 C	163 A	153 AB	132 AB	148
XB 8028	188 A	173 A	191 A	176 AB	141 AB	174
XB 8030	176 A	155 ABC	163 A	162 AB	142 AB	161
XB 995074	171 A	156 AB	179 A	144 B	145 AB	159
CV (%)	5,26	6,31	9,57	6,67	10,93	
Média	174	155	178	163	135	161

* Médias seguidas pelas mesmas letras, na vertical, não diferem entre si, pelo teste de Tukey a 5% de probabilidade.

Apesar do bom controle experimental nos ensaios de safrinha/96, com coeficientes de variação abaixo de 10% na maioria dos ensaios, com exceção ao instalado na Fazenda Girassol, as diferenças estatísticas foram praticamente não-significativas para altura de plantas entre os cultivares de milho. Maiores contrastes na altura foram observados no ensaio instalado na Fazenda Lagoa Funda, em área cultivada anteriormente com milho, com valores de 127 cm para o cultivar DENSUS e 173 cm para o XB 8028 (Quadro 12).

Nos ensaios de safra normal 96/97, os coeficientes de variação foram baixos, com exceção ao instalado na Fazenda Lagoa Funda (CV = 11,26%), onde não houve bom controle ambiental dado pela falta do bom preparo do solo, controle de plantas daninhas e adubação de cobertura (Quadro 13). Nessa safra, diferenças significativas na altura de plantas foram observadas entre os cultivares.

A maior média de altura de planta, em nível experimental, foi obtida nas Fazendas Juriti e São Carlos (212 cm de altura), onde havia a cultura do milho, e a menor foi na Fazenda Lagoa Funda (133 cm de altura), onde as condições não foram muito favoráveis. Vários híbridos apresentaram altura superior a 200 cm, dependendo do local, mas o híbrido D 170 atingiu a maior altura (média geral de 229 cm), chegando a 261 cm, portanto extremamente alto para o padrão estabelecido e, praticamente, 75 cm superior à média geral de todos os experimentos (186 cm – Quadro 13).

Quadro 13 – Nomes das fazendas, média geral, médias de altura (em centímetro) de plantas de híbridos comerciais de milho e coeficiente de variação (CV) relativos ao ensaio de safra normal 96/97, no Estado de Mato Grosso. As palavras soja e milho, entre parênteses, referem-se à cultura anterior, nas áreas dos ensaios

Híbridos *	Lagoa (Milho)	Juriti (Milho)	Juriti (Soja)	São Roque (Soja)	São Carlos (Milho)	UFMT/FA (Horta)	Média
D 657	130 B	223 BC	206 BC	196 BCDE	219 BCD	168 ABCD	190
D 556	125 B	192 D	178 CD	193 CDE	204 DE	149 CD	173
D 766	125 B	209 BCD	197 BCD	201 BCD	211 CDE	157 BCD	183
D 170	184 A	261 A	244 A	256 A	249 A	180 AB	229
D 769	124 B	202 BCD	180 CD	177 E	196 E	141 D	170
Z 84E74	128 B	216 BCD	198 BCD	189 DE	202 DE	165 ABCD	183
Z 8440	137 AB	204 BCD	183 BCD	189 DE	203 DE	160 ABCD	179
Z 8452	156 AB	207 BCD	196 BCD	192 DE	210 CDE	150 BCD	185
Z 8392	127 B	202 BCD	187 BCD	185 DE	198 E	156 BCD	176
Z 8501	133 B	209 BCD	206 BC	203 BCD	210 CDE	162 ABCD	187
Z 84E90	129 B	200 CD	188 BCD	189 DE	207 DE	154 BCD	178
SAVANA	115 B	223 BC	198 BCD	199 BCD	227 BC	173 ABC	189
EXCELER	134 B	215 BCD	201 BCD	212 BC	220 BCD	159 ABCD	190
MASTER	128 B	227 B	211 B	214 B	231 AB	190 A	200
AVANT	138 AB	195 D	175 D	177 E	200 E	148 CD	172
STAR	117 B	214 BCD	201 BCD	196 BCDE	211 CDE	160 ABCD	183
CV (%)	11,62	4,10	4,81	3,30	2,85	6,26	
Média	133	212	197	198	212	161	186

* Médias seguidas pelas mesmas letras, na vertical, não diferem entre si, pelo teste de Tukey a 5% de probabilidade.

Considerando a média geral de todos os ensaios, safra normal 96/97, verificou-se que os cultivares que apresentaram as maiores médias de produtividade de grãos (D 657, Z 8452, Z 8501, AVANT e STAR – Quadro 10) não foram, necessariamente, as mais altas, concordando com as hipóteses de PATERNIANI (1971). Evidentemente, dependendo do ambiente, uns apresentaram valores maiores ou menores que 200 cm de altura, mas, na média, todos foram inferiores ao valor referencial (Quadro 13).

O ensaio de safrinha/97 apresentou baixos valores de coeficiente de variação refletindo experimentos bem conduzidos (Quadro 14). O maior coeficiente de variação foi encontrado no experimento instalado numa área onde tinha sido cultivado milho, na Fazenda São Roque (coeficiente de variação de 10%), cuja média experimental, para altura de plantas de milho, foi a menor entre todos os ensaios (128 centímetros). Nesse experimento, os cultivares apresentaram baixa altura de plantas (valores inferiores a 150 cm) em razão, provavelmente, do mau desenvolvimento das plantas, pois era local de intenso movimento das máquinas, portanto solo mais compactado.

Os híbridos mais produtivos (D 657, D 766, XL 345, Z 8392 e Z 8501 – Quadro 11) apresentaram, na média geral dos ensaios de safrinha/97, altura inferior a 200 cm, embora alguns tenham alcançado valores ligeiramente superiores ao valor referencial (Quadro 14), mas não devem representar problemas de ordem prática.

4.1.3. Acamamento, quebramento e espigas atacadas por pragas e doenças

Nos Quadros 15, 16 e 17 podem ser observadas as porcentagens de plantas acamadas, de plantas quebradas, de espigas atacadas por pragas e por doenças. Os valores de porcentagem de acamamento e de quebramento obtidos neste trabalho foram inferiores, comparados com os de CRUZ et al. (1994) e CORRÊA et al. (1995), mas, quanto à porcentagem de espigas atacadas por doenças, os números foram superiores aos de CORRÊA et al. (1995) e DUARTE et al. (1997), porém menores do que os de DUARTE et al. (1994).

Quadro 14 – Nomes das fazendas, média geral, médias de altura (em centímetro) de plantas de híbridos comerciais de milho e coeficiente de variação (CV) relativos ao ensaio de safrinha/97, no Estado de Mato Grosso. As palavras soja e milho, entre parênteses, referem-se à cultura anterior, nas áreas dos ensaios

Híbridos*	Lagoa Funda (Soja)	Juriti (Soja)	Juriti (Milho)	São Roque (Soja)	São Roque (Milho)	Cuiabana (Soja)	Ponte de Pedra (Soja)	Santa Maria (Soja)	Média
D 657	198 ABC	215 ABCD	183 CD	169 AB	147 A	186 ABC	183 ABCD	170 AB	181
D 556	201 ABC	202 CD	187 BCD	158 AB	128 A	170 BC	172 BCDE	156 B	172
D 766	213 A	210 BCD	198 ABC	153 AB	125 A	195 AB	178 ABCDE	160 AB	179
D 769	188 BC	200 D	187 BCD	140 B	118 A	173 ABC	163 E	163 AB	166
Z 8202	197 ABC	210 BCD	191 ABCD	160 AB	113 A	179 ABC	177 ABCDE	177 AB	176
Z 8452	200 ABC	210 BCD	195 ABCD	162 AB	130 A	188 ABC	181 ABCD	169 AB	179
Z 8392	187 BC	202 CD	187 BCD	157 AB	131 A	177 ABC	178 ABCDE	154 B	171
Z 8501	215 A	218 ABC	196 ABCD	173 A	148 A	194 AB	189 AB	184 A	189
Z 8490	186 BC	198 D	188 BCD	156 AB	116 A	169 BC	170 CDE	163 AB	168
DENSUS	183 C	208 BCD	179 D	152 AB	118 A	164 C	167 DE	158 B	166
EXCELER	210 A	224 AB	208 A	167 AB	126 A	198 A	184 ABCD	172 AB	186
MASTER	215 A	228 A	197 ABC	168 AB	140 A	193 AB	192 A	174 AB	188
XL 360	212 A	228 A	201 AB	164 AB	133 A	193 AB	186 ABC	165 AB	185
XL 345	200 ABC	215 ABCD	193 ABCD	163 AB	124 A	179 ABC	178 ABCDE	158 B	176
XL 9663	206 AB	220 AB	185 BCD	151 AB	125 A	183 ABC	174 ABCDE	166 AB	176
CV (%)	3,58	2,61	2,95	6,28	10,00	4,91	3,39	4,87	
Média	201	212	192	159	128	183	178	166	177

* Médias seguidas pelas mesmas letras, na vertical, não diferem entre si, pelo teste de Tukey a 5% de probabilidade.

Quadro 15 – Valores de média geral de todos os experimentos e valores experimentais máximo e mínimo, em cultivares de milho, para porcentagens de plantas acamadas, de plantas quebradas, de espigas atacadas por lagartas (% EAL) e de espigas atacadas por doenças (% EAD), nos ensaios de safrinha/96, no Estado de Mato Grosso

Híbridos	% Plantas Acamadas			% Plantas Quebradas			% EAL			% EAD		
	Média ^a	Máx. ^b	Mín. ^c	Média ^a	Máx. ^b	Mín. ^c	Média ^a	Máx. ^b	Mín. ^c	Média ^a	Máx. ^b	Mín. ^c
C 701	0,96	3,35	0,00	9,40	20,35	1,48	59,72	78,25	31,55	26,93	48,16	16,08
C 505	2,82	12,00	0,00	10,07	17,61	6,16	56,38	77,48	23,49	27,98	56,17	14,57
C 435	2,01	8,67	0,00	5,98	9,74	3,55	47,98	66,52	33,06	14,74	29,09	5,00
XL 660	3,98	12,12	0,00	6,25	9,08	3,88	59,07	89,18	34,91	33,91	88,95	11,62
XL 604	2,71	7,93	0,00	6,35	12,77	3,32	61,08	81,17	33,19	32,82	61,21	18,07
XL 380	2,63	11,56	0,00	6,71	16,29	3,21	46,82	63,78	23,41	23,48	50,30	13,42
G 600	1,61	4,41	0,00	4,13	6,67	0,00	68,62	82,48	47,37	37,86	65,69	15,71
EXCELER	0,31	1,55	0,00	2,48	4,51	0,77	71,97	93,09	35,12	31,97	83,91	14,24
DENSUS	0,00	0,00	0,00	4,18	12,86	0,00	74,42	92,05	52,20	40,13	83,60	20,77
XB 8028	2,92	10,38	0,00	8,94	14,47	5,27	50,13	71,67	29,67	32,79	68,89	9,01
XB 8030	9,41	44,77	0,00	5,47	6,63	2,90	57,64	73,07	46,37	30,55	61,63	15,32
XB 995074	5,44	25,77	0,00	8,90	17,32	1,52	59,03	71,60	37,98	31,15	58,05	14,37
Média	2,90			6,57			59,41			30,36		

^a = valor de média geral de todos os experimentos.

^b = máximo valor entre os experimentos.

^c = mínimo valor entre os experimentos.

Quadro 16 – Valores de média geral de todos os experimentos e valores experimentais máximo e mínimo, em cultivares de milho, para porcentagens de plantas acamadas, de plantas quebradas, de espigas atacadas por lagartas (% EAL) e de espigas atacadas por doenças (% EAD), nos ensaios de safra normal 96/97, no Estado de Mato Grosso

Híbridos	% Plantas Acamadas			% Plantas Quebradas			% EAL			% EAD		
	Média ^a	Máx. ^b	Min. ^c	Média ^a	Máx. ^b	Min. ^c	Média ^a	Máx. ^b	Min. ^c	Média ^a	Máx. ^b	Min. ^c
D 657	1,58	5,26	0,00	2,70	4,18	0,88	66,77	83,11	53,91	17,70	45,30	3,64
D 556	0,89	3,33	0,00	2,05	4,68	0,00	68,73	90,43	48,92	33,79	84,78	8,53
D 766	0,73	2,23	0,00	5,07	11,55	0,00	71,03	94,58	53,78	31,77	81,65	7,31
D 170	0,76	3,79	0,00	4,89	11,83	0,79	81,88	99,15	59,23	46,02	77,42	12,56
D 769	0,13	0,76	0,00	3,83	9,22	1,54	72,69	94,47	53,87	27,52	74,25	8,66
Z 84E74	0,32	0,98	0,00	7,33	16,09	0,00	75,51	99,19	65,90	27,94	66,63	4,20
Z 8440	0,26	1,59	0,00	6,80	12,33	0,00	77,03	98,15	58,70	28,09	67,54	4,84
Z 8452	0,32	1,92	0,00	5,87	11,27	0,00	71,38	98,48	40,44	25,70	58,17	2,98
Z 8392	0,79	2,27	0,00	5,80	13,39	0,00	79,42	98,20	55,62	23,20	65,09	3,35
Z 8501	0,12	0,74	0,00	7,35	16,91	0,00	75,01	96,82	53,61	33,43	68,44	10,35
Z 84E90	0,55	1,36	0,00	3,17	7,54	0,00	76,11	96,31	63,74	39,37	77,22	8,86
SAVANA	0,46	1,89	0,00	5,25	10,49	0,00	80,51	91,84	71,32	31,32	80,48	8,05
EXCELER	0,11	0,68	0,00	6,15	14,67	0,00	76,21	96,83	45,75	34,76	95,73	7,30
MASTER	0,11	0,65	0,00	5,02	12,47	0,00	69,99	87,91	48,38	28,82	74,49	4,76
AVANT	0,58	2,84	0,00	3,53	8,47	0,00	77,16	96,86	57,38	34,15	78,36	4,18
STAR	0,73	2,95	0,00	7,83	16,17	2,20	76,92	98,32	43,59	28,97	75,30	5,56
Média	0,53			5,17			74,77			30,78		

^a = valor de média geral de todos os experimentos.

^b = máximo valor entre os experimentos.

^c = mínimo valor entre os experimentos.

Quadro 17 – Valores de média geral de todos os experimentos e valores experimentais máximo e mínimo, em cultivares de milho, para porcentagens de plantas acamadas, de plantas quebradas, de espigas atacadas por lagartas (% EAL) e de espigas atacadas por doenças (% EAD), nos ensaios de safrinha/97, no Estado de Mato Grosso

Híbridos	% Plantas Acamadas			% Plantas Quebradas			% EAL			% EAD		
	Média ^a	Máx. ^b	Min. ^c	Média ^a	Máx. ^b	Min. ^c	Média ^a	Máx. ^b	Min. ^c	Média ^a	Máx. ^b	Min. ^c
D 657	0,63	2,66	0,00	3,40	8,96	0,00	30,45	53,17	11,07	3,82	6,58	1,53
D 556	0,25	1,15	0,00	1,84	5,87	0,00	30,75	60,44	9,38	4,06	7,19	0,00
D 766	0,67	3,27	0,00	3,78	8,33	0,00	35,50	69,17	10,85	5,60	10,92	1,96
D 769	1,03	2,33	0,00	3,09	6,87	0,00	35,70	54,30	13,54	4,01	7,98	0,00
Z 8202	1,62	8,15	0,00	9,26	17,79	1,90	47,58	67,44	26,32	6,88	13,96	2,42
Z 8452	0,38	0,85	0,00	5,31	14,79	0,00	25,98	59,30	5,80	5,19	9,70	0,71
Z 8392	2,04	5,95	0,00	6,66	15,19	0,95	43,73	66,14	25,01	9,04	16,85	2,63
Z 8501	0,19	0,83	0,00	4,46	12,71	0,00	23,87	63,39	9,58	7,16	15,82	1,75
Z 8490	0,94	2,98	0,00	3,90	9,62	0,81	43,58	72,35	18,07	14,24	28,24	5,03
DENSUS	0,48	1,33	0,00	2,82	7,14	0,00	41,10	55,99	20,07	17,88	27,72	7,74
EXCELER	0,83	2,46	0,00	5,36	13,09	0,00	37,93	63,04	16,66	5,76	10,37	2,48
MASTER	1,09	2,78	0,00	5,88	15,42	0,00	35,46	60,14	16,31	7,63	26,45	1,19
XL 360	2,76	11,38	0,76	9,38	25,56	0,00	36,74	51,24	17,33	8,78	25,56	0,67
XL 345	1,62	3,97	0,00	4,97	15,33	0,81	43,51	74,40	20,78	7,57	20,89	2,84
XL 9663	1,58	4,96	0,00	4,05	8,50	0,69	36,00	55,01	15,57	5,47	11,49	1,92
Média	1,07			4,94			36,53			7,54		

^a = valor de média geral de todos os experimentos.

^b = máximo valor entre os experimentos.

^c = mínimo valor entre os experimentos.

Dentre os híbridos mais produtivos, o D 657 apresentou a maior média de plantas acamadas (1,58%) entre todos os cultivares; o Z 8452 apresentou número de plantas quebradas acima da média geral; o Z 8501 apresentou, além de elevado quebramento de plantas (7,35%), elevado número de espigas atacadas por lagartas (75,01%) e elevado número de espigas atacadas por doenças (33,43%); o AVANT apresentou elevado nível de espigas atacadas por lagartas e por doenças (77,16 e 34,15%, respectivamente); e o STAR, além de acamamento, apresentou a maior porcentagem de quebramento (7,83) entre todos os cultivares e elevado nível de espigas atacadas por lagartas (76,92%). Embora nesse ensaio de safra normal 96/97 tenha ocorrido pouco tombamento (acamamento e quebramento), os cultivares Z 8501 e STAR apresentaram elevados valores de tombamento (mais de 7,5% das plantas), que, do ponto de vista prático, pode representar significativas perdas.

No ensaio de safrinha/97, verificaram-se menores porcentagens de quebramento, de espigas atacadas por pragas e doenças. As médias geral de porcentagem de acamamento, de quebramento, de espigas atacadas por lagartas e de espigas atacadas por doenças foram de 1,07; 4,94; 36,53; e 7,54%, respectivamente (Quadro 17). Esses valores foram menores do que os dos ensaios de safrinha/96, de safra normal 96/97 e dos obtidos pelos trabalhos realizados por CRUZ et al. (1994), DUARTE et al. (1994) e CORRÊA et al. (1995).

No Quadro 17, os cultivares apresentaram, de modo geral, bom desempenho quanto a essas quatro variáveis. Dentre os híbridos mais produtivos (D 657, XL 345, Z 8392, D 766 e Z 8501), o cultivar Z 8392 apresentou maiores porcentagens de acamamento (2,04% das plantas), de quebramento (6,66% das plantas), de espigas atacadas por lagartas (43,73% das espigas) e de espigas infestadas por doenças (9,04% das espigas), sendo importante indicativo de alerta desse cultivar sobre possíveis problemas futuros. Comparada com os demais cultivares, o híbrido XL 345 também apresentou níveis de acamamento acima da média geral (1,62% das plantas acamadas) e uma das maiores porcentagens de espigas atacadas por lagartas (43,51% das espigas). Quanto ao problema de tombamento (acamamento e quebramento), os híbridos com maior incidência foram Z 8202 e XL 360, com valores acima de 10%.

Finalmente, pode-se dizer que os elevados números de espigas atacadas por pragas e doenças observados nos ensaios de safrinha/96, safra normal 96/97 e de safrinha/97 ratificaram a importância das avaliações dessas variáveis na análise da "performance" de cultivares no Estado de Mato Grosso em razão, principalmente, da existência de poucas, senão raras, informações disponíveis nesse Estado.

4.1.4. Ocorrência da lagarta-do-cartucho, lagarta-elasmó e broca-da-cana

Nos ensaios de safrinha/96 (Quadro 18), as três pragas mencionadas não atingiram nem proporções nem níveis de danos econômicos. A média geral para porcentagem de plantas atacadas por elasmó, *Diatraea* e níveis de dano provocados pela lagarta-do-cartucho foram, respectivamente, de 0,15; 1,36; e 1,38%. O nível de dano igual a 1 significa que as plantas foram atacadas pela lagarta-do-cartucho a ponto de apresentarem folhas com raspaduras, e valor 2 significa plantas apresentando furo do tipo "buraco de bala" nas folhas (CARVALHO, 1970).

Nenhum dos híbridos avaliados nos ensaios de safrinha/96 apresentaram porcentagem de plantas atacadas por elasmó acima de 5%, como descrito em CARVALHO (1987). Dos híbridos mais produtivos (C 701, C 505, XL 604, C 435 e XB 995074), o C 701 e C 435 apresentaram valores de porcentagem de plantas atacadas por elasmó maior que a média geral (0,22 e 0,19% das plantas), para os respectivos cultivares, mas esses valores são muito baixos para serem danosos (Quadro 18). Os híbridos C 435 e XB 995074 também apresentaram níveis de danos provocados pela lagarta-do-cartucho maiores do que a média geral (1,48 e 1,43, respectivamente), indicando que, na média geral, esses dois cultivares exibiram folhas com raspaduras e, no máximo, com furo tipo "buraco de bala", não representando perdas significativas. Desses cultivares mais produtivos, C 701, C 435 e XB 995074 apresentaram porcentagem de plantas atacadas por *Diatraea* maior que a média geral (1,68; 1,56; e 2,56, respectivamente) (Quadro 18).

Quadro 18 – Valores de média geral de todos os experimentos e valores experimentais máximo e mínimo, em cultivares de milho, para porcentagem de plantas atacadas por lagarta-elasma (PPLE), níveis de dano provocados pela lagarta-do-cartucho (NDLC) e porcentagem de plantas atacadas pela broca-da-cana (PPBC), nos ensaios de safrinha/96, no Estado de Mato Grosso

Híbridos	PPLE			NDLC			PPBC		
	Média ^a	Máx. ^b	Min. ^c	Média ^a	Máx. ^b	Min. ^c	Média ^a	Máx. ^b	Min. ^c
C 701	0,22	1,52	0,00	1,29	2,67	0,33	1,68	9,00	0,00
C 505	0,00	0,00	0,00	1,00	2,00	0,33	1,02	5,62	0,00
C 435	0,19	1,33	0,00	1,48	2,00	0,67	1,56	6,78	0,00
XL 660	0,00	0,00	0,00	1,71	3,67	0,00	0,21	1,45	0,00
XL 604	0,00	0,00	0,00	1,19	3,33	0,00	0,96	6,73	0,00
XL 380	0,20	1,39	0,00	1,57	3,33	1,00	0,76	5,33	0,00
G 600	0,00	0,00	0,00	1,33	2,67	0,67	1,80	8,12	0,00
EXCELER	0,00	0,00	0,00	1,05	2,00	0,00	2,08	11,23	0,00
DENSUS	0,00	0,00	0,00	1,38	3,00	0,33	1,23	5,68	0,00
XB 8028	0,18	1,28	0,00	1,71	3,33	0,33	1,03	5,87	0,00
XB 8030	0,98	4,06	0,00	1,43	3,33	0,00	1,47	6,06	0,00
XB 995074	0,00	0,00	0,00	1,43	2,67	0,67	2,56	12,19	0,00
Média	0,15			1,38			1,36		

NDLC: níveis de danos atribuídos por notas variando de 0 (plantas não com folhas não danificadas) a 5 (plantas apresentando o cartucho destruído).

^a = valor de média geral de todos os experimentos.

^b = máximo valor entre os experimentos.

^c = mínimo valor entre os experimentos.

Nos ensaios de safra normal 96/97 (Quadro 19) foram observados, na média geral, maiores valores de porcentagem de plantas atacadas por elasma (0,75% das plantas) e de plantas atacadas por *Diatraea* (7,30% das plantas), mas menor dano por lagarta-do-cartucho (0,67), comparadas com o ensaio de safrinha/96 (Quadro 18). Apesar da maior ocorrência da lagarta-elasma, nenhum híbrido ultrapassou, na média, 1,50% das plantas atacadas, mantendo-se níveis despreocupantes; o mesmo ocorreu para os níveis de danos provocados pela lagarta-do-cartucho. No entanto, alguns híbridos apresentaram média experimental superior a 10% das plantas atacadas por *Diatraea*, indicando valores preocupantes.

Embora CARVALHO (1987) tenha citado a insignificância dos danos provocados pela *Diatraea*, dos cultivares mais produtivos dos ensaios de safra normal 96/97 (D 657, Z 8452, Z 8501, AVANT e STAR), os híbridos Z 8501 e Z 8452 apresentaram altas porcentagens de plantas atacadas por essa praga (médias de 11,63 e 9,30%, respectivamente, das plantas), atingindo médias experimentais superiores a 15% das plantas (Quadro 19). Esses valores indicam a *Diatraea* como praga potencial, que, embora tenha ocorrência esporádica conforme citou GASSEN (1996), vale investigar sua flutuação populacional no Estado de Mato Grosso, uma vez que são cultivadas extensas áreas com a cultura do milho, favorecendo seu aumento. Ressalta-se, ainda, o fato de o Estado de Mato Grosso possuir extensas áreas de pastagens, cultivo de arroz e sorgo, que colaboraram para o aumento dessa praga. Grandes áreas cultivadas com soja e algodão e o uso intensivo de inseticidas também são fatores que contribuem para que a praga se torne problemática.

Nos ensaios de safrinha/97 (Quadro 20), observou-se aumento da porcentagem de plantas atacadas pela elasmobrânquia (1,99% das plantas), diminuição da porcentagem de plantas atacadas por *Diatraea* (5,84% das plantas) e manutenção dos níveis de dano pela lagarta-do-cartucho (0,73%) em relação à safra normal 96/97. Os híbridos mais produtivos (D 657, XL 345, Z 8392, D 766 e Z 8501) apresentaram desempenho bom, com valores menores do que a média geral, com exceção de Z 8392 e XL 345, que tiveram maior porcentagem de plantas atacadas por elasmobrânquia (3,54 e 2,03% das plantas, respectivamente) e por *Diatraea* (7,82 e 6,63% das plantas, respectivamente) e de Z 8501, com problemas com *Diatraea* (8,67% das plantas atacadas).

Como pode ser observado, o cultivar Z 8501 apresentou a maior ocorrência de plantas atacadas pela *Diatraea*, tanto nos ensaios de safra normal 96/97 quanto nos ensaios de safrinha/97, confirmando sua maior suscetibilidade a esta praga (Quadro 20).

Quadro 19 – Valores de média geral de todos os experimentos e valores experimentais máximo e mínimo, em cultivares de milho, para porcentagem de plantas atacadas por lagarta-elasma (PPLE), níveis de dano provocados pela lagarta-do-cartucho (NDLC) e porcentagem de plantas atacadas pela broca-da-cana (PPBC), nos ensaios de safra normal 96/97, no Estado de Mato Grosso

Híbridos	PPLE			NDLC			PPBC		
	Média ^a	Máx. ^b	Mín. ^c	Média ^a	Máx. ^b	Mín. ^c	Média ^a	Máx. ^b	Mín. ^c
D 657	0,35	1,39	0,00	0,44	0,67	0,33	4,58	8,39	2,67
D 556	0,32	1,28	0,00	1,00	1,00	1,00	6,28	10,46	0,00
D 766	1,38	2,78	0,00	0,44	0,67	0,00	7,04	10,78	4,17
D 170	0,68	1,39	0,00	0,89	1,33	0,33	7,22	17,86	2,91
D 769	0,70	1,39	0,00	0,56	0,67	0,00	5,70	8,58	1,33
Z 84E74	1,02	4,06	0,00	0,44	0,67	0,00	5,70	11,23	0,00
Z 8440	0,35	1,39	0,00	0,44	0,67	0,00	9,08	18,63	3,00
Z 8452	0,67	1,33	0,00	0,78	1,33	0,00	9,30	16,15	4,83
Z 8392	0,68	1,45	0,00	0,44	1,33	0,00	5,30	12,05	0,00
Z 8501	1,20	3,52	0,00	0,89	1,33	0,33	11,63	18,93	3,42
Z 84E90	0,74	1,59	0,00	0,78	1,33	0,00	7,31	15,63	2,67
SAVANA	0,40	1,59	0,00	1,00	1,67	0,33	6,85	13,75	0,00
EXCELER	0,65	1,33	0,00	1,11	2,00	0,00	9,86	16,73	2,13
MASTER	1,08	2,85	0,00	0,44	0,67	0,33	8,60	16,03	4,42
AVANT	1,01	1,39	0,00	0,11	0,33	0,00	5,46	11,01	1,48
STAR	0,72	1,59	0,00	0,89	1,67	0,33	6,95	9,81	0,00
Média	0,75			0,67			7,30		

NDLC: níveis de danos atribuídos por notas variando de 0 (plantas não com folhas não danificadas) a 5 (plantas apresentando o cartucho destruído).

^a = valor de média geral de todos os experimentos.

^b = máximo valor entre os experimentos.

^c = mínimo valor entre os experimentos.

Quadro 20 – Valores de média geral de todos os experimentos e valores experimentais máximo e mínimo, em cultivares de milho, para porcentagem de plantas atacadas por lagarta-elasma (PPLE), níveis de dano provocados pela lagarta-do-cartucho (NDLC) e porcentagem de plantas atacadas pela broca-da-cana (PPBC), nos ensaios de safrinha/97, no Estado de Mato Grosso

Híbridos	PPLE			NDLC			PPBC		
	Média ^a	Máx. ^b	Mín. ^c	Média ^a	Máx. ^b	Mín. ^c	Média ^a	Máx. ^b	Mín. ^c
D 657	1,71	6,91	0,00	0,71	1,00	0,33	3,88	6,55	0,76
D 556	2,38	6,29	0,00	0,57	1,33	0,00	3,22	6,01	0,00
D 766	1,24	4,89	0,00	0,76	1,67	0,00	5,68	9,74	1,90
D 769	1,49	3,88	0,00	0,76	1,67	0,00	7,47	10,15	5,71
Z 8202	2,02	9,65	0,00	0,67	1,67	0,00	5,38	9,35	0,00
Z 8452	2,26	6,54	0,00	0,67	1,67	0,00	6,20	11,70	2,78
Z 8392	3,54	14,61	0,00	0,62	1,33	0,00	7,82	12,12	3,33
Z 8501	1,99	7,48	0,00	0,86	1,33	0,67	8,67	14,19	2,00
Z 8490	2,15	8,02	0,00	0,71	1,67	0,00	7,77	12,91	2,33
DENSUS	1,53	7,59	0,00	0,76	1,67	0,00	4,63	9,76	0,00
EXCELER	0,86	3,98	0,00	0,86	2,33	0,33	6,38	9,26	4,89
MASTER	2,43	8,69	0,00	0,48	1,00	0,00	3,96	7,67	1,08
XL 360	1,19	3,72	0,00	0,76	1,67	0,00	6,66	8,08	3,23
XL 345	2,03	9,06	0,00	0,71	2,00	0,00	6,63	12,41	2,78
XL 9663	2,97	9,54	0,00	1,05	2,00	0,33	3,27	8,59	0,00
Média	1,99			0,73			5,84		

NDLC: níveis de danos atribuídos por notas variando de 0 (plantas não com folhas não danificadas) a 5 (plantas apresentando o cartucho destruído).

^a = valor de média geral de todos os experimentos.

^b = máximo valor entre os experimentos.

^c = mínimo valor entre os experimentos.

4.1.5. Doenças foliares

Constatou-se que mancha-branca causada por *Phaeosphaeria maydis* foi a doença mais presente nos ensaios de safra normal 96/97 e de safrinha/97, seguida pela helmintosporiose maidis, causada por *Bipolaris maydis*, ferrugens (sem distinção dos agentes causais) e helmintosporiose carbonum, causada por *Bipolaris zeicola* (Quadros 21 e 22).

No ensaio de safra normal 96/97 (Quadro 21), a mancha-branca apresentou níveis de severidade máxima igual a 3 para a maioria dos cultivares testados, com exceção do AVANT (nível máximo de 2,3) e EXCELER (nível máximo de 2,7), indicando grandes possibilidades de seca prematura das folhas, contribuindo para redução da produtividade de grãos, concordando com FERNANDES e OLIVEIRA (2000). Dos híbridos mais produtivos (D 657, Z 8452, Z 8501, AVANT e STAR), o D 657, o Z 8452 e o STAR apresentaram níveis médios superiores à média geral, mas todos apresentaram níveis altíssimos quando houve boas condições para o desenvolvimento da doença. Desse modo, todos aparentemente possuem o mesmo grau de resistência a *Phaeosphaeria maydis*.

Quanto à helmintosporiose maidis, observaram-se alguns híbridos atingindo valores máximos de níveis de severidade de até 3 para o D 170, mas, no geral, todos os cultivares apresentaram valores abaixo de 2. Dentre os híbridos mais produtivos, Z 8452 e Z 8501 tiveram médias de 1,2, sendo maiores que a média geral (1). As ferrugens apresentaram sintomas que não ultrapassaram a nota 2, sendo D 657 o cultivar com média (1) superior à média geral (0,5) (Quadro 21).

Nos ensaios de safrinha/97 (Quadro 22) foram constatados resultados similares aos da safra normal, com diferença da presença da helmintosporiose carbonum causada por *Bipolaris zeicola*. A mancha-branca apresentou altos níveis de severidade atingindo valores de 3,5, para alguns híbridos, apesar de a média geral ter sido de 0,9. O híbrido D 657 novamente apresentou níveis de severidade maior que a média geral (1,5) e um dos maiores valores máximos (3,5), confirmando sua maior suscetibilidade a essa doença.

Quadro 21 – Valores de média geral de todos os experimentos e valores experimentais máximo e mínimo, em cultivares de milho, avaliados aos 90 dias após o plantio, para ocorrência de manchas foliares causadas por *Phaeosphaeria maydis*, *Bipolaris maydis* e ferrugens, nos ensaios de safra normal 96/97, no Estado de Mato Grosso

Híbridos	Ocorrência de Manchas Foliares Causadas por								
	<i>Phaeosphaeria maydis</i>			<i>Bipolaris maydis</i>			<i>Ferrugens</i>		
	Média ^a	Máx. ^b	Mín. ^c	Média ^a	Máx. ^b	Mín. ^c	Média ^a	Máx. ^b	Mín. ^c
D 657	1,5	3,0	0,0	0,8	1,3	0,2	1,0	1,7	0,7
D 556	1,3	3,0	0,2	1,7	2,0	0,8	1,0	2,0	0,3
D 766	1,4	3,0	0,0	1,7	2,0	1,3	0,5	1,3	0,0
D 170	1,2	3,0	0,2	1,9	3,0	1,0	0,3	0,7	0,0
D 769	1,5	3,0	0,3	0,9	2,0	0,3	0,5	0,8	0,3
Z 84E74	1,4	3,0	0,0	0,7	1,3	0,3	0,7	1,3	0,2
Z 8440	1,6	3,0	0,0	0,6	1,0	0,2	0,6	1,3	0,0
Z 8452	1,4	3,0	0,0	1,2	1,3	1,0	0,2	0,5	0,0
Z 8392	1,3	3,0	0,0	0,7	1,3	0,0	0,3	0,7	0,0
Z 8501	1,3	3,0	0,0	1,2	1,7	0,8	0,0	0,0	0,0
Z 84E90	1,2	3,0	0,0	0,8	1,3	0,0	0,2	0,5	0,0
SAVANA	1,5	3,0	0,0	1,5	2,0	0,8	0,9	1,7	0,0
EXCELER	1,2	2,7	0,3	0,6	1,3	0,0	1,1	1,7	0,7
MASTER	1,4	3,0	0,0	0,6	1,7	0,2	0,7	1,7	0,2
AVANT	1,0	2,3	0,0	0,4	1,0	0,0	0,1	0,3	0,0
STAR	1,4	3,0	0,2	0,5	1,3	0,0	0,6	0,8	0,2
Média	1,3			1,0			0,5		

^a = valor de média geral de todos os experimentos.

^b = máximo valor entre os experimentos.

^c = mínimo valor entre os experimentos.

Quadro 22 – Valores de média geral de todos os experimentos e valores experimentais máximo e mínimo, em cultivares de milho, aos 110 dias após o plantio, para ocorrência de manchas foliares causadas por *Phaeosphaeria maydis*, *Bipolaris maydis*, *Bipolaris zeicola* e ferrugens, nos ensaios de safrinha/97, no Estado de Mato Grosso

	Ocorrência de Manchas Foliares Causadas por											
	<i>Phaeosphaeria</i>			<i>Bipolaris maydis</i>			<i>Bipolaris zeicola</i>			<i>Ferrugens</i>		
Híbridos												
maydis												
	Média ^a	Máx. ^b	Mín. ^c	Média ^a	Máx. ^b	Mín. ^c	Média ^a	Máx. ^b	Mín. ^c	Média ^a	Máx. ^b	Mín. ^c
D 657	1,5	3,5	0,7	0,0	0,2	0,0	0,1	0,3	0,0	0,6	1,0	0,3
D 556	1,2	3,3	0,3	0,0	0,7	0,0	0,1	0,3	0,0	1,7	2,3	0,8
D 766	0,8	3,5	0,2	0,5	1,5	0,0	0,2	0,3	0,0	0,3	0,5	0,0
D 769	1,3	3,5	0,5	0,2	0,5	0,0	0,2	0,7	0,0	0,1	0,5	0,0
Z 8202	0,8	3,2	0,3	0,2	0,7	0,0	0,1	0,3	0,0	0,2	0,7	0,0
Z 8452	0,8	3,0	0,3	0,4	1,3	0,0	0,2	0,5	0,0	0,1	0,5	0,0
Z 8392	0,7	3,0	0,0	0,1	0,3	0,0	0,2	0,5	0,0	0,3	0,7	0,0
Z 8501	0,9	3,2	0,0	0,4	0,8	0,0	0,2	0,3	0,0	0,1	0,5	0,0
Z 8490	0,8	3,2	0,0	0,2	0,5	0,0	0,3	0,5	0,0	0,3	0,8	0,0
DENSUS	1,0	3,0	0,2	0,1	0,5	0,0	0,1	0,3	0,0	1,6	2,2	0,8
EXCELER	0,8	3,5	0,0	0,0	0,2	0,0	0,1	0,5	0,0	0,9	1,5	0,2
MASTER	0,9	3,5	0,3	0,1	0,2	0,0	0,1	0,2	0,0	0,8	1,5	0,2
XL 360	0,8	3,3	0,0	0,1	0,3	0,0	0,1	0,3	0,0	0,9	1,5	0,5
XL 345	0,7	3,2	0,0	0,1	0,5	0,0	0,1	0,5	0,0	1,1	1,5	0,7
XL 9663	0,9	3,5	0,2	0,2	0,5	0,0	0,2	0,3	0,0	0,2	0,5	0,0
Média	0,9			0,2			0,1			0,6		

^a = valor de média geral de todos os experimentos.

^b = máximo valor entre os experimentos.

^c = mínimo valor entre os experimentos.

Os níveis de severidade para mancha-foliar causada por *Bipolaris maydis* (helmintosporiose maidis) foram bem inferiores aos de *Phaeosphaeria*, com a ressalva de que nenhum cultivar apresentou valores máximos superiores a 1,5, não se constituindo em preocupação. No entanto, dos cultivares mais produtivos (D 657, XL 345, Z 8392, D 766 e Z 8501), o D 766 e o Z 8501 apresentaram valores médios (0,5 e 0,4, respectivamente) superiores à média geral (0,2), mas esses valores não constituíram problemas. A helmintosporiose carbonum, causada por *Bipolaris zeicola*, apresentou valores ainda menores, no entanto sua constatação foi importante (Quadro 22).

As ferrugens apresentaram valores médios abaixo de 1, com exceção dos híbridos D 556, DENSUS e XL 345, com níveis de 1,7; 1,6; e 1,1, respectivamente. A média geral foi de 0,6, e todos os híbridos mais produtivos

(D 657, D 766, Z 8392, Z 8501 e XL 345) apresentaram níveis inferiores à média, com exceção do XL 345 (Quadro 22).

4.2. Interação genótipos x ambientes e análise dos ambientes

A avaliação da produtividade de grãos (kg/ha) de cultivares de milho, em vários locais, permitiu a realização da análise conjunta e o conhecimento do efeito da interação genótipos x ambientes (locais) nos ensaios de safrinha/96, safra normal 96/97 e safrinha/97. Em todas as análises conjuntas foram detectados efeitos significativos de cultivares, ambientes e interação cultivares x ambientes (Quadros 23, 24 e 25, respectivamente), indicando haver cultivar(es) de milho apresentando comportamento(s) diferenciado(s) em, pelo menos, um dos ambientes avaliados.

Quadro 23 – Resumo da análise de variância conjunta da produtividade de grãos (kg/ha) de cultivares de milho, relativos à safrinha/96, na região sul do Estado de Mato Grosso

FV	GL	QM
Blocos/ambientes	8	71.544,2919
Ambientes (A)	3	59.892.087,5653 **
Cultivares (G)	11	1.530.985,4235 **
G x A	33	458.066,2612 *
Resíduo	88	283.930,7408

*e** significativos a 5 e 1% de probabilidade, respectivamente, pelo teste F.

Quadro 24 – Resumo da análise de variância conjunta da produtividade de grãos (kg/ha) de cultivares de milho, relativos à safra normal 96/97, na região sul do Estado de Mato Grosso

FV	GL	QM
Blocos/ambientes	12	1.043.454,2280
Ambientes (A)	5	66.613.217,8473 **
Cultivares (G)	15	2.351.587,0152 **
G x A	75	563.546,8216 **

Resíduo	180	336.655,2180
---------	-----	--------------

** significativo a 1% de probabilidade, pelo teste F.

Quadro 25 – Resumo da análise de variância conjunta da produtividade de grãos (kg/ha) de cultivares de milho, relativos à safrinha/97, na região sul do Estado de Mato Grosso

FV	GL	QM
Blocos/ambientes	16	1.297.896,2632
Ambientes (A)	7	58.330.723,0407 **
Cultivares (G)	14	3.236.637,2574 **
G x A	98	720.707,4203 **
Resíduo	224	400.178,5233

** significativo a 1% de probabilidade, pelo teste F.

4.2.1. Estratificação de ambientes

A interação genótipos x ambientes significativa indica que o grupo de genótipos apresentou comportamento diferenciado em, pelo menos, um dos ambientes avaliados, de modo que o conhecimento do comportamento não só dos genótipos, como de ambientes, é de fundamental importância para o estabelecimento de subgrupos de ambientes, cuja interação seja nula ou mínima para que a recomendação de cultivares seja feita de modo mais seguro.

4.2.1.1. Estratificação de ambientes pelo método tradicional

A estratificação de ambientes pela análise de interação genótipos x ambientes é uma das estratégias amplamente utilizadas pelos melhoristas, com a finalidade de contornar os inconvenientes proporcionados pela interação. No entanto, mesmo com esse procedimento, uma fração da interação sempre existirá em função de fatores imprevisíveis que ocorrem de ano a ano, como temperatura, precipitações, pragas, doenças etc.

No Quadro 26 é apresentada a formação de grupos de ambientes, cuja interação é não-significativa para os ensaios de safrinha/96. Os locais 1 (Fazenda

Lagoa Funda, localizada no Município de Campo Verde, cultura anterior: milho), 2 (Fazenda Lagoa Funda, cultura anterior: soja) e 4 (Fazenda Girassol, localizada

Quadro 26 – Valores de quadrado médio da interação GxA dividido pelo número de repetições, F calculado (Fcal), F tabelado (Ftab) no nível de 5% de probabilidade e agrupamento de locais (Amb.), segundo o método de estratificação ambiental tradicional, baseado na discriminação da produtividade de cultivares de milho (kg/ha), no ensaio de safrinha/96, na região sul do Estado de Mato Grosso

QMI/r	Fcal	Ftab(5%)	Amb.	Localização e Cultura Anterior entre Parênteses
87.823,74	0,93	1,89	1 4	Amb. 1: Faz. Lagoa Funda – Campo Verde (milho)
96.660,21	1,02	1,65	1 4 2	Amb. 2: Faz. Lagoa Funda – Campo Verde (soja)
171.020,46	1,81	1,89	3 4	Amb. 3: Faz. Juriti – Primavera do Leste (milho)
176.626,76	1,87	1,89	2 3	Amb. 4: Faz. Girassol – Serra da Petrovina (milho)

na Serra da Petrovina, cultura anterior: milho) formam um grupo cuja interação é não-significativa. O local 3 (Fazenda Juriti, localizada no Município de Primavera do Leste, cultura anterior: milho) apresentou interação não-significativa com os locais 4 e 2, classificando-se como ambiente intermediário.

De acordo com o Quadro 26, os locais 1 e 4 foram os mais similares nos ensaios de safrinha/96, constituindo-se fato interessante, pois, em termos geográficos, estão em pontos opostos distanciados em aproximadamente 200 km. Desse modo, é mais lógico que os locais 1 e 2 fossem os mais similares por estarem localizados no mesmo município e mesma fazenda (Lagoa Funda). Ainda, em termos geográficos, o agrupamento considerando os locais 1, 2 e 3 seria mais coerente por estarem mais próximos um do outro do que o local 4, mas esse resultado não foi obtido nessa metodologia. A Fazenda Juriti, situada no Município de Primavera do Leste, que está entre as outras duas, foi classificada como intermediárias por formar par, com interação não-significativa, com os locais 2 e 4 sendo, de certo modo, lógico.

Analisando os resultados do Quadro 26, pode-se concluir que o local 4, constituído pelo experimento instalado na Fazenda Girassol, na área anteriormente cultivada com milho, localizada na Serra da Petrovina, foi o mais

representativo dos ensaios de safrinha/96, por não apresentar interação significativa com nenhum dos outros locais testados.

O método de estratificação de ambientes tradicional agrupou cinco dos seis locais dos ensaios de safra normal 96/97 em único grupo. Apenas o local 5, constituído pela Fazenda São Carlos, situado no Município de Rondonópolis, MT, experimento instalado em área de milho, não pôde ser incluído ao grupo (Quadro 27). Desse modo, experimentos instalados em qualquer um dos locais, dentro do grupo formado, poderiam ser utilizados como representativos da região estudada, sem necessidade de se instalarem experimentos em todos os locais da região.

Quadro 27 – Valores de quadrado médio da interação GxA dividido pelo número de repetições, F calculado (Fcal), F tabelado (Ftab) no nível de 5% de probabilidade e agrupamento de locais (Amb.), segundo o método de estratificação ambiental tradicional, baseado na discriminação da produtividade de cultivares de milho (kg/ha), no ensaio de safra normal 96/97, na região sul do Estado de Mato Grosso

QMI/r	Fcal	Ftab(5%)	Amb.	Localização e Cultura Anterior entre Parênteses
79.171,57	0,71	1,72	3 4	Amb. 1: Faz. Lagoa Funda – Campo Verde (milho)
103.165,88	0,92	1,52	3 4 1	Amb. 2: Faz. Juriti – Primavera do Leste (soja)
122.743,93	1,09	1,43	3 4 1 2	Amb. 3: Faz. Juriti – Primavera do Leste (milho)
154.311,39	1,37	1,39	3 4 1 2 6	Amb. 4: Faz. São Roque – Primavera do Leste (soja)
171.708,64	1,53	1,72	3 5	Amb. 5: Faz. São Carlos – Rondonópolis (milho)
				Amb. 6: Faz. UFMT – Sto. Antônio Leverger (horta)

Nos ensaios de safra normal 96/97, os locais 3 (Fazenda Juriti, localizada no Município de Primavera do Leste, cultura anterior: milho) e 4 (Fazenda São Roque, localizada no Município de Primavera do Leste, cultura anterior: soja) foram os mais similares (Quadro 27). O local 3 ainda apresentou interação não-significativa com o local 5 (Fazenda São Carlos, localizada no Município de Rondonópolis, cultura anterior: milho). Nessas considerações, o local 3 foi o

mais representativo nos ensaios de safra normal 96/97, por apresentar interação não-significativa com todos os locais (Quadro 27).

Percebeu-se que, no ensaio de safra normal 96/97, o método de estratificação de ambientes tradicional agrupou locais que, anteriormente, foram classificados como de subgrupos diferentes, ou seja, as Fazendas Lagoa Funda e Juriti agora fazem parte do mesmo subgrupo, quando apresentaram interação significativa nos ensaios de safrinha/96. Percebeu-se, ainda, maior uniformidade de ambientes entre os locais no ensaio de safra normal 96/97 do que no ensaio de safrinha/96, ou seja, na entressafra há maior contraste entre os locais, devido a má distribuição de chuvas e maior diferença nas práticas culturais. Entende-se como práticas culturais a opção por adubação, ou não, no plantio e de cobertura, controle de pragas e de plantas daninhas que cada agricultor realiza em função de seu estímulo, enquanto na safra normal todos investiram de modo semelhante.

Apesar da existência da interação genótipos x ambientes nos ensaios de safrinha/97, verifica-se, no Quadro 28, a possibilidade da formação de grupos pelo método tradicional, cuja interação foi não-significativa. Assim, o primeiro grupo foi constituído por cinco locais, compostos por 1 (Fazenda Lagoa Funda, localizada no Município de Campo Verde, cultura anterior: soja), 2 (Fazenda Juriti, localizada no Município de Primavera do Leste, cultura anterior: milho), 4 (Fazenda São Roque, localizada no Município de Primavera do Leste, cultura anterior: milho), 5 (Fazenda São Roque, cultura anterior: soja) e 7 (Fazenda Santa Maria, localizada no Município de Rondonópolis, cultura anterior: soja).

Nos ensaios de safrinha/97, o local 3 (Fazenda Juriti, localizada no Município de Primavera do Leste, cultura anterior: soja) não pôde ser agrupado com nenhum outro local, constituindo ambiente isolado. O local 6 (Fazenda Cuiabana, localizada no Município de Primavera do Leste, cultura anterior: soja) apresentou interação não-significativa com os locais 1, 4 e 7, e o local 8 (Fazenda Ponte de Pedra, localizada no Município de Rondonópolis, cultura anterior: soja) apresentou interação não-significativa com os locais 1 e 4 (Quadro 28). O ambiente 4 proporcionado pela Fazenda São Roque (área cultivada anteriormente com milho) apresentou o menor efeito de interação e, portanto, dentro do

subgrupo estabelecido pelos locais 1, 2, 4, 5 e 7, foi o de maior poder representativo.

Quadro 28 – Valores de quadrado médio da interação GxA dividido pelo número de repetições, F calculado (Fcal), F tabelado (Ftab) no nível de 5% de probabilidade e agrupamento de locais (Amb.), segundo o método de estratificação ambiental tradicional, baseado na discriminação da produtividade de cultivares de milho (kg/ha), no ensaio de safrinha/97, na região sul do Estado de Mato Grosso

QMI/r	Fcal	Ftab(5%)	Amb.	Localização e Cultura Anterior entre Parênteses
66.461,31	0,50	1,73	4 7	Amb. 1: Faz. Lagoa Funda – Campo Verde (soja)
108.545,33	0,81	1,52	4 7 2	Amb. 2: Faz. Juriti – Primavera do Leste (milho)
138.064,72	1,03	1,43	4 7 2 5	Amb. 3: Faz. Juriti – Primavera do Leste (soja)
167.823,01	1,26	1,38	4 7 2 5 1	Amb. 4: Faz. São Roque – Primavera do Leste (milho)
145.810,37	1,09	1,73	6 7	Amb. 5: Faz. São Roque – Primavera do Leste (soja)
159.375,77	1,19	1,73	4 6	Amb. 6: Faz. Cuiabana – Primavera do Leste (soja)
214.259,22	1,61	1,73	1 6	Amb. 7: Faz. Santa Maria – Rondonópolis (soja)
220.698,32	1,65	1,73	4 8	Amb. 8: Faz. Ponte de Pedra – Rondonópolis (soja)
221.181,91	1,66	1,73	1 8	

Como pode ser verificado no Quadro 28, a maior similaridade de ambiente foi constatada entre os locais 4 e 7. Constatou-se, também, que havia, dentro da Fazenda Juriti, ambientes diferentes com interação significativa de genótipos x ambientes. No entanto, houve interação não-significativa entre os locais 1 e 8, que estavam distantes aproximadamente 150 km, cujos solos e manejos culturais são diferentes. Essas contradições constituíram verdadeiras barreiras para tomadas de conclusões sobre os ambientes e a "performance" genotípica.

Analisando os resultados obtidos nos três ensaios e considerando seus diferentes ambientes, pode-se afirmar que houve pouca consistência no agrupamento de ambientes, pois ora um ambiente faz parte de um subgrupo, ora este ambiente é classificado como subgrupo isolado, tal como ocorreu na alocação da Fazenda Juriti. Essa inconsistência de estratificação ambiental entre épocas também foi constatada por SILVA (1981), o qual atribuiu à existência da interação genótipo x local x anos. Mais recentemente, CARNEIRO (1998) constatou que nem mesmo um único par de ambientes permaneceu unido nos três

anos de sua avaliação. Conclui-se, então, que o estabelecimento de sub-regiões, de acordo com o comportamento de genótipos nos ambientes, apesar de ser estatisticamente fácil, foi de pouca consistência.

4.2.1.1.1. Decomposição da interação G x A significativa em partes simples e complexa

Neste trabalho, verificou-se que, praticamente, todos os pares de ambientes apresentaram interações não-significativas nos ensaios de safrinha/96 (Quadro 29). Apenas o ambiente 3 (Fazenda Juriti, localizada no Município de Primavera do Leste, cultura anterior: milho) apresentou interação significativa com o ambiente 1 (Fazenda Lagoa Funda, localizada no Município de Campo Verde, cultura anterior: milho), e esta foi do tipo complexo (Quadro 29), o que impossibilita sua inclusão no subgrupo discutido anteriormente (Quadro 26).

Quadro 29 – Pares de ambientes, quadrado médio da interação G x A_{ij'} (QMGA_{ij'}), correlação de Pearson entre ambientes e porcentagem da parte simples resultante da decomposição da interação entre genótipos e pares de ambientes segundo as metodologias propostas por ROBERTSON (1959) e CRUZ e CASTOLDI (1991), nos ensaios de milho, época de safrinha/96, na região sul do Estado de Mato Grosso

Pares de Ambientes (ij')	QMGA _{ij'} (Teste F)	Correlação ($H_0: \rho = 0$) Teste t	Parte Simples (%) da Interação GxA	
			ROBERTSON (1959)	CRUZ e CASTOLDI (1991)
1 x 2	113.575,29 NS	0,63 *	—	—
1 x 3	278.504,65 **	0,13 NS	1,70	8,10
1 x 4	87.823,74 NS	0,73 **	—	—
2 x 3	176.626,76 NS	0,22 NS	—	—
2 x 4	88.581,61 NS	0,47 NS	—	—
3 x 4	171.020,46 NS	0,17 NS	—	—

NS = não-significativo.

*e ** = significativos a 5 e 1% de probabilidade, respectivamente.

A interação do tipo complexo indicou falta de consistência de superioridade do cultivar com a variação ambiental, ou seja, houve cultivares apresentando maior produtividade de grãos num ambiente do que em outro e vice-versa. Esse fato pode ser confirmado no Quadro 9, comparando-se os resultados obtidos nas Fazendas Lagoa Funda (cultura anterior: milho) e Juriti (cultura anterior: milho).

Nos ensaios de safra normal 1996/97, os resultados indicaram que a maioria das interações foi não-significativa. No entanto, naqueles pares de ambientes onde houve interação, esta foi do tipo complexo (Quadro 30).

Quadro 30 – Pares de ambientes, quadrado médio da interação $G \times A_{jj'}$ (QMGA $_{jj'}$), correlação de Pearson entre ambientes e porcentagem da parte simples resultante da decomposição da interação entre genótipos e pares de ambientes, segundo as metodologias propostas por ROBERTSON (1959) e CRUZ e CASTOLDI (1991), nos ensaios de milho, época de safra normal 96/97, na região sul do Estado de Mato Grosso

Pares de Ambientes	QMGA $_{jj'}$ (Teste F)	Correlação $\left(H_0 : \rho = 0 \right)$ <i>Teste t</i>	Parte Simples (%) da Interação GxA	
			ROBERTSON (1959)	CRUZ e CASTOLDI (1991)
1 x 2	155.368,70 NS	0,26 NS	—	—
1 x 3	132.090,17 NS	0,08 NS	—	—
1 x 4	98.235,89 NS	0,22 NS	—	—
1 x 5	330.248,46 **	-0,02 NS	27,54	26,76
1 x 6	205.860,99 *	0,29 NS	28,43	39,72
2 x 3	126.047,77 NS	0,50 *	—	—
2 x 4	145.549,50 NS	0,38 NS	—	—
2 x 5	220.034,40 *	0,51 *	8,45	35,65
2 x 6	212.213,67 *	0,43 NS	2,77	26,53
3 x 4	79.171,57 NS	0,53 *	—	—
3 x 5	171.708,64 NS	0,61 *	—	—
3 x 6	203.491,28 *	0,37 NS	12,43	30,73
4 x 5	195.788,43 *	0,54 *	32,00	53,78
4 x 6	185.084,39 NS	0,42 NS	—	—
5 x 6	356.840,23 **	0,28 NS	1,00	15,78

NS = não-significativo.

*e ** = significativos a 5 e 1% de probabilidade, respectivamente.

O ambiente 5 (Fazenda São Carlos, localizada no Município de Rondonópolis, cultura anterior: milho), do ensaio de safra normal 96/97, foi o único que não pôde ser incluído no subgrupo estabelecido pelo método de estratificação tradicional (Quadro 27). Na decomposição da interação em partes simples, verificou-se que esse ambiente apresentou interação do tipo complexa (Quadro 30) com, praticamente, todos os ambientes e, desse modo, não pôde ser incluído no subgrupo formado. Assim, o subgrupo continuou sendo constituído pelos ambientes 1, 2, 3, 4 e 6 (Quadro 27).

Na decomposição da interação em partes simples para os ensaios de safrinha/97, menos da metade dos pares de ambientes apresentou interação genótipos x ambientes não-significativa, mas a maioria (57%) exibiu interação significativa e do tipo complexo (Quadro 31).

No processo de estratificação ambiental nos ensaios de safrinha/97, os ambientes 3 (Fazenda Juriti, localizada no Município de Primavera do Leste, cultura anterior: soja), 6 (Fazenda Cuiabana, localizada no Município de Primavera do Leste, cultura anterior: soja) e 8 (Fazenda Ponte de Pedra, localizada no Município de Rondonópolis, cultura anterior: soja) não puderam fazer parte do subgrupo estabelecido no processo de estratificação de ambientes (Quadro 28). Nesta análise (Quadro 31), verificou-se que os três ambientes (3, 6 e 8) apresentaram predomínio de interações do tipo complexo, impossibilitando, dessa forma, a inclusão de qualquer um desses ambientes no subgrupo formado. Assim, os subgrupos formados na estratificação ambiental pelo método tradicional permaneceram inalterados, com subgrupo constituído pelos locais 1, 2, 4, 5 e 7 (Quadro 28).

4.2.1.2. Estratificação de ambientes por análise de fatores

Na análise de fatores realizada nos ensaios de safrinha/96, considerando-se a produtividade de grãos (kg/ha) de 12 cultivares de milho e quatro ambientes,

apenas um autovalor apresentou valor superior a 1, contribuindo com 57,40% da variação total (Quadro 32). Como um único fator contribuiu muito pouco, outro

Quadro 31 – Pares de ambientes, quadrado médio da interação G x A_{ij}' (QMGA_{ij}'), correlação de Pearson entre ambientes e porcentagem da parte simples resultante da decomposição da interação entre genótipos e pares de ambientes, segundo as metodologias propostas por ROBERTSON (1959) e CRUZ e CASTOLDI (1991), nos ensaios de milho, época de safrinha/97, na região sul do Estado de Mato Grosso

Pares de Ambientes	QMGA _{ij} ' (Teste F)	Correlação ($H_0: \rho = 0$) <i>Teste t</i>	Parte Simples (%) da Interação GxA	
			ROBERTSON (1959)	CRUZ e CASTOLDI (1991)
1 x 2	234.947,34 *	0,27 NS	0,90	15,36
1 x 3	234.773,36 *	0,50 NS	4,49	32,21
1 x 4	158.153,97 NS	0,40 NS	—	—
1 x 5	211.739,03 NS	0,42 NS	—	—
1 x 6	214.259,22 NS	0,27 NS	—	—
1 x 7	245.001,44 *	0,22 NS	1,37	12,78
1 x 8	221.181,91 NS	0,53 *	—	—
2 x 3	376.964,85 **	0,10 NS	5,86	10,96
2 x 4	127.814,22 NS	0,42 NS	—	—
2 x 5	231.994,76 *	0,30 NS	1,42	17,66
2 x 6	248.068,84 *	0,02 NS	0,73	1,94
2 x 7	131.360,46 NS	0,52 *	—	—
2 x 8	361.277,99 **	0,16 NS	6,54	14,18
3 x 4	314.548,61 **	0,10 NS	22,82	26,99
3 x 5	307.298,21 **	0,35 NS	2,71	21,31
3 x 6	329.419,14 **	0,17 NS	11,12	18,91
3 x 7	341.426,18 **	0,18 NS	7,56	16,20
3 x 8	231.821,51 *	0,58 *	0,01	35,57
4 x 5	108.805,31 NS	0,65 **	—	—
4 x 6	159.375,77 NS	0,11 NS	—	—
4 x 7	66.461,31 NS	0,71 **	—	—
4 x 8	220.698,32 NS	0,47 NS	—	—
5 x 6	341.660,62 **	-0,14 NS	2,93	-3,67
5 x 7	161.952,25 NS	0,50 NS	—	—
5 x 8	288.798,09 **	0,39 NS	3,21	24,66
6 x 7	145.810,37 NS	0,41 NS	—	—
6 x 8	348.147,54 **	0,13 NS	11,07	16,97
7 x 8	362.841,95 **	0,13 NS	7,57	14,03

NS = não-significativo.

*e** = significativos a 5 e 1% de probabilidade, respectivamente.

Quadro 32 – Estabelecimento de subgrupos de ambientes segundo a metodologia da análise de fatores, considerando-se 12 híbridos comerciais de milho e quatro ambientes para os ensaios de safrinha/96, na região sul do Estado de Mato Grosso

Estimativas dos Autovalores			<i>Cargas Fatoriais após a Rotação</i>			
Raiz	Raiz (%)	% Acumulada	Ambientes	Fator 1	Fator 2	Comunalidades
2,296178	57,403	57,40	1	0,928586	0,013651	0,862458
0,945238	23,63	81,03	2	0,778291	0,199406	0,645500
0,533372	13,33	94,37	3	0,097937	0,990425	0,990532
0,225212	5,63	100,00	4	0,859728	0,061598	0,742926

Ambientes:

- 1 – Fazenda Lagoa Funda, Município de Campo Verde (cultura anterior: milho).
- 2 – Fazenda Lagoa Funda, Município de Campo Verde (cultura anterior: soja).
- 3 – Fazenda Juriti, Município de Primavera do Leste (cultura anterior: milho).
- 4 - Fazenda Girassol, Serra da Petrovina (cultura anterior: milho).

fator foi considerado para que adequada variabilidade fosse conseguida. Assim, 81,03% da variação total foi obtida, considerando-se os dois primeiros fatores. Dessa forma, fixaram-se dois fatores finais para obtenção das cargas fatoriais finais (após as rotações).

Analisando as cargas fatoriais finais do primeiro fator (fator 1), verificou-se que a análise de fatores agrupou os ambientes 1 (Fazenda Lagoa Funda, localizada no Município de Campo Verde, cultura anterior: milho), 2 (Fazenda Lagoa Funda, cultura anterior: soja) e 4 (Fazenda Girassol, localizada na Serra da Petrovina, cultura anterior: milho). O ambiente 3 (Fazenda Juriti, localizada no Município de Primavera do Leste, cultura anterior: milho) apareceu isolado no segundo fator (Quadro 32). Esses resultados foram iguais aos obtidos pelo método tradicional de estratificação ambiental discutidos anteriormente (Quadro 26), indicando a possibilidade do uso da análise de fatores para fins de estratificação ambiental.

Para entender e certificar os agrupamentos gerados pela análise de fatores, é necessário analisar os resultados das correlações entre ambientes. Conforme

consta no Quadro 29, as maiores correlações ocorreram entre os ambientes 1 e 2 ($r = 0,63$), 1 e 4 ($r = 0,73$) e 2 e 4 ($r = 0,47$), evidenciando alta correlação entre os ambientes 1, 2 e 4; assim, a produtividade nesses ambientes é que determinou o fator 1. O ambiente 3 apresentou baixas correlações com todos os demais ambientes ($r_{1,3} = 0,13$, $r_{2,3} = 0,22$ e $r_{3,4} = 0,17$) e, por essa razão, aparece isolado no segundo fator. Analisar as várias combinações de correlações torna-se bastante trabalhosa quando se tem grande número de ambientes; assim, a análise de fatores vêm simplificar essas análises, bastando, apenas, observar as cargas fatoriais finais.

As comunalidades (soma dos quadrados das cargas da i -ésima variável dos dois fatores comuns que corresponde à porção da variância da i -ésima variável contribuída pelos dois fatores comuns) apresentaram valores relativamente altos (superiores a 0,64), indicando, de certa forma, boa qualidade de fatoraçoão, com pequena variância específica.

Nos ensaios de safra normal 96/97, dois autovalores foram superiores a 1, contribuindo com apenas 67,30% da variação total (Quadro 33). Para atingir o mínimo de 80%, quatro autovalores foram considerados, contribuindo com 87,86% da variação total. As cargas fatoriais finais (após as rotaçoões), fixando-se quatro fatores, também podem ser observadas no Quadro 33.

Analisando as cargas fatoriais finais, para os ensaios de safra normal 96/97, constatou-se que o primeiro fator (fator 1) agrupou os ambientes: 3 (Fazenda Juriti, localizada no Município de Primavera do Leste, cultura anterior: milho), 4 (Fazenda São Roque, localizada no Município de Primavera do Leste, cultura anterior: soja) e 5 (Fazenda São Carlos, localizada no Município de Rondonópolis, cultura anterior: milho). Os ambientes 1 (Fazenda Lagoa Funda, localizada no Município de Campo Verde, cultura anterior: milho), 2 (Fazenda Juriti, localizada no Município de Primavera do Leste, cultura anterior: soja) e 6 (Fazenda UFMT/FAMEV, localizada no Município de Santo Antônio do Leverger, cultura anterior: horta) apareceram isolados nos fatores 2, 3 e 4, respectivamente, não formando nenhum subgrupo (Quadro 33). Esperava-se que

os ambientes 2 e 3, por estarem na mesma fazenda, fizessem parte do mesmo subgrupo, mas tal tendência não ocorreu.

Quadro 33 – Estabelecimento de subgrupos de ambientes de acordo com os resultados da análise de fatores, considerando-se 16 híbridos comerciais de milho e seis ambientes para os ensaios da safra normal 96/97, na região sul do Estado de Mato Grosso

Estimativas dos Autovalores			<i>Cargas Fatoriais após a Rotação</i>					Comunalidades
Raiz	(%) Raiz	(%) Acum.	Ambientes	Fator 1	Fator 2	Fator 3	Fator 4	
2,909479	48,49	48,49	1	0,037070	0,972076	0,106073	0,121295	0,972271
1,128784	18,81	67,30	2	0,211584	0,187897	0,881064	0,227767	0,908226
0,618765	10,31	77,62	3	0,693213	-0,043580	0,455264	0,163412	0,716414
0,614567	10,24	87,86	4	0,877912	0,218251	-0,010726	0,257832	0,884955
0,402525	6,71	94,57	5	0,725576	-0,149522	0,505983	-0,002983	0,804846
0,32588	5,43	100,00	6	0,204888	0,133140	0,200737	0,940682	0,984883

Ambientes:

- 1 – Fazenda Lagoa Funda, Município de Campo Verde (cultura anterior: milho).
- 2 – Fazenda Juriti, Município de Primavera do Leste (cultura anterior: soja).
- 3 – Fazenda Juriti, Município de Primavera do Leste (cultura anterior: milho).
- 4 – Fazenda São Roque, Município de Primavera do Leste (cultura anterior: soja).
- 5 – Fazenda São Carlos, Município de Rondonópolis (cultura anterior: milho).
- 6 – Fazenda UFMT/FAMEV, Município de Santo Antônio do Leverger (cultura anterior: horta).

Como pode ser observado no Quadro 30, os ambientes 3, 4 e 5 apresentaram as maiores correlações, a ponto de serem agrupados pela análise de fatores. Os ambiente 1 e 6 tiveram baixas correlações com os demais ambientes e, por isso, não puderam ser alocados a algum subgrupo. O ambiente 2 apresentou maior correlação com os ambientes 3 e 5 e baixa com os demais ambientes. Como os ambientes 3 e 5 já faziam parte do primeiro subgrupo do fator 1, o ambiente 2 não pôde fazer parte desse subgrupo, permanecendo isolado.

Apesar de a análise de fatores para os dados de safra normal 96/97 não ter apresentado os mesmos resultados de estratificação ambiental do método tradicional (formação de subgrupos cuja interação seja não-significativa, utilizando o teste F), ela se constituiu numa metodologia alternativa para análise e estabelecimentos de subgrupos de ambientes de acordo com as similaridades

(correlações) entre ambientes, de tal forma que as correlações dentro de cada subgrupo fosse máxima e mínima ou nula entre os subgrupos. De certo modo, houve semelhança na forma de agrupamento, pois, no método tradicional, somente houve o agrupamento para as interações não-significativas, ou seja, onde está havendo maior similaridade (correlação) de ambientes e quando a interação é significativa (falta de correlação de respostas dos genótipos com a variação ambiental), o ambiente não pode ser agrupado, a não ser que a interação seja predominantemente do tipo simples.

As comunalidades da análise de fatores para os ensaios da safra normal 96/97 apresentaram valores superiores a 0,70, indicando que a fatoração da matriz de co-variâncias e variâncias, considerando apenas quatro fatores finais, têm baixas variâncias específicas e, portanto, boa fatoração.

Nos ensaios de safrinha/97, 15 cultivares de milho e oito ambientes foram considerados na análise de fatores para estratificação de ambientes, cujos resultados podem ser observados no Quadro 34. Três autovalores foram maiores que 1, contribuindo com 75,15% da variação total, sendo necessário tomar mais um autovalor para atingir o mínimo de 80%; assim, quatro autovalores contribuíram com 83,92% da variação total.

As cargas fatoriais finais, obtidas após a rotação fixando-se quatro fatores finais, estabeleceram, para o fator 1, agrupamento dos ambientes 4 (Fazenda São Roque, localizada no Município de Primavera do Leste, cultura anterior: milho), 5 (Fazenda São Roque, localizada no Município de Primavera do Leste, cultura anterior: soja) e 7 (Fazenda Santa Maria, localizada no Município de Rondonópolis, cultura anterior: soja) (Quadro 34).

No fator 2, a análise de fatores da safrinha/97 agrupou os ambientes: 1 (Fazenda Lagoa funda, localizada no Município de Campo Verde, cultura anterior: soja), 3 (Fazenda Juriti, localizada no Município de Primavera do Leste, cultura anterior: soja) e 8 (Fazenda Ponte de Pedra, localizada no Município de Rondonópolis, cultura anterior: soja). Os ambientes 2 (Fazenda Juriti, localizada no Município de Primavera do Leste, cultura anterior: milho) e 6 (Fazenda

Cuiabana, localizada no Município de Primavera do Leste, cultura anterior: soja) apareceram isolados nos fatores 4 e 3, respectivamente (Quadro 34).

Quadro 34 – Estabelecimento de subgrupos de ambientes segundo a metodologia da análise de fatores, considerando-se 15 híbridos comerciais de milho e oito ambientes para os ensaios de safrinha/97, na região sul do Estado de Mato Grosso

Estimativas dos Autovalores			<i>Cargas Fatoriais após a Rotação</i>					Comunalidades
Raiz	(%) Raiz	(%) Acum.	Ambientes	Fator 1	Fator 2	Fator 3	Fator 4	
3,364409	42,05	42,05	1	0,213691	0,754132	0,165753	0,182136	0,675027
1,460224	18,25	60,31	2	0,245516	0,102475	-0,005168	0,951071	0,975342
1,187655	14,85	75,15	3	-0,001567	0,859374	0,069393	0,058369	0,746749
0,701374	8,77	83,92	4	0,903602	0,179132	0,091672	0,167588	0,885075
0,551977	6,90	90,82	5	0,794121	0,356650	-0,254148	0,086813	0,829956
0,474373	5,93	96,75	6	0,012099	0,152255	0,970875	-0,008909	0,966006
0,189368	2,37	99,12	7	0,724894	-0,004350	0,453949	0,400370	0,891857
0,070622	0,88	100,00	8	0,291044	0,809062	-0,012165	-0,064914	0,743650

Ambientes:

- 1 – Fazenda Lagoa Funda, Município de Campo Verde (cultura anterior: soja).
- 2 – Fazenda Juriti, Município de Primavera do Leste (cultura anterior: milho).
- 3 – Fazenda Juriti, Município de Primavera do Leste (cultura anterior: soja).
- 4 – Fazenda São Roque, Município de Primavera do Leste (cultura anterior: milho).
- 5 – Fazenda São Roque, Município de Primavera do Leste (cultura anterior: soja).
- 6 – Fazenda Cuiabana, Município de Primavera do Leste (cultura anterior: soja).
- 7 – Fazenda Santa Maria, Município de Rondonópolis (cultura anterior: soja).
- 8 – Fazenda Ponte de Pedra, Município de Rondonópolis (cultura anterior: soja).

Analisando o Quadro 31, verifica-se que os ambientes 4, 5 e 7 apresentaram, entre si, os maiores valores de correlação ($r_{4,5} = 0,65$, $r_{4,7} = 0,71$ e $r_{5,7} = 0,50$), formando um grupo dentro do fator 1. Os ambientes 1, 3 e 8 também apresentaram, entre si, boas correlações ($r_{1,3} = 0,50$, $r_{1,8} = 0,53$ e $r_{3,8} = 0,58$), constituindo outro grupo dentro do fator 2. O ambiente 2 apresentou boa correlação com o ambiente 7 ($r_{2,7} = 0,52$), mas baixas correlações com os demais ambientes, não sendo possível sua inclusão ao grupo formado no fator 1 e, portanto, aparecendo isolado no fator 4. O ambiente 6 apresentou baixas

correlações com todos os ambientes e, por isso, também apareceu isolado no fator 3, não fazendo parte de nenhum grupo.

As comunalidades apresentaram valores superiores a 0,67, indicando que, com a fixação de quatro fatores finais, têm-se pequenas variâncias específicas e, conseqüentemente, boa fatoração.

Com base nos resultados obtidos nos ensaios de safrinha/96, safra normal 96/97 e safrinha/97, pôde-se concluir que a análise de fatores pode ser empregada, com sucesso, nos processos de estratificação de ambientes.

Em situações em que apenas dois fatores sejam suficientes para explicar mais de 80% da variação total e há a formação de apenas duas sub-regiões, podem-se plotar os escores (em relação aos fatores) para fins de análise da adaptabilidade dos genótipos, constituindo-se num método alternativo. São traçados eixos paralelos, tomando-se a média dos escores, de modo a estabelecer quatro quadrantes. No quadrante I estão situados aqueles genótipos de adaptabilidade ampla; nos quadrantes II e IV, genótipos com adaptabilidade específica à sub-região determinada pelo fator; e aqueles localizados no quadrante III, genótipos ruins, de baixo desempenho e passíveis de descarte ou de não indicação para cultivo.

Nos casos onde há mais de duas sub-regiões, tem-se o número de gráficos correspondente à combinação de n ambientes, tomadas duas a duas (C_2^n), de modo que as indicações de genótipos passam a ser mais eficientes (específicas) do que os métodos tradicionais, pois nestes métodos não se consideram apenas ambientes favoráveis ou desfavoráveis, mas grupos de ambientes estabelecidos por suas similaridades (no caso, similaridade de produtividade de grãos), obtidas pela análise de fatores.

Quando a análise de fatores agrupa todos os ambientes num único fator, isso significa que há grande similaridade de resposta dos genótipos entre os ambientes. Nesse caso, só há um tipo de ambiente, e os escores da análise de fatores fornecerão condições de se saberem quais genótipos estão apresentando baixa adaptabilidade (valores dos escores inferiores à média geral dos escores) ou alta adaptabilidade (valores dos escores superiores à média geral dos escores).

Para fins de apresentação do método, foi analisada a adaptabilidade de 12 híbridos comerciais de milho avaliados nos ensaios de safrinha/96, em quatro ambientes, já citados, cujos escores e plotagem podem ser observados na Figura 1. Constatou-se que os híbridos C 701, C 435 e XL 604 se encontram no quadrante I, que corresponde à ampla adaptabilidade, pois apresentaram boas "performances" tanto na sub-região 1 (constituídas pelas fazendas Lagoa Funda e Girassol, localizadas nos Municípios de Campo Verde e Serra da Petrovina, respectivamente), determinada pelo fator 1, quanto na sub-região 2 (constituída pela Fazenda Juriti, cultura anterior: milho), determinada pelo fator 2. Os híbridos C 505, XL 380, XB 8030 e XB 995074 apresentaram adaptabilidade específica à sub-região 1, enquanto XL 660 e EXCELER exibiram adaptabilidade específica à sub-região 2. Os híbridos DENSUS, G 600 e XB 8028 se enquadraram no quadrante III, representando aqueles genótipos de desempenho ruim, portanto passíveis de descarte ou de não-indicação. Assim, pode-se concluir que a metodologia proposta para análise da adaptabilidade genotípica, baseada na técnica multivariada de análise de fatores, apresentou grande potencial.

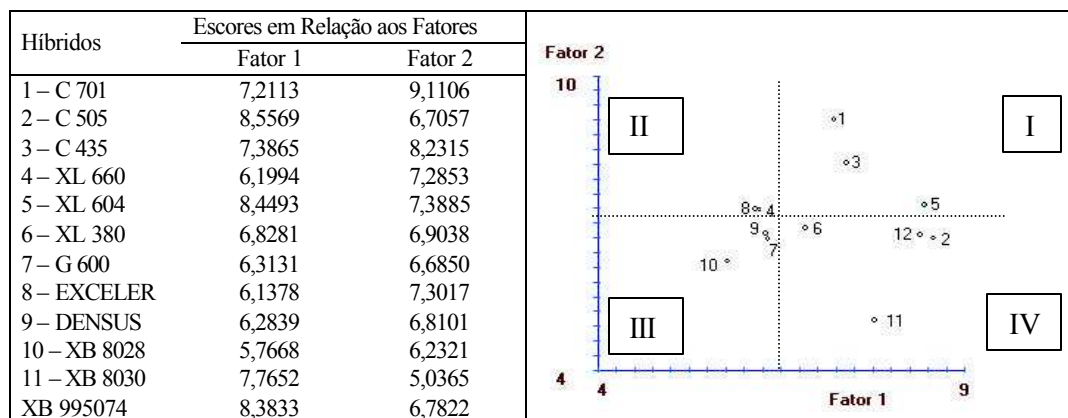


Figura 1 – Escores, em relação aos fatores, obtidos pelos procedimentos da análise de fatores e pela sua plotagem num gráfico bidimensional,

considerando-se 12 híbridos comerciais de milho avaliados em quatro ambientes, na região sul do Estado de Mato Grosso, nos ensaios de safrinha/96.

4.2.2. Representatividade de ambientes utilizando medidas de dissimilaridade e análise de dupla entrada

No Quadro 35 podem ser observados os valores das dissimilaridades obtidas nos ensaios de safrinha/96, safra normal 96/97 e safrinha/97. Houve correlação perfeita ($r = 1,00$) entre as medidas de dissimilaridades estimadas pelo QMGA_{jj'} e QDEMGA, em todos os ensaios. No entanto, entre $d_{jj'}^2$ e QMGA_{jj'} as correlações foram negativas, da ordem de $r = -0,57$, $r = -0,19$ e $r = -0,40$, nos ensaios de safrinha/96, safra normal 96/97 e safrinha/97, respectivamente. Esses mesmos resultados também foram encontrados entre $d_{jj'}^2$ e QDEMGA.

Devido à existência da correlação negativa entre as medidas de dissimilaridades de $d_{jj'}^2$ e as outras duas metodologias (QMGA_{jj'} e QDEMGA) e à alta correlação entre QMGA_{jj'} e QDEMGA, a análise da capacidade representativa foi realizada considerando-se as medidas de dissimilaridades obtidas pelo Quadrado da Distância Euclidiana Média baseado na interação G x A_{jj'} (QDEMGA).

Analisando os resultados das medidas de dissimilaridades, verificou-se que os métodos QMGA_{jj'} e QDEMGA foram concordantes em classificar os ambientes 1 (Fazenda Lagoa Funda, localizada no Município de Campo Verde, cultura anterior: milho) e 4 (Fazenda Girassol, localizada na Serra da Petrovina, cultura anterior: milho) como os mais similares para os ensaios de safrinha/96 (Quadro 35), sendo similar ao obtido na análise de agrupamento, método tradicional (Quadro 26). O par de ambientes 1 (Fazenda Lagoa Funda, cultura anterior: milho) e 3 (Fazenda Juriti, localizada no Município de Primavera do Leste, cultura anterior: milho) foi o mais discrepante entre todos (Quadro 35).

Nos ensaios de safra normal 96/97, os métodos QMGA_{jj'} e QDEMGA classificaram o par de ambiente 3 (Fazenda Juriti, localizada no Município de Primavera do Leste, cultura anterior: milho) com 4 (Fazenda São Roque, localizada no Município de Primavera do Leste, cultura anterior: soja) como o

mais similar (Quadro 35), tal como obtido na análise de estratificação (Quadro 27). No entanto, esses métodos classificaram o par 5 (Fazenda São Carlos,

Quadro 35 – Pares de ambientes e estimativas de dissimilaridade entre pares de ambientes segundo as metodologias: Quadrado Médio de $G \times A_{ij}$ (QMGA $_{ij}$), Quadrado da Distância Euclidiana Média baseado na interação $G \times A_{ij}$ (QDEMG A) e Quadrado da Distância Euclidiana Média baseado nos dados originais (d^2_{ij}), utilizando-se a produtividade de grãos (kg/ha) de milho nos ensaios de safrinha/96, safra normal 96/97 e safrinha/97, na região sul do Estado de Mato Grosso

Ensaio	Pares de Ambientes	QMGA $_{ij}$	QDEMG A	d^2_{ij}
Safrinha/96	1 x 2	113.575,29	208.221,37	855.053,32
	1 x 3	278.504,65	510.591,86	518.022,29
	1 x 4	87.823,74	161.010,19	5.056.079,04
	2 x 3	176.626,76	323.815,73	1.116.732,20
	2 x 4	88.581,61	162.399,62	9.263.113,13
	3 x 4	171.020,46	313.537,52	4.834.605,49
	Safra normal de 96/97	1 x 2	155.368,70	291.316,31
1 x 3		132.090,17	247.669,08	12.197.853,39
1 x 4		98.235,89	184.192,30	6.940.716,38
1 x 5		330.248,46	619.215,86	5.229.665,42
1 x 6		205.860,99	385.989,35	4.355.946,78
2 x 3		126.047,77	236.339,56	710.457,45
2 x 4		145.549,50	272.905,31	301.469,76
2 x 5		220.034,40	412.564,50	798.386,77
2 x 6		212.213,67	397.900,64	999.869,42
3 x 4		79.171,57	148.446,70	883.877,12
3 x 5		171.708,64	321.953,71	2.037.289,06
3 x 6		203.491,28	381.546,15	2.526.097,45
4 x 5		195.788,43	367.103,31	571.530,02
4 x 6		185.084,39	347.033,23	715.307,76
5 x 6		356.840,23	669.075,44	693.013,88
Safrinha/97	1 x 2	234.947,34	438.568,38	985.034,98
	1 x 3	234.773,36	438.243,62	4.259.525,70
	1 x 4	158.153,97	295.220,75	14.129.760,27
	1 x 5	211.739,03	395.246,18	1.700.060,35
	1 x 6	214.259,22	399.950,54	5.375.253,65
	1 x 7	245.001,44	457.336,03	3.018.962,21
	1 x 8	221.181,91	412.872,90	6.275.881,26
	2 x 3	376.964,85	703.667,73	2.181.293,21
	2 x 4	127.814,22	238.586,55	9.120.460,46
	2 x 5	231.994,76	433.056,89	595.506,86
	2 x 6	248.068,84	463.061,84	2.687.052,31
	2 x 7	131.360,46	245.206,18	986.999,61
	2 x 8	361.277,99	674.385,58	3.503.950,91
	3 x 4	314.548,61	587.157,41	3.701.221,48
	3 x 5	307.298,21	573.623,32	1.233.820,78
	3 x 6	329.419,14	614.915,73	690.942,08
	3 x 7	341.426,18	637.328,86	762.858,69
	3 x 8	231.821,51	432.733,49	650.407,05
	4 x 5	108.805,31	203.103,24	6.845.044,80
	4 x 6	159.375,77	297.501,44	2.514.450,71
4 x 7	66.461,31	124.061,12	4.614.107,62	
4 x 8	220.698,32	411.970,20	2.097.075,62	
5 x 6	341.660,62	637.766,48	1.822.063,51	
5 x 7	161.952,25	302.310,86	512.279,61	

5 x 8	288.798,09	539.089,77	2.175.136,31
6 x 7	145.810,37	272.179,36	669.117,98
6 x 8	348.147,54	649.875,40	686.290,05
7 x 8	362.841,95	677.304,97	1.351.110,98

localizada no Município de Rondonópolis, cultura anterior: milho) e o 6 (Fazenda UFMT/FAMEV, localizada no Município de Santo Antônio do Leverger, cultura anterior: horta) como os mais discrepantes (Quadro 35). Isso parece bastante lógico, uma vez que as duas fazendas estavam localizadas em posição oposta e as instalações dos experimentos foram feitas em dias diferentes. Além disso, outro fator pode ser atribuído à altitude de cada local, posto que a Fazenda São Carlos estava situada numa altitude de aproximadamente 450 m e a Fazenda UFMT/FAMEV, de aproximadamente 200 m; conseqüentemente, seu solo, a fertilidade e suas condições climáticas eram diferentes.

A maior dissimilaridade entre pares de ambientes, nos ensaios de safrinha/97, segundo as metodologias QMGA_{ijj'} e QDEMGA, foi observada entre os ambientes 2 (Fazenda Juriti, localizada no Município de Primavera do Leste, cultura anterior: milho) e 3 (Fazenda Juriti, cultura anterior: soja) e a menor dissimilaridade, entre os ambientes 4 (Fazenda São Roque, localizada no Município de Primavera do Leste, cultura anterior: milho) e 7 (Fazenda Santa Maria, localizada no Município de Rondonópolis, cultura anterior: soja) (Quadro 35), tal como verificado na análise de estratificação de ambientes (Quadro 28). Esse resultado é bastante surpreendente, uma vez que os ambientes 2 e 3 estão localizados na mesma fazenda (Juriti) e, no entanto, foi o par mais contrastante dentre todos os outros.

No ensaio de safrinha/96, a capacidade de representatividade ambiental apresentou R² de 88,88% para CGR e 11,12% para CER, indicando possibilidade de sucesso na busca de um ambiente que seja o mais representativo da região (Quadro 36). Verifica-se, no Quadro 36, que o local 4 (Fazenda Girassol, localizada na Serra da Petrovina, cultura anterior: milho) apresentou a melhor CGR ($\alpha_4 = -101.420,41$). Esse resultado é similar ao obtido pela análise de estratificação de ambientes, comprovando a eficiência desse método na determinação do ambiente mais representativo, com a vantagem da facilidade de interpretação e execução.

Quadro 36 – Resumo da análise de representatividade realizada pela análise de dupla entrada em adaptação ao método de análise dialética, utilizando-se medidas de dissimilaridade entre pares de ambientes, estimadas pelo Quadrado da Distância Euclidiana Média baseado na interação $G \times A_{jj'}$ (QDEMGA), da produtividade de grãos (kg/ha) nos ensaios de safrinha/96, na região sul do Estado de Mato Grosso

FV	GL	SQ	R ² (%)
Tratamento	5	268.073.263.106,05	
CGR.	3	238.252.452.562,87	88,88
CER.	2	29.820.810.543,18	11,12
Efeito da CGR - Produtividade (kg/ha)			
	$\alpha_{(1)}$	20.017,63	
	$\alpha_{(2)}$	-72.675,71	
	$\alpha_{(3)}$	154.078,48	
	$\alpha_{(4)}$	-101.420,41	
Efeito da CER - Produtividade (kg/ha)			
	$\delta_{(1, 2)}$	-19.049,94	
	$\delta_{(1, 3)}$	56.566,36	
	$\delta_{(1, 4)}$	-37.516,42	
	$\delta_{(2, 3)}$	-37.516,42	
	$\delta_{(2, 4)}$	56.566,36	
	$\delta_{(3, 4)}$	-19.049,94	

Alternativamente, o ambiente com melhor capacidade de substituição do local 4 é o local 1 (Fazenda Lagoa Funda, localizada no Município de Campo Verde, cultura anterior: milho), por apresentar a melhor CER ($\delta_{(1, 4)} = -37.516,42$). Pode ser verificado, no Quadro 35, que o par de ambientes 1 com o 4 apresentou o menor valor de dissimilaridade nos métodos QMGA $_{jj'}$ e QDEMGA, indicando coerência de resultados e funcionalidade do método proposto. Ressalta-se ainda o fato de que, na análise de estratificação de ambientes (Quadro 26), o referido par foi o mais similar, comprovando a eficiência do método.

Verificou-se, na análise de representatividade dos ensaios de safra normal 96/97, um R^2 de 85,30% para CGR e 14,70% para CER, indicando possibilidade de sucesso na busca de um ambiente com capacidade geral de representatividade (Quadro 37). O ambiente 4 (Fazenda São Roque, localizada no Município de Primavera do Leste, cultura anterior: soja) foi apontado como de maior capacidade geral de representatividade, com $\alpha_{(4)} = -110.350,74$. Esse resultado não coincidiu com o da estratificação ambiental realizada anteriormente, quando o local 3 (Fazenda Juriti, localizada no Município de Primavera do Leste, cultura anterior: milho) foi classificado como o ambiente mais representativo dos ensaios de safra normal 96/97. No entanto, pode ser observado, no Quadro 37, que o ambiente 3 também apresentou boa CGR, com valor de $\alpha_{(3)} = -106.350,74$, podendo, assim, dizer-se que a análise de representatividade foi eficiente em determinar a capacidade representativa dos ambientes.

Tomando-se o ambiente 4 como mais representativo dos ensaios de safra normal 96/97, a análise de representatividade indicou o ambiente 1 (Fazenda Lagoa Funda, localizada no Município de Campo Verde, cultura anterior: milho) como o mais promissor para substituir o ambiente 4 caso ocorra algum problema. Tal resultado não coincide com o do ambiente mais similar, apresentado no Quadro 35, pelo método do QDEMG, mas se trata do segundo par de ambientes mais similar.

Observa-se, no Quadro 35, que o par ambiente 3 x 4, ensaio de safra normal 96/97, foi mais similar. No entanto, esse par não apresentou a melhor CER, o que pode ser explicado pelo fato de que o ambiente 3 também teve boa CGR, e isso pode ter resultado algum efeito de distorção ainda não explicável.

Nos ensaios de safrinha/97, a CGR contribuiu com 57,13% e a CER, com 42,87%, garantindo sucesso na busca de um ambiente representativo (Quadro 38). A análise de representatividade indicou o ambiente 4 (Fazenda São Roque, localizada no Município de Primavera do Leste, cultura anterior: milho) como o mais representativo de todos, apresentando valor de $\alpha_{(4)} = -163.580,08$. Segundo informações pessoais, a Fazenda São Roque é tida como modelo para o

Município de Primavera do Leste, cujos proprietários utilizam recomendações técnicas mais atuais e específicas.

Quadro 37 – Resumo da análise de representatividade realizada pela análise de dupla entrada em adaptação ao método de análise dialética, utilizando-se medidas de dissimilaridade entre pares de ambientes, estimadas pelo Quadrado da Distância Euclidiana Média baseado na interação $G \times A_{ij}$, (QDEMG), da produtividade de grãos (kg/ha) nos ensaios de safra normal 96/97, na região sul do Estado de Mato Grosso

FV	GL	SQ	R ² (%)
Tratamento	14	854.079.917.730,06	
CGR	5	728.528.147.257,72	85,30
CER	9	125.551.770.472,34	14,70
Efeito da CGR - Produtividade (kg/ha)			
	$\alpha_{(1)}$	-8.175,23	
	$\alpha_{(2)}$	-37.514,37	
	$\alpha_{(3)}$	-106.282,15	
	$\alpha_{(4)}$	-110.350,74	
	$\alpha_{(5)}$	157.207,25	
	$\alpha_{(6)}$	105.115,25	
Efeito da CER - Produtividade (kg/ha)			
	$\delta_{(1, 2)}$	-15.210,85	
	$\delta_{(1, 3)}$	9.909,70	
	$\delta_{(1, 4)}$	-49.498,49	
	$\delta_{(1, 5)}$	117.967,08	
	$\delta_{(1, 6)}$	-63.167,43	
	$\delta_{(2, 3)}$	27.919,33	
	$\delta_{(2, 4)}$	68.553,66	
	$\delta_{(2, 5)}$	-59.345,14	
	$\delta_{(2, 6)}$	-21.916,99	
	$\delta_{(3, 4)}$	12.862,83	
	$\delta_{(3, 5)}$	-81.188,15	
	$\delta_{(3, 6)}$	30.496,29	
	$\delta_{(4, 5)}$	-31.969,96	
	$\delta_{(4, 6)}$	51,96	
	$\delta_{(5, 6)}$	54.536,18	

Quadro 38 – Resumo da análise de representatividade realizada pela análise de dupla entrada em adaptação ao método de análise dialélica, utilizando-se medidas de dissimilaridade entre pares de ambientes, estimadas pelo Quadrado da Distância Euclidiana Média baseado na interação $G \times A_{ij}$ (QDEMG), da produtividade de grãos (kg/ha) nos ensaios de safrinha/97, na região sul do Estado de Mato Grosso

FV	GL	SQ	R ² (%)
Tratamento	27	2.129.113.126.850,39	
CGR	7	1.216.449.883.141,95	57,13
CER	20	912.663.243.708,44	42,87
Efeito da CGR - Produtividade (kg/ha)			
	$\alpha_{(1)}$	-50.273,80	
	$\alpha_{(2)}$	9.575,32	
	$\alpha_{(3)}$	141.431,49	
	$\alpha_{(4)}$	-163.580,08	
	$\alpha_{(5)}$	-9.147,41	
	$\alpha_{(6)}$	32.694,93	
	$\alpha_{(7)}$	-70.558,97	
	$\alpha_{(8)}$	109.858,52	
Efeito da CER - Produtividade (kg/ha)			
	$\delta_{(1, 2)}$	30.826,68	
	$\delta_{(1, 3)}$	-101.354,25	
	$\delta_{(1, 4)}$	60.634,46	
	$\delta_{(1, 5)}$	6.227,22	
	$\delta_{(1, 6)}$	-30.910,76	
	$\delta_{(1, 7)}$	129.728,63	
	$\delta_{(1, 8)}$	-95.151,99	
	$\delta_{(2, 3)}$	104.220,74	
	$\delta_{(2, 4)}$	-55.848,86	
	$\delta_{(2, 5)}$	-15.811,20	
	$\delta_{(2, 6)}$	-27.648,59	
	$\delta_{(2, 7)}$	-142.250,34	
	$\delta_{(2, 8)}$	106.511,57	
	$\delta_{(3, 4)}$	160.865,82	
	$\delta_{(3, 5)}$	-7.100,93	
	$\delta_{(3, 6)}$	-7.650,86	
	$\delta_{(3, 7)}$	118.016,17	
	$\delta_{(3, 8)}$	-266.996,69	
	$\delta_{(4, 5)}$	-72.609,43	
	$\delta_{(4, 6)}$	-20.053,58	
	$\delta_{(4, 7)}$	-90.240,00	
	$\delta_{(4, 8)}$	17.251,59	
	$\delta_{(5, 6)}$	165.778,79	

$\delta_{(5,7)}$	-66.422,93
$\delta_{(5,8)}$	-10.061,51
$\delta_{(6,7)}$	-138.396,77
$\delta_{(6,8)}$	58.881,78
$\delta_{(7,8)}$	189.565,25

O ambiente com maior capacidade de substituir o ambiente 4 (melhor CER) dos ensaios de safrinha/97 foi o 7 (Fazenda Santa Maria, localizada no Município de Rondonópolis, cultura anterior: soja), que apresentou $\delta_{(4,7)} = -90.240,00$. Esse resultado coincidiu com o menor valor de dissimilaridade pelos métodos QMGAjj' e QDEMGA (Quadro 35), indicando coerência de resultado. Pôde ser observado ainda que resultados semelhantes foram obtidos nas análises de estratificação de ambientes (Quadro 28), confirmando a eficiência do método de análise de representatividade.

4.3. Adaptabilidade e estabilidade dos cultivares

Na metodologia de EBERHART e RUSSELL (1966) foram confirmados, nos três ensaios, efeitos significativos para ambiente linear, indicando a presença de variações significativas nos ambientes para proporcionar alterações nas médias dos híbridos estudados. Constatou-se ainda efeito significativo de desvio combinado das regressões, o que indica falta de linearidade para, pelo menos, uma das equações ajustadas, mesmo com R^2 elevado (Quadros 39, 42 e 45).

4.3.1. Ensaio de safrinha/96

O ambiente proporcionado pela Fazenda Girassol, localizada na Serra da Petrovina (cultura anterior: milho), foi classificado como desfavorável para o ensaio de safrinha/96, pois apresentou média inferior à média geral do ensaio; entretanto, como discutido anteriormente, esse foi o local com maior capacidade geral de representatividade e, por isso, essa classificação não atrapalhou a indicação de genótipos. É oportuno, ainda, ressaltar que o último experimento foi instalado nessa fazenda, o que pode ter coincido com as piores condições, apesar de se tratar de

uma propriedade que utiliza altas tecnologias. Os demais ambientes foram classificados como favoráveis.

Todos os híbridos testados apresentaram adaptabilidade geral ou ampla com $\beta_{1i} = 1$ pelo método de EBERHART e RUSSELL (1966). Todos se apresentaram estáveis (previsíveis), com exceção do híbrido XB 8030, que se mostrou instável (imprevisível) no nível de 1% de probabilidade, além de baixa produtividade (Quadro 39). Como pode ser observado no Quadro 39, os híbridos XL 604, C 505 e C 701 foram os que apresentaram a maior média de produtividade (valores maiores que 3.730 kg/ha), e o híbrido XB 8028 teve desempenho mais inferior, com produtividade média abaixo de 2.900 kg/ha. Os híbridos G 600, DENSUS e EXCELER também apresentaram baixas produtividades, com valores inferiores a 3.100 kg/ha, o que ficou abaixo da média geral (3.361,64 kg/ha). Assim, os híbridos XL 604, C 505 e C 701 se destacaram por sua produtividade, ampla adaptabilidade e estabilidade. Apesar da significância dos efeitos do desvio combinado da regressão linear, verificou-se que a regressão linear se ajustou em mais de 80% da variância total.

De acordo com a metodologia de CARNEIRO (1998), baseada em LIN e BINNS (1988), em que a estatística P_i foi decomposta para ambientes favoráveis e desfavoráveis, os respectivos híbridos XL 604 e C 701 apresentaram o melhor desempenho para recomendação geral e para condições de alta tecnologia (Quadro 40). No entanto, os híbridos XB 8028, G 600, EXCELER e DENSUS, nessa ordem, apresentaram o desempenho mais inferior nas condições gerais e favoráveis.

Em condições de ambientes desfavoráveis, o XB 995074 se destacou, seguido de C 505, enquanto XL 660 se posicionou como o mais inferior. Os híbridos XB 8028, DENSUS e EXCELER continuaram apresentando o desempenho mais inferior. Pôde ser notado, ainda, que o XB 995074 teve desempenho considerado bom, ocupando o terceiro e o quarto lugar nos ambientes gerais e favoráveis, respectivamente (Quadro 40).

Comparando os resultados dos Quadros 39 e 40, verificou-se que a metodologia proposta por CARNEIRO (1998), baseada em LIN e BINNS (1988), foi mais discriminante que a de EBERHART e RUSSELL (1966). Nesta

metodologia, todos os cultivares apresentaram ampla adaptabilidade, mas, em CARNEIRO (1998), isso não ocorreu. O cultivar XB 995074 apresentou adaptabilidade específica em condições desfavoráveis e o C 701, adaptabilidade em condições favoráveis ou gerais.

Quadro 39 – Resultado da análise de variância conjunta com a decomposição da soma de quadrados de ambientes/genótipos e estimativas das médias de produtividade de grãos em kg/ha ($\hat{\beta}_{0i}$), dos coeficientes de regressão ($\hat{\beta}_{1i}$), dos desvios de regressão ($\hat{\sigma}_{di}^2$) e dos coeficientes de determinação (R^2), segundo a metodologia de EBERHART e RUSSELL (1966), dos 12 híbridos de milho e quatro ambientes nos ensaios de safrinha/96, na região sul do Estado de Mato Grosso

FV	GL	QM	Média ($\hat{\beta}_{0i}$)	$\hat{\beta}_{1i}$ ($H_0: \beta_1 = 1$) (<i>Teste t</i>)	$\hat{\sigma}_{di}^2$ ($H_0: \sigma_{di}^2 = 0$) (<i>Teste F</i>)	R^2 (%)
AMBIENTES (A)	3	59.892,087,5653 **	—	—	—	—
CULTIVARES (G)	11	1.530.985,4235 **	—	—	—	—
INT GxA	33	458.066,2612 *	—	—	—	—
Amb./Gen.	(36)	5.410.901,3699	—	—	—	—
Ambiente linear	1	179.676.262,6958 **	—	—	—	—
G x Amb. linear	11	243.927,0300 NS	—	—	—	—
Desv. comb.	24	518.041,2204 *	—	—	—	—
Desv. - C 701	2	750.867,1022	3.731,67	1,21 NS	155.645,45 NS	93,58
Desv. - C 505	2	621.361,0703	3.748,05	1,01 NS	112.476,78 NS	92,53
Desv. - C 435	2	449.140,5353	3.642,19	0,90 NS	55.069,93 NS	93,10
Desv. - XL 660	2	237.001,7450	3.113,22	1,18 NS	-15.643,00 NS	97,76
Desv. - XL 604	2	529.401,6814	3.871,69	1,10 NS	81.823,65 NS	94,48
Desv. - XL 380	2	146.202,7972	3.254,55	0,77 NS	-45.909,31 NS	96,84
Desv. - G 600	2	248.297,3926	3.026,39	0,87 NS	-11.877,78 NS	95,82
Desv. - EXCELER	2	646.619,0391	3.069,09	1,04 NS	120.896,10 NS	92,57
Desv. - DENSUS	2	219.218,7334	3.049,53	1,03 NS	-21.570,67 NS	97,32
Desv. - XB 8028	2	128.492,6266	2.838,57	0,90 NS	-51.812,70 NS	98,16
Desv. - XB 8030	2	1.885.307,0648	3.274,53	1,03 NS	533.792,1 **	80,97
Desv. - XB 995074	2	354.584,8570	3.720,18	0,85 NS	23.551,37 NS	94,40
			3.361,64			
Resíduo	88	283.930,7408	—	—	—	—

NS = não-significativo e ** = significativo a 1% de probabilidade.

Quadro 40 – Estimativas das médias de produtividade de grãos (kg/ha), Pi geral, Pi favorável, Pi desfavorável e suas classificações segundo a metodologia de CARNEIRO (1998), baseada em LIN e BINNS (1988), para os 12 híbridos de milho e quatro ambientes nos ensaios de safrinha/96, na região sul do Estado de Mato Grosso

Híbridos	Média Geral	Pi Geral	Classif.	Pi Favorável	Classif.	Pi Desfavorável	Classif.
C 701	3.731,67	165.835,96	2	137.239,58	2	251.625,10	8
C 505	3.748,05	213.323,35	5	282.952,47	5	4.435,97	2
C 435	3.642,19	191.517,51	4	245.043,73	3	30.938,83	3
XL 660	3.113,22	642.811,06	8	641.544,51	6	646.610,71	12
XL 604	3.871,69	94.013,53	1	109.519,77	1	47.494,82	4
XL 380	3.254,55	511.108,21	6	659.959,73	7	64.553,63	5
G 600	3.026,39	775.514,21	11	966.698,27	11	201.962,03	7
EXCELER	3.069,09	735.284,36	10	847.720,57	10	397.975,74	9
DENSUS	3.049,53	720.867,75	9	826.293,97	9	404.589,10	10
XB 8028	2.838,57	941.171,76	12	1.051.020,48	12	611.625,59	11
XB 8030	3.274,53	635.281,56	7	782.969,10	8	192.218,93	6
XB 995074	3.720,18	191.429,00	3	255.238,67	4	0,00	1
Média	3.361,64						

No estudo de estabilidade e adaptabilidade multivariadas segundo CARNEIRO (1998), baseado na metodologia de LIN e BINNS (1988), verificou-se que o híbrido C 435 foi o melhor em todas as situações (geral e em ambientes favoráveis e desfavoráveis). Entretanto, o híbrido DENSUS apresentou a "performance" mais inferior em todos os ambientes e o híbrido XL 660, o segundo mais inferior em condições desfavoráveis e favoráveis.

Verificando mais atentamente os resultados do Quadro 41, constatou-se que os híbridos C 435, XL 380, XB 8028, XB 8030 e C 505 foram, nessa ordem, os melhores em ambientes favoráveis e desfavoráveis. Esses mesmos híbridos também estão entre os melhores em condições gerais, embora não necessariamente nessa ordem. Pôde-se observar ainda que alguns híbridos com baixa produtividade

apresentaram boa classificação quando outras características foram consideradas nas análises de estabilidade e adaptabilidade. Isso significa que existem outras características que contribuíram significativamente para o valor final do cultivar. No entanto, essa classificação pode ser mudada se outros pesos forem atribuídos.

Quadro 41 – Estimativas do Pi geral, Pi favorável, Pi desfavorável e suas classificações segundo a metodologia de CARNEIRO (1998), baseada em LIN e BINNS (1988), considerando-se as variáveis produtividade (kg/ha), altura de plantas (cm), % de plantas quebradas e % de espigas atacadas por lagartas, nos 12 híbridos de milho e quatro ambientes nos ensaios de safrinha/96, na região sul do Estado de Mato Grosso

Híbridos	Pi Geral	Classif.	Pi Favorável	Classif.	Pi Desfavorável	Classif.
C 701	1,2828	11	1,1976	6	0,9845	7
C 505	0,8615	5	1,1240	5	0,8936	5
C 435	0,4979	1	0,6763	1	0,5774	1
XL 660	0,9062	6	1,6122	11	1,1982	11
XL 604	1,0161	9	1,2738	7	1,0175	8
XL 380	0,7457	4	0,7610	2	0,6394	2
G 600	0,9479	8	1,4366	9	1,0652	9
EXCELER	0,9423	7	1,4478	10	0,9343	6
DENSUS	1,3686	12	1,7242	12	1,2562	12
XB 8028	0,6186	2	0,8129	3	0,6460	3
XB 8030	0,6796	3	1,0647	4	0,8498	4
XB 995074	1,2091	10	1,3379	8	1,1832	10

As três metodologias foram concordantes em classificar o híbrido DENSUS como o de menor desempenho. Na classificação do melhor, as metodologias (análise univariada) de EBERHART e RUSSELL (1966) e de CARNEIRO (1998), este último com base em LIN e BINNS (1988), classificaram os híbridos XL 604 e C 701; na metodologia de CARNEIRO (1998), baseada em LIN e BINNS (1988), multivariada, o melhor foi o C 435.

4.3.2. Ensaio de safra normal 96/97

Neste ensaio, três ambientes proporcionados pelas Fazendas Lagoa Funda (Município de Campo Verde - cultura anterior: milho), São Carlos (Município de Rondonópolis - cultura anterior: milho) e UFMT/FAMEV (Município de Santo Antônio do Leverger – cultura anterior: horta) foram desfavoráveis (apresentaram médias inferiores à média geral), sendo os ambientes Juriti (Município de Primavera do Leste - áreas de milho e de soja) e São Roque (Município de Primavera do Leste – cultura anterior: soja) os favoráveis (apresentaram médias superiores à média geral). A classificação dos ambientes não esteve relacionada somente à época de plantio (Quadro 3), sendo muito importantes o manejo cultural e os aspectos imprevisíveis (temperatura, precipitação, pragas e doenças).

Dos 16 híbridos testados, apenas dois não apresentaram adaptabilidade ampla pelo método de EBERHART e RUSSELL (1966). O híbrido D 170 exibiu adaptabilidade específica para baixa tecnologia (ambientes desfavoráveis ($\beta_{1i} < 1$), no nível de 1% de probabilidade) e o STAR, adaptabilidade específica para alta tecnologia (ambientes favoráveis ($\beta_{1i} > 1$), no nível de 5% de probabilidade). Três híbridos (D 556, D 769 e Z 8501) apresentaram-se como instáveis (imprevisíveis) (níveis de 1, 5 e 5% de probabilidade, respectivamente), sendo os demais classificados como estáveis (previsíveis) (Quadro 42).

Os híbridos D 657 e AVANT apresentaram o melhor desempenho, em razão de sua maior média de produtividade (superior a 4.500 kg/ha), ampla adaptabilidade e boa estabilidade. Apesar de sua ampla adaptabilidade e boa estabilidade, o híbrido Z 84E90 apresentou a menor produtividade média (abaixo de 3.600 kg/ha, que é inferior à média geral de 3.961,19 kg/ha). Os híbridos D 556 e D 769, além de serem classificados como instáveis, apresentaram as menores produtividades (abaixo de 3.600 kg/ha) (Quadro 42).

Na análise de estabilidade e adaptabilidade segundo os procedimentos de CARNEIRO (1998), baseados em LIN e BINNS (1988), os híbridos D 657, AVANT e STAR apresentaram a melhor "performance" nas três condições ambientais (geral, favorável e desfavorável). O híbrido D 769 teve desempenho inferior em condições de ambientes gerais e desfavoráveis; em ambientes favoráveis, o híbrido mais inferior foi o D 170. Os híbridos D 556 e Z 84E90

também expressaram baixo desempenho, sempre se posicionando entre os mais inferiores (Quadro 43).

Quadro 42 – Resultado da análise de variância conjunta com a decomposição da soma de quadrados de ambientes/genótipos e estimativas das médias de produtividade de grãos, em kg/ha ($\hat{\beta}_{0i}$), dos coeficientes de regressão ($\hat{\beta}_{1i}$), dos desvios de regressão ($\hat{\sigma}_{di}^2$) e dos coeficientes de determinação (R^2), segundo a metodologia de EBERHART e RUSSELL (1966), dos 16 híbridos de milho e seis ambientes nos ensaios de safra normal 96/97, na região sul do Estado de Mato Grosso

FV	GL	QM	Média ($\hat{\beta}_{0i}$)	$\hat{\beta}_{1i}$ ($H_0: \beta_1 = 1$) Teste t	$\hat{\sigma}_{di}^2$ ($H_0: \sigma_{di}^2 = 0$) Teste F	R^2 (%)
AMBIENTE (A)	5	66.613.217,8473 **	—	—	—	—
CULTIVARES (G)	15	2.351.587,0151 **	—	—	—	—
INT GxA	75	563.546,8216 **	—	—	—	—
Amb./Gen.	80	4.691.651,2607	—	—	—	—
Ambiente linear	1	333.066.089,2367 **	—	—	—	—
G x Amb. linear	15	418.829,0029 NS	—	—	—	—
Desv. comb.	64	562.243,3840 **	—	—	—	—
Desv. – D 657	4	542.712,2714	4.737,80	1,13 NS	68.685,68 NS	92,40
Desv. – D 556	4	1.338.904,4409	3.553,35	1,11 NS	334.083,07**	82,69
Desv. – D 766	4	668.926,5030	4.011,46	1,10 NS	110.757,09 NS	90,44
Desv. – D 170	4	15.589,6834	3.728,05	0,67**	-107.021,84 NS	99,33
Desv. – D 769	4	946.018,2858	3.578,73	0,82 NS	203.121,02*	78,70
Desv. – Z 84E74	4	705.889,8900	3.933,71	1,04 NS	123.078,22 NS	88,91
Desv. – Z 8440	4	298.989,3087	3.708,15	1,00 NS	-12.555,30 NS	94,58
Desv. – Z 8452	4	163.019,5363	4.090,00	0,95 NS	-57.878,56 NS	96,66
Desv. – Z 8392	4	288.337,4192	4.044,41	0,89 NS	-16.105,93 NS	93,42
Desv. – Z 8501	4	1.085.220,8643	4.092,41	1,08 NS	249.521,88*	84,80
Desv. – Z 84E90	4	705.479,8782	3.537,40	1,00 NS	122.941,55 NS	87,97
Desv. – SAVANA	4	372.793,6925	3.769,76	0,91 NS	12.046,16 NS	92,03
Desv. – EXCELER	4	364.989,2038	3.686,32	0,94 NS	9.444,66 NS	92,66
Desv. – MASTER	4	443.697,0694	3.905,69	1,08 NS	35.680,62 NS	93,16
Desv. – AVANT	4	420.049,6983	4.545,62	1,01 NS	27.798,16 NS	92,68
Desv. – STAR	4	635.276,3983	4.456,25	1,28*	99.540,39 NS	93,07
			3.961,19			
Resíduo	180	336.655,2181	—	—	—	—

NS = não-significativo, * = significativo a 5% de probabilidade e ** = significativo a 1% de probabilidade.

Quadro 43 – Estimativas das médias de produtividade de grãos (kg/ha), Pi geral, Pi favorável, Pi desfavorável e suas classificações segundo a metodologia de CARNEIRO (1998), baseada em LIN e BINNS (1988), dos 16 híbridos de milho e seis ambientes, nos ensaios de safra normal 96/97, na região sul do Estado de Mato Grosso

Híbridos	Média Geral	Pi Geral	Classif.	Pi Favorável	Classif.	Pi Desfavorável	Classif.
D 657	4.737,80	15.489,37	1	16.608,70	1	14.370,03	1
D 556	3.553,35	1.021.897,16	14	805.247,04	15	1.238.547,29	14
D 766	4.011,46	486.626,59	7	166.605,41	4	806.647,78	10
D 170	3.728,05	781.852,72	13	872.216,09	16	691.489,35	7
D 769	3.578,73	1.078.450,23	16	617.891,84	11	1.539.008,63	16
Z 84E74	3.933,71	640.497,90	9	401.486,28	9	879.509,52	12
Z 8440	3.708,15	721.184,92	11	659.966,75	12	782.403,09	9
Z 8452	4.090,00	379.761,99	4	337.892,60	8	421.631,38	4
Z 8392	4.044,41	471.645,43	6	285.744,09	7	657.546,77	6
Z 8501	4.092,41	404.582,80	5	281.982,08	6	527.183,51	5
Z 84E90	3.537,40	1.060.424,56	15	698.179,62	13	1.422.669,51	15
SAVANA	3.769,76	687.002,22	10	561.487,30	10	812.517,14	11
EXCELER	3.686,32	771.145,53	12	763.153,62	14	779.137,44	8
MASTER	3.905,69	596.707,99	8	202.291,13	5	991.124,86	13
AVANT	4.545,62	76.533,58	2	109.426,28	3	43.640,88	2
STAR	4.456,25	134.865,95	3	23.634,61	2	246.097,29	3
Média	3.961,19						

Perceberam-se também, neste ensaio, resultados com algumas discordâncias entre as duas metodologias, de EBERHART e RUSSELL (1966) e CARNEIRO (1998), baseadas em LIN e BINNS (1988), tal como ocorrido no ensaio de safrinha/96 (Quadros 42 e 43). Por exemplo, na metodologia de EBERHART e RUSSELL (1966), o cultivar D 170 se destacou como um genótipo mais indicado para condições desfavoráveis; no entanto, isso não se confirmou na metodologia de CARNEIRO (1998), que é mais discriminante que a metodologia de EBERHART e RUSSELL (1966).

No estudo da estabilidade e adaptabilidade multivariadas, o híbrido D 657 assumiu praticamente o melhor desempenho em todas as condições (1^o, 2^o e 1^o)

lugares em condições gerais, desfavoráveis e favoráveis, respectivamente). Os híbridos MASTER e AVANT também apresentaram boas "performances", estando posicionados entre os três melhores. Assim, de modo geral, pode-se dizer que os híbridos D 657, MASTER e AVANT foram os melhores. No entanto, o híbrido Z 8440 se posicionou como praticamente o mais inferior (15 16 e 15º, respectivamente, nas condições gerais, favoráveis e desfavoráveis). O híbrido STAR também se manteve entre os últimos em ambientes favoráveis e desfavoráveis e o Z 84E74, inferior em condições gerais (Quadro 44).

Quadro 44 – Estimativas do Pi geral, Pi favorável, Pi desfavorável e suas classificações segundo a metodologia de CARNEIRO (1998), baseada em LIN e BINNS (1988), considerando-se as variáveis produtividade (kg/ha), altura de plantas (cm), % de plantas quebradas, % de espigas atacadas por lagartas, % de espigas atacadas por doenças e ocorrência de *Phaeosphaeria* aos 90 dias, dos 16 híbridos de milho e seis ambientes nos ensaios de safra normal 96/97, na região sul do Estado de Mato Grosso

Híbridos	Pi Geral	Classif.	Pi Favorável	Classif.	Pi Desfavorável	Classif.
D 657	0,9208	1	1,2406	2	0,9027	1
D 556	1,3345	7	1,4361	4	1,2014	4
D 766	1,3292	6	1,4379	5	1,2032	5
D 170	1,2091	4	1,6010	12	1,4508	13
D 769	1,3394	8	1,4779	7	1,2108	6
Z 84E74	1,7058	16	1,5917	11	1,2537	9
Z 8440	1,5564	15	1,9430	16	1,6050	15
Z 8452	1,2358	5	1,4888	8	1,2218	7
Z 8392	1,3892	12	1,5762	10	1,2747	10
Z 8501	1,4819	14	1,4722	6	1,2376	8
Z 84E90	1,3608	10	1,5379	9	1,3032	12
SAVANA	1,4584	13	1,6014	13	1,2999	11
EXCELER	1,3876	11	1,7155	14	1,5392	14
MASTER	1,1757	2	1,3042	3	1,0695	3
AVANT	1,1980	3	1,1921	1	1,0659	2
STAR	1,3600	9	1,8577	15	1,6230	16

É interessante observar que o STAR foi classificado como bom cultivar na segunda metodologia, mas como ruim quando diversas variáveis foram consideradas. Isso é um indicativo de que o cultivar, embora produtivo, apresenta outros problemas. Como pode ser verificado nos Quadros 16 e 21, esse cultivar apresentou altas porcentagens de tombamento, elevados níveis de espigas atacadas por pragas e de ocorrência de *Phaeosphaeria maydis*. Neste ensaio, os híbridos D 657 e AVANT apresentaram o melhor desempenho nas três metodologias.

4.3.3. Ensaio de safrinha/97

Quatro ambientes foram classificados como desfavoráveis (apresentaram médias inferiores à média geral), os quais foram as Fazendas Juriti (Município de Primavera do Leste, cultura anterior: soja), São Roque (Município de Primavera do Leste, cultura anterior: milho), Cuiabana (Município de Primavera do Leste, cultura anterior: soja) e Ponte de Pedra (Município de Rondonópolis, cultura anterior: soja). Os ambientes constituídos pelas Fazendas Lagoa Funda (Município de Campo Verde, cultura anterior: soja), Juriti (Município de Primavera do Leste, cultura anterior: milho), São Roque (Município de Primavera do Leste, cultura anterior: soja) e Santa Maria (Município de Rondonópolis, cultura anterior: soja) foram classificados como favoráveis (apresentaram médias superiores à média geral).

Pelo método de EBERHART e RUSSELL (1966), todos os híbridos apresentaram ampla adaptabilidade ($\beta_{1i} = 1$), com exceção do híbrido Z 8202, classificado para condições de alta tecnologia ($\beta_{1i} > 1$, no nível de 5% de probabilidade), com produtividade média de 5.175 kg/ha (Quadro 45).

Vários híbridos apresentaram-se como instáveis (imprevisíveis), os quais foram D 766 ($P < 5\%$), D 769 ($P < 5\%$), Z 8452 ($P < 5\%$), DENSUS ($P < 1\%$) e XL 9663 ($P < 5\%$); os demais foram classificados como estáveis (previsíveis). Os melhores híbridos, segundo sua adaptabilidade, estabilidade e produtividade, foram D 657, XL 345 e Z 8392 (produtividades iguais ou superiores a 5.500 kg/ha). No

entanto, os híbridos DENSUS, D 769 e XL 9663 foram os mais inferiores, por apresentarem as menores produtividades (abaixo de 4.850 kg/ha, sendo 5.178,03 kg/ha a produtividade média geral), além de se mostrarem instáveis (Quadro 45).

Quadro 45 – Resultado da análise de variância conjunta com a decomposição da soma de quadrados de ambientes/genótipos e estimativas das médias de produtividade de grãos, em kg/ha ($\hat{\beta}_{0i}$), dos coeficientes de regressão ($\hat{\beta}_{1i}$), dos desvios de regressão (σ_{di}^2) e dos coeficientes de determinação (R^2), segundo a metodologia de EBERHART e RUSSELL (1966), dos 15 híbridos de milho e oito ambientes nos ensaios de safrinha/97, na região sul do Estado de Mato Grosso

FV	GL	QM	Média ($\hat{\beta}_{0i}$)	$\hat{\beta}_{1i}$ ($H_0 : \beta_1 = 1$) (<i>Teste t</i>)	σ_{di}^2 ($H_0 : \sigma_{di}^2 = 0$) (<i>Teste F</i>)	R^2 (%)
AMBIENTE (A)	7	58.330.723,0408 **	—	—	—	—
CULTIVARES (G)	14	3.236.637,2573 **	—	—	—	—
INT GxA	98	720.707,4203 **	—	—	—	—
Amb./Gen.	105	4.561.375,1284	—	—	—	—
Ambiente. linear	1	408.315.061,2853 **	—	—	—	—
G x Amb. linear	14	406.415,9140 NS	—	—	—	—
Desv. comb.	90	721.550,0488 **	—	—	—	—
Desv. – D 657	6	561.289,3406	5.736,71	0,95NS	53.703,61 NS	87,90
Desv. – D 556	6	597.431,8243	5.120,76	0,89NS	65.751,10 NS	85,81
Desv. – D 766	6	990.268,7957	5.493,55	1,08NS	196.696,76 *	84,33
Desv. – D 769	6	1.054.187,4478	4.731,44	0,95NS	218.002,97 *	79,62
Desv. – Z 8202	6	676.389,2745	5.175,73	1,27*	92.070,25 NS	91,52
Desv. – Z 8452	6	920.054,6429	5.225,08	0,94NS	173.292,04 *	81,35
Desv. – Z 8392	6	186.136,8478	5.499,93	0,91NS	-71.347,22 NS	95,32
Desv. – Z 8501	6	805.687,7481	5.450,59	1,06NS	135.169,74 NS	86,34
Desv. – Z 8490	6	535.137,3174	4.929,17	1,19NS	44.986,26 NS	92,25
Desv. – DENSUS	6	1.243.892,4853	4.312,74	0,89NS	281.237,99 **	74,31
Desv. – EXCELER	6	675.205,2317	5.251,97	1,02NS	91.675,57 NS	87,56
Desv. – MASTER	6	725.512,0168	5.329,13	0,87NS	108.444,50 NS	82,44
Desv. – XL 360	6	355.452,0921	5.035,56	0,92NS	-14.908,81 NS	91,45
Desv. – XL 345	6	506.647,8860	5.531,12	1,14NS	35.489,79 NS	92,12
Desv. – XL 9663	6	989.957,7817	4.847,01	0,92NS	196.593,09 *	79,40
			5.178,03			
Resíduo	224	400.178,5233	—	—	—	—

NS = não-significativo, * = significativo a 5% de probabilidade e ** = significativo a 1% de probabilidade.

Segundo o método de CARNEIRO (1998), baseado em LIN e BINNS (1988), o híbrido D 657 apresentou a melhor "performance" nos ambientes favoráveis e geral e se posicionou em terceiro no ambiente desfavorável, destacando-se dos demais (Quadro 46). Nas condições gerais, Z 8392 e XL 345 foram, respectivamente, o segundo e terceiro melhores e ocuparam, respectivamente, o quarto e terceiro lugares nos ambientes favoráveis e quarto e quinto lugares nos ambientes desfavoráveis.

Quadro 46 – Estimativas das médias de produtividade de grãos (kg/ha), Pi geral, Pi favorável, Pi desfavorável e suas classificações segundo a metodologia de CARNEIRO (1998), baseada em LIN e BINNS (1988), dos 15 híbridos de milho e oito ambientes nos ensaios de safrinha/97, na região sul do Estado de Mato Grosso

Híbridos	Média Geral	Pi Geral	Classif.	Pi Favorável	Classif.	Pi Desfavorável	Classif.
D 657	5.736,71	169.392,76	1	84.959,13	1	253.826,39	3
D 556	5.120,76	638.732,80	9	737.599,88	11	539.865,72	9
D 766	5.493,55	347.163,29	4	448.281,81	6	246.044,76	2
D 769	4.731,44	1.174.747,58	14	1.157.254,77	13	1.192.240,38	13
Z 8202	5.175,73	658.576,17	10	262.483,40	5	1.054.668,94	12
Z 8452	5.225,08	565.420,97	8	601.490,00	9	529.351,93	7
Z 8392	5.499,93	255.335,27	2	254.640,77	4	256.029,77	4
Z 8501	5.450,59	375.058,04	5	184.784,70	2	565.331,38	10
Z 8490	4.929,17	886.125,05	12	479.160,47	7	1.293.089,63	14
DENSUS	4.312,74	1.918.971,71	15	1.483.470,68	15	2.354.472,74	15
EXCELER	5.251,97	503.658,88	7	567.255,78	8	440.061,98	6
MASTER	5.329,13	456.122,07	6	677.153,13	10	235.091,01	1
XL 360	5.035,56	683.589,50	11	835.784,21	12	531.394,80	8
XL 345	5.531,12	292.624,98	3	224.352,27	3	360.897,68	5
XL 9663	4.847,01	1.002.750,94	13	1.360.913,23	14	644.588,65	11
Média	5.178,03						

O Z 8501 apresentou o segundo melhor desempenho em condições favoráveis, mas o décimo em ambiente desfavorável. O MASTER e o D 766 foram,

respectivamente, os melhores em ambientes desfavoráveis. O híbrido que apresentou desempenho mais inferior, em todos os tipos de ambientes, foi o DENSUS. O híbrido D 769 também se posicionou no grupo dos inferiores. O híbrido XL 9663 apresentou-se como um dos mais inferiores em ambientes favoráveis e geral (Quadro 46).

Considerando as metodologias de EBERHART e RUSSELL (1966) e CARNEIRO (1998), baseadas em LIN e BINNS (1988), univariadas, pode-se dizer que os híbridos D 657, XL 345 e Z 8392 apresentaram os melhores resultados, ao passo que os híbridos DENSUS, D 769 e XL 9663 foram os mais inferiores. Ressalta-se, contudo, existência de certas discordâncias entre essas duas metodologias. Na metodologia de EBERHART e RUSSELL (1966), o cultivar Z 8202 foi indicado para condições de ambientes favoráveis, no entanto se posicionou em quinto lugar na metodologia de CARNEIRO (1998), em condições favoráveis. O cultivar XL 9663, indicado para condições de ambientes desfavoráveis pela metodologia de EBERHART e RUSSELL (1966), classificou-se em décimo primeiro lugar pelo método de CARNEIRO (1998). Os cultivares Z 8501 e MASTER, considerado de adaptabilidade geral pela metodologia de EBERHART e RUSSELL (1966), expressaram melhor adaptabilidade em ambientes favoráveis e desfavoráveis, respectivamente, pela metodologia de CARNEIRO (1998).

Nas análises de estabilidade e adaptabilidade multivariadas, os híbridos Z 8452 e Z 8501 foram os melhores (1º e 2º lugares) em ambientes favoráveis, desfavoráveis e geral. Os híbridos DENSUS, Z 8490 e Z 8202, praticamente nessa ordem, foram os mais inferiores nas três condições consideradas. Neste ensaio, as três metodologias foram concordantes em classificar o DENSUS como de desempenho mais inferior.

4.4. "Performance" dos cultivares pelo índice de seleção

Com o objetivo de obter classificação de cultivares de milho (híbridos comerciais), de modo que várias características sejam, simultaneamente, levadas em consideração, foram consideradas as mesmas variáveis utilizadas nas análises

de estabilidade e adaptabilidade multivariada do método de CARNEIRO (1998), baseado em LIN e BINNS (1988) (Quadro 47).

Quadro 47 – Estimativas do Pi geral, Pi favorável, Pi desfavorável e suas classificações segundo a metodologia de CARNEIRO (1998), baseada em LIN e BINNS (1988), considerando-se as variáveis produtividade (kg/ha), altura de plantas (cm), % de plantas quebradas, % de espigas atacadas por lagartas, % de espigas atacadas por doenças e ocorrência de *Phaeosphaeria* aos 110 dias, dos 15 híbridos de milho e oito ambientes nos ensaios de safrinha/97, na região sul do Estado de Mato Grosso

Híbridos	Pi Geral	Classif.	Pi Favorável	Classif.	Pi Desfavorável	Classif.
D 657	0,9828	3	1,4889	9	1,1130	8
D 556	1,0537	5	1,3886	8	1,0366	6
D 766	1,0360	4	1,0285	4	0,8032	4
D 769	1,2716	9	1,7120	11	1,3600	10
Z 8202	1,7142	13	1,8899	13	1,6646	13
Z 8452	0,8809	1	0,8312	2	0,6243	2
Z 8392	1,4481	11	1,7919	12	1,5667	12
Z 8501	0,9312	2	0,7693	1	0,4842	1
Z 8490	1,7329	14	1,9484	14	1,7231	15
DENSUS	1,8640	15	1,9921	15	1,7070	14
EXCELER	1,0787	6	1,0262	3	0,8009	3
MASTER	1,3249	10	1,6363	10	1,3919	11
XL 360	1,7125	12	1,3785	7	1,1341	9
XL 345	1,1696	8	1,1760	5	0,9867	5
XL 9663	1,1435	7	1,3073	6	1,0429	7

4.4.1. Ensaio de safrinha/96

As diferentes metodologias de índice de seleção apresentaram resultados diferentes na classificação dos híbridos. Assim, o método clássico classificou, respectivamente, os híbridos C 701, C 505 e XB 995074 como os três melhores cultivares e XL 660, XB 8028 e G 600, nessa ordem, como os inferiores. Para índice base, proposto por Willians, os melhores híbridos foram XL 604, C 505 e C 701 e os inferiores, XB 8028, G 600 e DENSUS. Essas duas metodologias

foram concordantes em classificar o C 505 e C 701 como melhores e o G 600 e XB8028, como inferiores (Quadro 48).

Quadro 48 – Classificação de híbridos segundo as metodologias dos índices de seleção, considerando-se as características produtividade (kg/ha), altura de plantas (cm), % de plantas quebradas, % de espigas atacadas por lagartas e % de espigas doentes no ensaio de safrinha/96, instalado na região sul do Estado de Mato Grosso

Híbridos	Classificação Segundo as Metodologias dos Índices de Seleção			
	Clássico ⁽¹⁾	Base ⁽²⁾	Soma dos Ranks ⁽³⁾	Multiplicativo ⁽⁴⁾
C 701	1 ^o	3 ^o	11 ^o	9 ^o
C 505	2 ^o	2 ^o	8 ^o	8 ^o
C 435	4 ^o	5 ^o	1 ^o	1 ^o
XL 660	12 ^o	8 ^o	5 ^o	10 ^o
XL 604	8 ^o	1 ^o	9 ^o	6 ^o
XL 380	5 ^o	7 ^o	7 ^o	3 ^o
G 600	10 ^o	11 ^o	6 ^o	5 ^o
EXCELER	9 ^o	9 ^o	12 ^o	2 ^o
DENSUS	6 ^o	10 ^o	3 ^o	12 ^o
XB 8028	11 ^o	12 ^o	4 ^o	7 ^o
XB 8030	7 ^o	6 ^o	2 ^o	4 ^o
XB 995074	3 ^o	4 ^o	10 ^o	11 ^o

(1) = SMITH (1936) e HAZEL (1943), (2) = WILLIAMS (1962),
 (3) = MULAMBA e MOCK (1978) e (4) = SUBANDI et al. (1973).

No método da soma dos “ranks”, C 435, XB 8030 e DENSUS foram os melhores e EXCELER, C 701 e XB 995074, os inferiores. Na classificação pelo método multiplicativo, os melhores foram C 435, EXCELER e XL 380 e DENSUS, XB 995074 e XL 660, os inferiores (Quadro 48).

É interessante observar que, no método da soma dos “ranks” (Quadro 48), o DENSUS foi classificado como um dos melhores; entretanto, sua "performance", segundo as análises anteriores (clássico e base), adaptabilidade e estabilidade, foi ruim, indicando que o método da soma dos “ranks” não ofereceu classificação esperada. O XB 8030, também bem classificado, contradisse os métodos clássico e básico. Reforça-se, desse modo, a hipótese de que a classificação pela soma dos “ranks” não foi adequada para este estudo. Essa

inadequação pode ser atribuída ao fato de que a metodologia de soma dos “ranks” não leva em consideração a variabilidade e a qualidade das variáveis.

Pode ser facilmente verificada a existência de correlações positiva e significativa ($r = 0,67$) entre a classificação da "performance" dos cultivares nas metodologias clássica e básica e nenhuma correlação desses com os demais. No entanto, a classificação da "performance" de cultivares pelo método multiplicativo apresentou correlações positiva e significativa ($r = 0,65$) com a classificação dada pelas análises de adaptabilidade e estabilidade, multivariadas, para condições gerais, proposta por CARNEIRO (1998). Mesmo havendo essa significativa correlação, verificaram-se discordâncias entre os dois métodos, posto que a correlação não foi perfeita.

4.4.2. Ensaio de safra normal 96/97

Os híbridos D 657, AVANT e STAR foram, nesta ordem, os melhores segundo as metodologias dos índices de seleção clássico e base. Esses índices classificaram Z 84E90 como inferior. Além desses, D 556, D 769 e Z8440 apresentaram "performance" ruim se posicionando entre os últimos (Quadro 49).

Resultados diferentes aos dessas duas metodologias podem ser observados na metodologia da soma dos “ranks”, o qual classificou os híbridos Z 84E90, D 769 e D 556 como os melhores e MASTER, EXCELER e Z 8392, como inferiores.

O método multiplicativo classificou o D 657 como o melhor, concordando com os resultados dos dois primeiros métodos. Também, destacaram-se D 556 e AVANT, mas pôde ser notado que o D 556 foi classificado como um dos inferiores pelas metodologias clássico e base. Três híbridos da ZENECA (Z 8440, Z 84E74 e Z 8501) foram classificados como inferiores (Quadro 49).

Pôde ser verificado que a metodologia de soma dos “ranks”⁽³⁾ oferece classificação praticamente contrária à das metodologias clássica⁽¹⁾ e base⁽²⁾, com correlações negativas ($r_{13} = -0,36$ e $r_{23} = -0,33$). Nessa análise, também se constataram correlações positiva e significativa ($r = 0,95$) entre as metodologias

(1) e (2) e nenhuma correlação entre as demais. A classificação de cultivares segundo o método multiplicativo⁽⁴⁾ foi significativa e positivamente

Quadro 49 – Classificação de híbridos segundo as metodologias dos índices de seleção, considerando-se as características produtividade (kg/ha), altura de plantas (cm), % de plantas quebradas, % de espigas atacadas por lagartas, % de espigas doentes e ocorrência de *Phaeosphaeria* aos 90 dias, no ensaio de safra normal 96/97, instalado na região sul do Estado de Mato Grosso

Híbridos	Classificação Segundo as Metodologias dos Índices de Seleção			
	Clássico ⁽¹⁾	Base ⁽²⁾	Soma dos Ranks ⁽³⁾	Multiplicativo ⁽⁴⁾
D 657	1º	1º	11º	1º
D 556	14º	15º	3º	2º
D 766	9º	7º	9º	9º
D 170	13º	11º	6º	11º
D 769	12º	14º	2º	5º
Z 84E74	8º	8º	8º	15º
Z 8440	15º	12º	13º	16º
Z 8452	4º	4º	10º	7º
Z 8392	6º	6º	14º	8º
Z 8501	5º	5º	5º	14º
Z 84E90	16º	16º	1º	6º
SAVANA	11º	10º	7º	10º
EXCELER	10º	13º	15º	12º
MASTER	7º	9º	16º	4º
AVANT	2º	2º	12º	3º
STAR	3º	3º	4º	13º

(1) = SMITH (1936) e HAZEL (1943),
 (3) = MULAMBA e MOCK (1978) e

(2) = WILLIANS (1962),
 (4) = SUBANDI et al. (1973).

correlacionada ($r = 0,76$) com a classificação dada pelas análises de adaptabilidade e estabilidade, multivariadas, para condições gerais, proposta por CARNEIRO (1998), tal como ocorrido anteriormente. É pertinente ressaltar que, mesmo havendo essas significativas e positivas correlações, ela não é perfeita, e algumas discordâncias existem entre essas metodologias.

4.4.3. Ensaio de safrinha/97

As metodologias do índice clássico e base apontaram os híbridos de milho D 657 e D 766 como, respectivamente, o primeiro e terceiro melhores. Os híbridos Z 8501 e XL 345 classificaram-se como o segundo melhor nos índices clássico e base, respectivamente. Essas duas metodologias também foram concordantes em classificar os híbridos DENSUS e D 769 como os mais inferiores. No método multiplicativo, os melhores híbridos foram D 556, Z 8501 e Z 8452 e os inferiores, XL 360, Z 8202 e Z 8392 (Quadro 50).

A metodologia da soma dos “ranks” classificou os híbridos DENSUS e D 769 como os melhores, quase que contraditórios à classificação dos métodos clássico e base, tal como ocorrido nos ensaios de safrinha/96 e safra normal 96/97. Pôde ser verificada a existência de correlação negativa, embora não-significativa, entre a metodologia soma dos “ranks”⁽³⁾ e as metodologias clássica⁽¹⁾ e base⁽²⁾, com $r_{13} = -0,28$ e $r_{23} = -0,20$.

Neste ensaio, tal como ocorrido nos outros, foram constatados resultados contrastantes. Os métodos clássico e base apresentaram resultados mais próximos um do outro, mas bastante diferentes dos resultados da soma dos “ranks”. Entre os métodos clássico⁽¹⁾ e base⁽²⁾ houve correlação positiva e significativa ($r_{12} = 0,97$) e nenhuma correlação entre os demais. Correlações positivas e significativas também foram encontradas entre os resultados das análises de adaptabilidade e adaptabilidade multivariada⁽⁰⁾, condições gerais e os métodos (1), (2) e (4), com $r_{01} = 0,59$, $r_{02} = 0,51$ e $r_{04} = 0,83$. Dado o maior valor da correlação (r_{04}), a metodologia mais concordante com os resultados das análises de adaptabilidade e estabilidade multivariadas foi a multiplicativa⁽⁴⁾, tal como ocorrido nos ensaios anteriores.

Quadro 50 – Classificação de híbridos segundo as metodologias dos índices de seleção, considerando-se as características produtividade (kg/ha), altura de plantas (cm), % de plantas acamadas, % de plantas quebradas, % de espigas atacadas por lagartas, % de espigas doentes e ocorrência de *Phaeosphaeria* aos 110 dias, no ensaio de safrinha/97, instalado na região sul do Estado de Mato Grosso

Híbridos	Classificação Segundo as Metodologias dos Índices de Seleção			
	Clássico ⁽¹⁾	Base ⁽²⁾	Soma dos "Ranks" ⁽³⁾	Multiplicativo ⁽⁴⁾
D 657	1 ^o	1 ^o	10 ^o	4 ^o
D 556	11 ^o	10 ^o	3 ^o	1 ^o
D 766	3 ^o	3 ^o	12 ^o	5 ^o
D 769	14 ^o	14 ^o	2 ^o	6 ^o
Z 8202	9 ^o	9 ^o	7 ^o	14 ^o
Z 8452	8 ^o	8 ^o	15 ^o	3 ^o
Z 8392	5 ^o	4 ^o	4 ^o	13 ^o
Z 8501	2 ^o	5 ^o	11 ^o	2 ^o
Z 8490	13 ^o	12 ^o	13 ^o	12 ^o
DENSUS	15 ^o	15 ^o	1 ^o	9 ^o
EXCELER	7 ^o	7 ^o	9 ^o	7 ^o
MASTER	6 ^o	6 ^o	5 ^o	10 ^o
XL 360	10 ^o	11 ^o	8 ^o	15 ^o
XL 345	4 ^o	2 ^o	6 ^o	11 ^o
XL 9663	12 ^o	13 ^o	14 ^o	8 ^o

(1) = SMITH (1936) e HAZEL (1943),
 (3) = MULAMBA e MOCK (1978) e

(2) = WILLIANS (1962),
 (4) = SUBANDI et al. (1973).

5. RESUMO E CONCLUSÕES

Este trabalho foi realizado objetivando não apenas o conhecimento da "performance" de cultivares comerciais de milho, mas propor duas novas metodologias: uma sendo análise combinada de estratificação de ambientes e da adaptabilidade e outra sendo análise da capacidade de representatividade de ambientes para discriminação genotípica. Objetivou, também, a) realizar estratificação ambiental pelo método convencional, baseado na interação genótipos x ambientes não-significativa; b) quantificar e caracterizar o tipo (simples ou complexa) de interação genótipos x ambientes; c) avaliar a adaptabilidade e estabilidade de híbridos comerciais de milho, considerando-se análises uni e multivariada; e d) utilizar o índice de seleção para indicação de cultivares.

Vários experimentos foram instalados em três épocas (safrinha/96, safra normal 96/97 e safrinha/97), na região sul do Estado de Mato Grosso, nos Municípios de Campo Verde, Primavera do Leste, Rondonópolis, Serra da Petrovina e Santo Antônio do Leverger. Foram avaliados 43 híbridos comerciais de milho, sendo 12 nos ensaios de safrinha/96, 16 nos ensaios de safra normal 96/97 e 15 nos ensaios de safrinha/97. Utilizou-se o delineamento em blocos ao acaso, com três repetições. Cada parcela foi composta de quatro linhas de 5,20 m de comprimento, espaçadas 0,80 a 0,90 m entre linhas e 0,20 m entre plantas. Somente as duas linhas centrais foram utilizadas como parcela útil.

Nos ensaios de safrinha/96, a produtividade média geral foi de 2.956,51 kg/ha, cujos cinco híbridos mais produtivos foram C-701 (3.374,91 kg/ha), C-

505 (3.344,53 kg/ha), XL-604 (3.313,72 kg/ha), C-435 (3.232,82 kg/ha) e XB-995074 (3.245,43 kg/ha). Nos ensaios de safra normal 96/97, a média geral foi de 3.961,19 kg/ha e os cinco melhores, em ordem decrescente, foram D-657 (4.737 kg/ha), AVANT (4.545,62 kg/ha), STAR (4.456,25 kg/ha), Z-8501 (4.092,41 kg/ha) e Z-8452 (4.090,00 kg/ha). Os cultivares que apresentaram a maior produtividade média nos ensaios de safrinha/97 foram D-657 (5.736,71 kg/ha), XL-345 (5.531,12 kg/ha), Z-8392 (5.499,93 kg/ha), D-766 (5.493,55 kg/ha) e Z-8501 (5.450 kg/ha), cuja média geral foi de 5.178,03 kg/ha.

De acordo com as análises individuais, houve baixas ocorrências das lagartas-elasma e do cartucho. A broca-da-cana atingiu proporções (valores chegando a mais de 15% das plantas) que podem constituir futuros problemas, mas, ainda, esse assunto carece de mais estudos. A *Phaeosphaeria maydis* foi o patógeno que mais se destacou, seguido pelas helmintosporioses causadas por *Bipolaris maydis* e *Bipolaris zeicola*. As ferrugens ocorreram marcadamente no ensaio de safrinha/97, mas, nos demais ensaios, ela apareceu muito desuniformemente. A porcentagem de plantas acamadas não apresentou grandes valores, não constituindo problema; no entanto, a porcentagem de quebramento exibiu valores de até 25% das plantas. Constatou-se alta porcentagem de espigas atacadas por lagartas e por doenças causadoras de podridões de espigas (valores chegando a mais de 90%). As podridões podem constituir fator limitante à produtividade, contribuindo significativamente para sua queda; no entanto, mais estudos são necessários.

Apesar de ser detectado efeito significativo para a interação genótipos x ambientes, foi possível estabelecer grupos de ambientes, pelo método tradicional, cuja interação fosse não-significativa. A interação do tipo complexa foi predominante nos casos em que houve interação genótipos x ambientes significativa. O estabelecimento de sub-regiões de acordo com o comportamento de genótipos nos ambientes, apesar de ser estatisticamente fácil, foi de pouca consistência devido ao fato de a classificação de um ambiente ser ora dentro de um subgrupo, ora fora do subgrupo ou isolado.

A metodologia proposta para estratificação de ambientes baseada na técnica multivariada de análise de fatores mostrou-se eficiente em reunir locais pela similaridade de desempenho dos cultivares. Essa metodologia também se mostrou com potencial para o estudo da adaptabilidade dos cultivares, sendo mais eficiente que os métodos tradicionais, por analisar a adaptabilidade de acordo com os grupos de ambientes, estabelecidos no processo de estratificação de ambientes.

A metodologia proposta para avaliação da capacidade representativa de locais mostrou-se eficiente na determinação da capacidade de representatividade de locais, com a vantagem da facilidade de interpretação e execução. Essa metodologia também indicou qual o melhor ambiente capaz de substituir o local de melhor capacidade geral de representatividade, quando este apresentar algum imprevisto ou problema.

Praticamente, todos os híbridos testados apresentaram ampla adaptabilidade e boa estabilidade segundo a metodologia de EBERHART e RUSSELL (1966). A metodologia de CARNEIRO (1998), baseada em LIN e BINNS (1988), foi mais discriminante que a de EBERHART e RUSSELL (1966). De modo geral, concluiu-se que: a) no ensaio de safrinha/96, os melhores híbridos foram XL 604 e C 701, pelas análises univariadas, considerando-se apenas a produtividade de grãos e, no contexto multivariado, o C-435; b) no ensaio de safra normal 96/97, os híbridos D 657 e AVANT foram os melhores em todos os procedimentos; e c) no ensaio de safrinha/97, os melhores foram D 657, XL 345 e Z 8392, nas análises univariadas, enquanto no método multivariado os melhores foram os híbridos Z-8452 e Z-8501.

As diferentes metodologias de classificação baseadas no índice de seleção proporcionaram diferentes resultados. O método multiplicativo, proposto por SUBANDI et al. (1973), apresentou correlações positiva e significativa com os resultados das análises de estabilidade e adaptabilidade multivariadas, para condições gerais, propostas por CARNEIRO (1998). Os melhores híbridos, considerando-se apenas a metodologia multiplicativa, foram C 435 e EXCELER

(safrinha/96), D 657 e D 556 (safra normal 96/97) e D 556 e Z 8501 (safrinha/97).

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ALLARD, R.W.; BRADSHAW, A.D. Implications of genotype-environmental interactions in applied plant breeding. **Crop Science**, v.4, p. 503-8, 1964.
- AMORIM, L. Avaliação de doenças. **Manual de fitopatologia**. 3. ed. São Paulo, SP: CERES, 1995. v.1, p.660.
- ARIAS, E. R. A. **Adaptabilidade e estabilidade das cultivares de milho avaliadas no Estado de Mato Grosso do Sul e avanço genético obtido no período de 1986/87 a 1993/94**. Lavras, MG: UFLA, 1996. 118f. Tese (Doutorado em Agronomia) – Universidade Federal de Lavras, 1996.
- BANZATTO, D.A.; KRONKA, S.N. **Experimentação agrícola**. Jaboticabal, SP: FUNEP, 1992. 247 p.
- CARNEIRO, P.C.S. **Novas metodologias de análise da adaptabilidade e estabilidade de comportamento**. Viçosa, MG: UFV, IUN, 1998. 168f. Tese (Doutorado em Genética e Melhoramento) – Universidade Federal de Viçosa, 1998.
- CARVALHO, R.P.L. **Danos, flutuação da população, controle e comportamento de *Spodoptera frugiperda* e susceptibilidade de diferentes genótipos de milho em condições de campo**. Piracicaba, SP: ESALQ/USP, 1970. 170f. Tese (Doutorado em Agronomia) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, 1970.
- CARVALHO, R.P.L. Pragas do milho. In: PATERNIANI, E.; VIÉGAS, G.P. (Eds.). **Melhoramento e produção de milho**. Campinas, SP: Fundação Cargill, 1987. v.2, cap.15, p.637-712.

- CARVALHO, B.C.L. et al. Adaptabilidade e estabilidade de cultivares de milho no nordeste brasileiro no ano de 1998. In: REUNIÓN LATINOAMERICANA DEL MAÍZ, 18, Sete Lagoas, 1999. **Memórias ...** Sete Lagoas, MG: EMBRAPA, 1999. p.225-231.
- CASTOLDI, F.L. **Comparação de métodos multivariados aplicados na seleção em milho.** Viçosa, MG: UFV, IUN, 1997. 118f. Tese (Doutorado em Genética e Melhoramento)– Universidade Federal de Viçosa, 1997.
- COELHO, A.M. et al. Estimativas da estabilidade de produção em cultivares de milho para o Estado de Minas Gerais. **Pesq. Agrop. Bras.**, v.23, n.9, p.1015-24, 1988.
- CORRÊA, E.A. et al. Avaliação de cultivares de milho para a “safrinha” na região centro-sul em 1996. In: SEMINÁRIO SOBRE A CULTURA DO MILHO “SAFRINHA”, 4, Assis, SP, 1997. **Anais ...** Assis, SP: [s.n.], 1997. p.135-139
- CORRÊA, E.A. et al. Avaliação de cultivares de milho para a “safrinha” na região centro-sul. In: SEMINÁRIO SOBRE A CULTURA DO MILHO “SAFRINHA”, 3, Assis, 1995. **Resumos ...** Assis, SP: [s.n.], 1995. p.77-81.
- COSTA, S.N. da. **Interação cultivares de milho (*Zea mays*, L.) x anos x localidade nos Estados do Piauí e Maranhão, Brasil.** Piracicaba, SP: ESALQ/USP, 1976. 82f. Dissertação (Mestrado em Genética e Melhoramento) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, 1976.
- CRUZ, C.D. **Aplicação de algumas técnicas multivariadas no melhoramento de plantas.** Piracicaba: ESALQ/USP, 1990. 188f. Tese (Doutorado em Agronomia – Genética e Melhoramento de Plantas) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, 1990.
- CRUZ, C.D. **Programa GENES – Aplicativo computacional em genética e estatística.** Viçosa, MG: UFV, IUN, 1997. 442 p.
- CRUZ, C.D.; CASTOLDI, F. Decomposição da interação genótipos x ambientes em partes simples e complexa. **Revista Ceres**, v.38, p.422-30, 1991.
- CRUZ, C.D.; REGAZZI, A.J. **Modelos biométricos aplicados ao melhoramento genético.** Viçosa, MG: UFV, IUN, 1997. 390 p.
- CRUZ, C.D.; TORRES, R.A.; VENCOSKY, R. An alternative approach to the stability analysis proposed by Silva e Barreto. **Rev. Bras. Genet.**, v.12, n.2, p.567-80, 1989.

- CRUZ, J.C. et al. Avaliação de cultivares de milho para “safrinha” na região centro-sul. In: SEMINÁRIO SOBRE A CULTURA DO MILHO “SAFRINHA”, 2, Assis, 1994. **Resumos...** Assis, SP: [s.n.], 1994. p. 35-40.
- DUARTE, A.P.; PATERNIANI, M.E.A.G.Z. Adaptação e estabilidade de cultivares de milho no Estado de São Paulo: Importância das avaliações regionais. In: REUNIÓN LATINOAMERICANA DEL MAÍZ, 18, Sete Lagoas, 1999. **Memórias ...** Sete Lagoas, MG: EMBRAPA, 1999. p.575-581.
- DUARTE, A.P. et al. Avaliação de cultivares e densidade populacional em milho “safrinha” no Vale do Paranapanema. In: SEMINÁRIO SOBRE A CULTURA DO MILHO “SAFRINHA”, 2, Assis, 1994. **Resumos ...** Assis, SP: [s.n.], 1994. p.49-58.
- DUARTE, A.P. et al. Doenças em espigas de milho “safrinha”. In: SEMINÁRIO SOBRE A CULTURA DO MILHO “SAFRINHA”, 4, Assis, 1997. **Anais ...** Assis, MG: [s.n.], 1997. p.129-133.
- EBERHART, S.A.; RUSSELL, W.A. Stability parameters for comparing varieties. **Crop Sci.**, v.6, n.1, p.36-40, 1966.
- EBERHART, S.A.; RUSSELL, W.A. Yield and stability for a 10-line diallel of single-cross and double cross maize hybrids. **Crop Sci.**, v.9, n.3, p.357-61, 1969.
- EBERHART, S.A.; RUSSELL, W.A.; PENNY, L.H. Double-cross hybrid prediction in maize when epistasis is present. **Crop Sci.**, v.4, p.363-66, 1964.
- EMBRAPA - Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária. **Recomendações técnicas para a cultura da soja - Região Centro-Oeste.** Brasília: EMBRAPA-SPI, 1993. p.14-20.
- FERNANDES, F.T.; OLIVEIRA, E. de. **Principais doenças na cultura do milho.** Sete Lagoas, MG: EMBRAPA-CNPMS, 2000. 80 p. (Circular Técnica, 26).
- FINLAY, K.W.; WILKINSON, G.N. The analysis of adaptation in a plant-breeding program. **Aust. J. of Agric. Res.**, v.14, n.6, p.742-54, 1963.
- GAMA, E.E.G. et al. A situação atual da cultura do milho no Brasil – Produção e pesquisa. In: REUNIÓN LATINOAMERICANA DEL MAÍZ, 18, Sete Lagoas, 1999. **Memórias ...** Sete Lagoas, MG: EMBRAPA, 1999. p.27-33.
- GASSEN, D.N. **Manejo de pragas associadas à cultura do milho.** Passo Fundo, RS: [s.n.], 1996. 134 p.

- GORDÓN, R.M.; CAMARGO, I.B. Estimación y comparación de parámetros de estabilidad para determinar estimación y comparación de parámetros de estabilidad para determinar la respuesta de rendimiento de grano en cultivares de maíz, Panamá, 1996-98. In: REUNIÓN LATINOAMERICANA DEL MAÍZ, 18, Sete Lagoas, 1999. **Memórias ...** Sete Lagoas, MG: EMBRAPA, 1999. p.413-420.
- GRIFFING, B. Concept of general and specific combining ability in relation to diallel crossing systems. **Austr. J. Biol. Sci.**, v.9, p.463-493, 1956.
- HAZEL, L.N. The genetic basis for constructing selection indexes. **Genetics**, v.28, p.476-90, 1943.
- IBEGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Anuário Estatístico do Brasil**, v. 58, p. 3-31, 1998.
- JONES, D.F. Heterosis and homeostasis in evolution and in applied genetics. **American Naturalist**, v.92, p.321-28, 1958.
- JOHNSON, R.A.; WICHERN, D.W. **Applied Multivariate Statistical Analysis**. New Jersey-USA: Englewood Cliffs, 1992. 642 p.
- LEAL, M.L.S. et al. Adaptabilidade e estabilidade de híbridos de milho no nordeste brasileiro no ano de 1998. In: REUNIÓN LATINOAMERICANA DEL MAÍZ, 18, Sete Lagoas, 1999. **Memórias ...** Sete Lagoas, MG: EMBRAPA, 1999. p.219-224.
- LIN, C.Y. Index selection for genetic improvement of quantitative characters. **Theor. Appl. Genet.**, v.52, p.49-56, 1978.
- LIN, C.S.; BINNS, M.R. A superiority measure of cultivar performance for cultivar x location data. **Can. J. Plant Sci.**, v.68, n.3, p.193-8, 1988.
- MACHADO, V. et al. Estabilidad del desempeño de cultivares comerciales de maíz bajo condiciones de época alternativa de siembra, en Paraguay. In: REUNIÓN LATINOAMERICANA DEL MAÍZ, 18, Sete Lagoas, 1999. **Memórias...** Sete Lagoas, MG: EMBRAPA, 1999. p.295-302.
- MIRANDA, P.; COSTA, S.N. da. Competição de cultivares de milho no nordeste (1967, 1968). In: SEMINÁRIO BRASILEIRO DE SEMENTES, Recife, 1970. **Anais ...** Recife, PE: [s.n.], 1970. p.214-31.
- MIRANDA, P.; COSTA, S.N. da. Competição de cultivares de milho no nordeste (1969, 1970, 1971). In: REUNIÃO BRASILEIRA DO MILHO, Recife, 1972. **Anais ...** Recife, PE: [s.n.], 1972. p.170-84.

- MONTEIRO, J.A. et al. Produção de milho no Brasil - Realidade e perspectivas. In: CONGRESSO NACIONAL DE MILHO E SORGO, 19, Porto Alegre, 1992. **Conferências ...** Porto Alegre, RS: [s.n.], 1992. p.100-1.
- MÔRO, J.R. Avaliação de quinze sintéticos de milho (*Zea mays* L.) em cruzamentos dialélicos. Piracicaba, SP: ESALQ/USP, 1987. 65f. Tese (Livre Docência) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, 1987.
- MULAMBA, N.N.; MOCK, J.J. Improvement of yield potential of the Eto Blanco maize (*Zea mays* L.) population by breeding for plant traits. **Egypt J. Gen. Cytol.**, v.7, p.40-51, 1978.
- NASPOLINI FILHO, V. **Variabilidade fenotípica e estabilidade em híbridos simples, híbridos duplos, variedades e compostos de milho (*Zea mays* L.)**. Piracicaba, SP: ESALQ/USP, 1975. 68f. Dissertação (Mestrado em Genética e Melhoramento) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, 1975.
- OLIVEIRA, M.D.X. de; FORNASIERI FILHO, D. Época de semeadura de milho “safrinha” para a região centro-norte do Estado de Mato Grosso do Sul. In: SEMINÁRIO SOBRE A CULTURA DO MILHO “SAFRINHA”, 5, Barretos, 1999. **Anais ...** Barretos, SP: [s.n.], 1999. p.77-86.
- OLIVEIRA, M.D.X. de et al. Avaliação de cultivares de milho “safrinha” no Estado de Mato Grosso do Sul: resultados do ano de 1998. In: SEMINÁRIO SOBRE A CULTURA DO MILHO “SAFRINHA”, 5, Barretos, 1999. **Anais...** Barretos, SP: [s.n.], 1999. p.87-94.
- PACHECO, C.A.P. **Avaliação de progênies de meios irmãos da população de milho CMS-39 em diferentes condições de ambiente; 2º ciclo de seleção**. Lavras, MG: ESAL, 1987. 109f. Dissertação (Mestrado em Genética e Melhoramento) – Escola Superior de Agricultura de Lavras, 1987.
- PACHECO, C.A.P. **Associação das metodologias de análise dialélica de Griffing e de análise de adaptabilidade e estabilidade de Eberhart e Russel**. Viçosa, MG: UFV, DGU, 1997. 118f. Tese (Doutorado em Genética e Melhoramento) – Universidade Federal de Viçosa, 1997.
- PATERNIANI, E. Comportamento de milhos de porte baixo em duas densidades de plantio. In: RELATÓRIO CIENTÍFICO DO DEPARTAMENTO DE GENÉTICA, ESALQ/USP. Piracicaba, SP: ESALQ/USP, 1971. n. 5, p.133-5.
- PATERNIANI, M.E.A.G.Z. et al. Estabilidade e adaptabilidade de híbridos de milho resultantes de um dialelo de linhagens em condições de alta severidade de mancha de *Phaeosphaeria*. In: REUNIÓN LATINOAMERICANA DEL MAÍZ, 18, Sete Lagoas, 1999. **Memórias ...** Sete Lagoas, MG: EMBRAPA, 1999. p.203-209.

- PELUZIO, J.B.E. **Utilização de métodos multivariados na seleção em milho**. Viçosa, MG: UFV, IUN, 1999. 119f. Tese (Doutorado em Genética e Melhoramento) – Universidade Federal de Viçosa, 1999.
- PEREIRA, O.A.P. Análise da situação atual de doenças no Brasil e disponibilidade de germoplasma resistente. In: AYALA e MÔRO (Eds.). **Produção e melhoramento do milho**. Jaboticabal, SP: UNESP/FUNEP, 1995. p.75-80.
- PEREIRA, O.A.P. Doenças do milho. In: KIMATI et al. (Eds.). **Manual de fitopatologia**. 3. ed. São Paulo, SP: Agronômica Ceres, 1997. 2 v, p.538-555.
- PESEK, J.; BAKER, R.J. Desired improvement in relation to selected indices. **Can. J. Plant Sci.**, v.49, p.803-4, 1969.
- PLAISTED, R.L.; PETERSON, L.C. A technique for evaluating the ability of selection to yield consistently in different locations or seasons. **Am. Potato J.**, v.36, n.6, p.381-5, 1959.
- RAMALHO, M.A.P.; SANTOS, J.B. dos; ZIMMERMANN, M.J. de O. **Genética Quantitativa em plantas autógamas: aplicações ao melhoramento do feijoeiro**. Goiânia, GO: UFG, 1993. 271 p.
- REIS, E.M.; CASA, R.T **Manual de identificação e controle de doenças de milho**. Passo Fundo, RS: Aldeia Norte Editora, 1996. 80 p.
- RESENDE, M.D.V. de.; SOUZA JUNIOR, C.L. de. Tamanho de parcela e número de repetições ideais para avaliação de progênies de milho (*Zea mays* L.) em solos sob cerrado e fértil. In: CONGRESSO NACIONAL DE MILHO E SORGO, 19, Porto Alegre, 1992. **Resumos ...** Porto Alegre, RS: [s.n.], 1992. p.15.
- RIBEIRO, P.H.E. et al. Adaptabilidade e estabilidade de cultivares de milho avaliados em diferentes condições ambientais do Estado de Minas Gerais. In: REUNIÓN LATINOAMERICANA DEL MAÍZ, 18, Sete Lagoas, 1999. **Memórias ...** Sete Lagoas, MG: EMBRAPA, 1999. p.251-260.
- ROBERTSON, A. **Experimental design on the measurement of heritabilities and genetic correlations**. **Biometrical Genetics**. New York: Pergamon Press, 1959. 186 p.
- ROSBACO, V.F.; BABBONI, E.S. de Homeostasis em híbridos simples, híbridos dobles y variedades de maiz. **SÉRIE TÉCNICA ESTACIÓN EXPERIMENTAL AGROPECUARIA PARANÁ**, Argentina, 1968. v. 24, 16p.

- RUSCHEL, R. **Interação genótipos x localidades na região Centro-Sul em milho (*Zea mays* L.)**. Piracicaba, SP: ESALQ/USP, 1968. 60 p. Dissertação (Mestrado em Genética e Melhoramento) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, 1968.
- RUSCHEL, R. Influência das condições ambientais na produção de cultivares de milho originados por diferentes métodos. **Pesq. Agrop. Bras.**, v.5, p.243-50, 1970.
- RUSCHEL, R. et al. **Recomendação de cultivares de milho para o Estado de Goiás**. Goiânia, GO: EMGOPA, 1987. 40 p. (Circular Técnico, 12).
- SALAZAR, F. Estimación de la adaptabilidad de siete variedades de maíz tolerantes a suelo ácido del Cimmyt en 20 ambientes utilizando diferentes metodologías de análisis estadísticos. In: REUNIÓN LATINOAMERICANA DEL MAÍZ, 18, Sete Lagoas, 1999. **Memórias ...** Sete Lagoas, MG: EMBRAPA, 1999. p.559-566.
- SILVA, E.C. **Classificações ambientais para controlar a interação genótipo x ambiente com aplicação à cultura do trigo (*Triticum aestivum* L.) no Rio Grande do Sul**. Piracicaba, SP: ESALQ, 1981. 76f. Tese (Doutorado em Agronomia – Estatística) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, 1981.
- SILVA, J.G.C.; BARRETO, J.N. Aplicação da regressão linear segmentada em estudos da interação genótipo x ambiente. In: SIMPÓSIO DE EXPERIMENTAÇÃO AGRÍCOLA, 1, Piracicaba, 1985. **Anais...** Piracicaba, SP: ESALQ/USP, 1985. p.49-50.
- SMITH, H.F. A discriminant function for plant selection. **Ann. Eugen.**, v.7, p.240-50, 1936.
- SOUZA, E.D. **Resultados de pesquisa com a cultura do milho no ano agrícola de 1992/93**. Cuiabá, MT: EMPAER-MT, 1994. p.22. (Documentos).
- SOUZA, E.D.; MUNIZ, J.A. Avaliação de cultivares de milho para o Estado de Mato Grosso no ano agrícola 1994/95. In: CONGRESSO NACIONAL DE MILHO E SORGO, 21, Londrina, 1996. **Resumos ...** Londrina, PR: 1996. p.83.
- SPRAGUE, G.F.; FEDERER, W.T. A comparison of variance components in corn yield trial: II Error, year x variety, location x variety and variety components. **Agron. J.**, v.43, n.11, p.535-41, 1951.

- SUBANDI, W.; COMPTON, A.; EMPIG, L.T. Comparison of the efficiencies of selection indices for three traits in two variety crosses of corn. **Crop Sci.**, v.13, p.184-6, 1973.
- TAI, G.C.C. Genotypic stability analysis and its application to potato trials. **Crop Sci.**, v.11, n.2, p.184-90, 1971.
- VENCOVSKY, R. Herança quantitativa. In: PATERNIANI, E. (Ed.). **Melhoramento e produção do milho no Brasil**. Campinas, SP: Fundação Cargill, 1978. Cap.5, p.122-201.
- VENCOVSKY, R.; CRUZ, D.C. Comparação de métodos de correção do rendimento de parcelas com estandes variados. I. Dados simulados. **Pesq. Agrop. Bras.**, v.26, n.5, p.647-57, 1991.
- VERMA, M.M.; CHAHAL, G.S.; MURTY, B.R. Limitations of convencional regression analysis: a proposed modification. **Theor. Appl. Genet.**, v.53, n.2, p.89-91, 1978.
- VERONESI, J.A. **Comparação de métodos e avaliação da adaptabilidade e estabilidade de comportamento de vinte genótipos de milho (*Zea mays* L.) em dez ambientes do Estado de Minas Gerais**. Viçosa, MG: UFV, IUN, 1995. 90f. Dissertação (Mestrado em Genética e Melhoramento) – Universidade Federal de Viçosa, 1995.
- WEATHERSPOON, J.H. Comparative yield of single, three way, and double crosses of maize. **Crop Sci.**, v.10, n.2, p.157-59, 1970,
- WILLIAMS, J.S. The evaluation of a selection index. **Biometrics**, v.18, p.375-93, 1962.
- YATES, F.; COCHRAN, W.G. The analysis of group of experiments. **J. Agric. Sci.**, v.28, n.3, p.556-80, 1938.

