SELEÇÃO DE GENÓTIPOS DE MILHO (*zea mays*, L.)
EM SOLOS CONTRASTANTES

MARCOS DEON VILELA DE RESENDE
Engenheiro Agrônomo

Orientador: Prof. Dr. CLÁUDIO LOPES DE SOUZA JÚNIOR

Dissertação apresentada à Escola
Superior de Agricultura "Luiz de
Queiroz", da Universidade de São
Paulo, para obtenção do título
de Mestre em Agronomia, Área de
Concentração: Genética e Melhora
mento de Plantas.

PIRACICABA
Estado de São Paulo - Brasil
Dezembro - 1989

Ficha catalográfica preparada pela Seção de livros da
Divisão de Biblioteca e Documentação - PCAP/USP

R433s Resende, Marcos Deon Vilela de .
 Seleção de genótipos de milho (Zea mays L.) em
 solos contrastantes. Piracicaba, 1989.
 212p.

Diss.(Mestre) - ESALQ
Bibliografia.

1. Milho - Genótipo - Seleção 2. Milho - Intera
ção genótipo - Ambiente 3. Milho - Melhoramento
4. Milho - Solo I. Escola Superior de Agricultura
Luiz de Queiroz, Piracicaba.

CDD 633.15

SELEÇÃO DE GENÓTIPOS DE MILHO (*Zea mays*, L.)
EM SOLOS CONTRASTANTES

Marcos Deon Vilela de Resende

Aprovada em: 13.03.90

Comissão Julgadora:

Prof. Dr. Cláudio Lopes de Souza Júnior ESALQ/USP

Prof. Dr. José Branco de Miranda Filho ESALQ/USP

Dr. Elto Eugênio Gomes e Gama CNPMS/EMBRAPA

Prof. Dr. CLAUDIO LOPES DE SOUZA JÚNIOR
Orientador

Aos meus pais Augusto e Neyme
e aos meus irmãos Márcio, Mário, Tida e Álvaro

OFEREÇO.

À minha esposa ROSÂNGELA

DEDICO.

AGRADECIMENTOS

- A DEUS, fonte de vida, luz e inspiração.
- Ao Prof. Dr. CLÁUDIO LOPES DE SOUZA JÚNIOR, pela orientação segura, amizade e incentivo.
- A Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária - EMBRAPA, particularmente ao Centro Nacional de Pesquisa de Milho e Sorgo - CNPMS - na pessoa de seu chefe geral Antônio F.C. Bahia Filho e de seu chefe técnico José Carlos Cruz, pelo fornecimento dos dados utilizados no presente trabalho.
- A equipe de melhoristas do Centro Nacional de Pesquisa de Milho e Sorgo, Drs: Elto Eugênio Gomes e Gama, Ricardo Magnavaca, Manoel Xavier dos Santos, Cleso Antonio Patto Pacheco, Sidney Neto Parentoni e Maurício Antônio Lopes pelo auxílio e atenção dispensados.
- Ao Dr. Manoel Xavier dos Santos pela orientação e iniciação ao melhoramento do milho.
- Ao Prof. Dr. Magno Antônio Patto Ramalho pela iniciação científica.
- Ao Prof. Dr. Isaías Olívio Geraldi pelos ensinamentos, amizade, companheirismo e auxílios prestados.
- Ao Prof. Dr. José Branco de Miranda Filho pelos conhecimentos transmitidos durante o curso e amizade.
- Ao Departamento e Instituto de Genética da ESALQ/USP, na pessoa de seu diretor Prof. Dr. Roland Vencovsky, pelas facilidades concedidas.

- À Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES), pela bolsa de estudos concedida.
- Aos Docentes do Departamento de Genética pelos ensinamentos.
- Ao Sr. José Luís Zem do Setor de Informática do Departamento de Genética pelo grande auxílio prestado na elaboração de programas.
- Às Bibliotecárias do Departamento de Genética, Sras. Nilce T. Puga e Terezinha J.L. Barrete, pela colaboração e amizade.
- À Sra. Carmen M. Fernandes, na qualidade de Secretária do Departamento de Genética, pelas contribuições.
- À Rosângela Maria Simeão Resende pelo apoio e incentivo constantes.
- A todos os amigos e colegas de curso pelo convívio e amizade.

ÍNDICE

	Página
RESUMO	ix
SUMMARY	xii
1. INTRODUÇÃO	01
2. REVISÃO DE LITERATURA	05
2.1. Acidez dos solos dos cerrados e efeitos do alumínio tóxico no milho	05
2.2. Variabilidade genética e tolerância ao alu mínio em milho	10
2.3. Seleção recorrente intrapopulacional em mi lho	15
2.3.1. Seleção recorrente intrapopulacional envolvendo progênies de meios ir- mãos	17
2.3.2. Estimativas da variância genética em populações de milho	19
2.3.3. Correlações entre caracteres princi- pais do milho e respostas correlacio nadas na seleção	28
2.4. Interação genótipo x ambiente e implica- ções nos processos de seleção	35
3. MATERIAL E MÉTODOS	46
3.1. Material	46
3.2. Métodos	47
3.2.1. Execução experimental e análise es- tatística dos dados	47
3.2.2. Análise de variância e estimativa de parâmetros genéticos e fenotípicos.	49

3.2.3. Análise de covariância e estimativas de correlações entre caracteres	57
3.2.4. Estimativas das correlações genéticas de um ambiente para outro e desdobramento da interação	64
3.2.5. Progressos e respostas correlacionadas esperados com seleção	67
3.2.6. Estudos relativos a tamanho de parcela	72
4. RESULTADOS E DISCUSSÃO	75
4.1. Médias e resultados gerais dos experimentos	75
4.2. Parâmetros genéticos e fenotípicos	82
4.2.1. Peso de espigas	82
4.2.2. Altura da planta	87
4.2.3. Altura da espiga	90
4.2.4. Dias para florescimento masculino ..	93
4.2.5. Índice de espigas	96
4.3. Correlações entre caracteres	98
4.4. Progressos genéticos esperados com seleção.	109
4.4.1. Caráter peso de espigas	111
4.4.2. Caracteres de alta herdabilidade ...	114
4.5. Respostas correlacionadas esperadas com seleção	119
4.5.1. Dias para florescimento - Altura da planta	119
4.5.2. Dias para florescimento - Altura da espiga	121
4.5.3. Dias para florescimento - Peso de espigas	122
4.5.4. Dias para florescimento - Índice de espigas	124

4.5.5. Altura da planta - Altura da espiga	125
4.5.6. Altura da planta - Peso de espigas.	126
4.5.7. Altura da espiga - Peso de espigas.	128
4.5.8. Índice de espigas - Peso de espigas.	129
4.5.9. Altura da planta - Índice de espigas	132
4.5.10. Altura da espiga - Índice de espigas	133
4.6. Estudos relativos a tamanho de parcela	135
5. CONCLUSÕES	142
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	147
TABELAS	173
FIGURAS	198
APÊNDICE	208

SELEÇÃO DE GENÓTIPOS DE MILHO (*Zea mays*, L.)
EM SOLOS CONTRASTANTES

Autor: MARCOS DEON VILELA DE RESENDE
Orientador: Prof. Dr. CLÁUDIO LOPES DE SOUZA JÚNIOR

RESUMO

O presente trabalho refere-se a: i. avaliação do comportamento de progênies de meios-irmãos da variedade BR 108 em solo sob cerrado e fértil com referência especial aos progressos e respostas correlacionadas, diretos e indiretos, com seleção em cinco caracteres objetivando fornecer subsídios a programas de seleção recorrente dirigidos a obtenção de materiais adaptados a solos sob cerrado e/ou com ampla adaptação e ii. estudos relacionados a tamanho ótimo de parcela para avaliação de progênies nos dois tipos de solos.

Utilizou-se da metodologia proposta por SOUZA JÚNIOR & VENCovsky (1989a e b) para ambientes contrastantes (modelo misto), a partir da qual estimaram-se parâmetros genéticos e fenotípicos, e progressos e respostas correlacionadas esperados com seleção. Para estudos relativos a tamanho de parcela utilizou-se da metodologia proposta por EBERHART (1970).

As magnitudes das estimativas das variâncias

genéticas aditivas mostraram que a variabilidade genética no cerrado, para os caracteres peso de espigas e altura da espiga apresentou-se baixa em relação à verificada no fértil, o que não ocorreu para altura da planta e dias para florescimento masculino, enquanto que para índice de espigas a variabilidade no cerrado mostrou-se praticamente nula. As magnitudes das estimativas da variância da interação progênes x ambientes apresentaram-se desprezíveis para altura da planta e da espiga, dias para florescimento e índice de espigas, e elevadas para peso de espigas revelando uma baixa correlação entre médias de progênes nos dois ambientes para este caráter. Isto indica que para peso de espigas são necessários programas em separado para cada ambiente ou avaliação simultânea nos dois ambientes, enquanto que para os demais caracteres a seleção em qualquer dos ambientes conduz a resultados desejáveis em ambos ambientes.

Os progressos genéticos esperados com seleção revelaram que para peso de espigas a seleção indireta (seleção em um ambiente e resposta em outro) apresenta baixa eficiência, verificando-se que para o cerrado a seleção na média dos ambientes ou no próprio conduz a melhores resultados, enquanto que para produtividade média em ambos ambientes a melhor situação é a seleção baseada na média, ou no ambiente fértil quando da impossibilidade de utilização dos dois ambientes. Para os caracteres altura da planta e da espiga e dias para florescimento a seleção pode ser realizada

em qualquer dos ambientes conduzindo a bons resultados, enquanto que para índice de espigas a seleção torna-se possível apenas no solo fértil.

Baseando-se nas respostas correlacionadas envolvendo as dez combinações entre os caracteres, indica-se o cerrado para prática da seleção nos caracteres altura da planta e da espiga por conduzirem a respostas correlacionadas de menores magnitudes nos caracteres peso de espigas e índice de espigas, e qualquer dos ambientes para seleção em dias para florescimento masculino. Assim sendo, a obtenção e recombinação das progênies deverá ser realizada no cerrado quando da não consideração do caráter índice de espigas, e caso contrário, deverá ser realizada no fértil.

Para o caráter peso de espigas, os estudos relativos a tamanho de parcela revelaram a necessidade de se aumentar o número de plantas por parcela no cerrado, em relação ao utilizado no fértil.

SELECTION OF MAIZE GENOTYPES (*Zea mays*, L.)
UNDER CONTRASTING SOILS

Author: MARCOS DEON VILELA DE RESENDE
Adviser: Prof. Dr. CLAUDIO LOPES DE SOUZA JÚNIOR

SUMMARY

The present work was done in order to: i. evaluate the performance of half-sib progenies of the BR-108 variety grown on "cerrado" soil and fertile soil, with special reference to the expected gain and correlated response, with selection based on five traits with the purpose of furnishing support to recurrent selection programs aimed to obtain genotypes adapted to "cerrado" soils and/or with broad adaptation, ii. studies of the optimum plot size for progenies testing on both soils.

The methodology proposed by SOUZA JÚNIOR & VENCovsky (1989a e b) for contrasting environments (mixed model) was used, with which genetic and phenotypic parameters and expected correlated gain and response with selection were estimated. For plot size study methodology proposed by EBERHART (1970) was used.

The magnitude of the estimates for additive genetic variance showed that genetic variability of ear weight and ear height were lower on "cerrado" soil than on

fertile soil, but were not so for plant height and days to tasselling. Variability of prolificacy on "cerrado" was practically null. The magnitude of the estimates of the variance for progeny - environment interactions were negligible for plant and ear height, days to tasselling and prolificacy, but high for ear weight which indicates poor correlation of progeny averages from both environments for this trait. This indicates that separate or simultaneous progeny testing for ear weight is necessary for selection in both environments, while selection for the other traits, in either environment, leads to desirable results in both environments.

The expected genetic gain with selection indicate that indirect selection (selection in one environment and response in the other one) for ear weight showed itself inefficient. Thus, for "cerrado", selection by average values of both environments or only of "cerrado" leads to better results, whereas the best situation for selection for average yield for both environments is to use average values of both environments or of the fertile soil, when trials in both environments are not possible. As for the traits plant and ear height and days to tasselling, selection can be carried out in both environments with good results, whereas for prolificacy, selection is possible only on fertile soil.

Based on the correlated responses involving the ten combinations among traits, the "cerrado" is

indicated for selection on plant and ear height since this leads to smaller values of correlated responses to ear weight and prolificacy, whereas either environment is indicated for selection for tasselling date. Thus, the production and recombination of progenies should be carried out on "cerrado" whenever the trait prolificacy is not considered but, on the contrary should be done on fertile soil.

The studies regarding to plot size revealed for the trait ear weight, the need to increase the number of plants per plot in the "cerrado" in relation to that used in the fertile soil.

1. INTRODUÇÃO

O milho (*Zea mays* L.) possui grande variabilidade genética, a qual lhe confere adaptabilidade às mais diversas condições ambientais. Isso possibilita que seja cultivado universalmente, desempenhando papel relevante na alimentação humana e animal (PATERNIANI, 1985).

No Brasil, o milho é plantado em todo o território, apesar das grandes diferenças ambientais existentes. Compondo essa grande diversidade ambiental, estão os solos sob vegetação de savana denominada cerrado, a maioria dos quais são fortemente ácidos e correspondem a 1,8 milhões de km² do território brasileiro (LOPES & COX, 1977). O cultivo do milho nos solos dos cerrados apresenta sérios problemas devidos aos efeitos do alumínio tóxico, o qual afeta seriamente o desenvolvimento de raízes, a eficiência na utilização de água e nutrientes e o desenvolvimento da planta de maneira geral. O desenvolvimento de genótipos mais adapta-

dos a esse tipo de solo constitui uma alternativa bastante promissora para uma utilização mais efetiva de grandes extensões de terra do país.

Dentre os vários processos de seleção empregados no melhoramento do milho, a seleção recorrente é o principal, uma vez que leva a obtenção de variedades melhoradas e é complementar ao método dos híbridos, pois o aumento da frequência dos alelos favoráveis nas populações conduz também ao melhoramento de híbridos delas obtidos. A seleção recorrente conduzida em solos férteis (sem alumínio tóxico) tem sido amplamente utilizada no Brasil (PATERNIANI, 1967; 1968; MIRANDA et alii, 1977; SAWAZAKI, 1979; POMMER & GERALDI, 1983; PATERNIANI & MIRANDA FILHO, 1987; CANTON, 1988).

Por outro lado, programas de seleção recorrente incluindo avaliação de progênies em solos com alumínio tóxico raramente têm sido conduzidos. NASPOLINI FILHO et alii (1980), avaliaram progênies de meios irmãos da população de milho CMS 14, simultaneamente em solo com fertilidade média e baixa saturação de alumínio, e em solo com alta saturação de alumínio e baixos níveis de fósforo, cálcio e magnésio, sob cerrado. Constataram que para o caráter produção de grãos, o progresso esperado com seleção em solos sob cerrado mostrou-se três vezes menor que no solo com baixa saturação de alumínio. AGUIAR (1986) avaliou progênies de meios irmãos

da população CMS 39 em três locais: Lavras (solo fértil), Ijaci (solo fértil) e Sete Lagoas (solo sob cerrado), tendo verificado que o progresso com seleção para produção de grãos no cerrado, correspondeu a 77% dos progressos verificados nos solos férteis, e que dentre 40 progênies selecionadas na média dos três locais, apenas uma fazia parte das superiores nos três locais isoladamente.

Do exposto acima, verifica-se que os trabalhos realizados com seleção recorrente em solos sob cerrado, no Brasil, têm sido incipientes, tornando-se necessários estudos mais detalhados a esse respeito. Baseando-se nestes antecedentes, os objetivos do presente trabalho são:

a) Estimação dos componentes da variância e covariância genética intrapopulacionais, envolvendo progênies de meios irmãos da variedade BR 108 avaliadas em solos com e sem alumínio tóxico, utilizando-se de metodologia proposta por SOUZA JÚNIOR & VENCovsky (1989a e b) para ambientes contrastantes.

b) Obter informações sobre a variabilidade genética do material para cinco caracteres, nos dois ambientes.

c) Verificar as magnitudes dos componentes da variação progênies x ambientes e relacionar suas implicações nos processos de seleção.

d) Avaliar as magnitudes de progressos diretos e indiretos com seleção envolvendo os dois ambientes.

e) Avaliar as magnitudes das correlações e respostas correlacionadas diretas e indiretas entre cinco caracteres principais do milho, nos dois ambientes.

f) Considerando os progressos e respostas correlacionadas com seleção nos cinco caracteres, indicar opções de escolha de ambientes para obtenção e avaliação de progênies em programas de seleção recorrente intrapopulacional envolvendo solos com alta saturação de alumínio.

g) Indicar o número ideal de plantas por parcela e de repetições para avaliação de progênies de meios irmãos em solos com alta saturação de alumínio.

2. REVISÃO DE LITERATURA

2.1. Acidez dos solos dos cerrados e efeitos do alumínio tóxico no milho

Anteriormente aos anos 50, o hidrogênio (H) trocável era tido como a causa primária da acidez do solo. Atualmente, os pesquisadores têm demonstrado que o alumínio (Al) trocável é o cátion dominante em solos ácidos com pH igual ou inferior a 5,0 (COLEMAN & THOMAS, 1967). A acidez dos solos geralmente surge da hidrólise do Al na solução do solo e consequente produção de íons H (KAMPRATH, 1972).

A ocorrência de toxidez de Al é generalizada no Brasil. GOODLAND (1971) trabalhando com 110 amostras de solos de cerrado do Triângulo Mineiro, verificou que o teor médio do Al está em 75 ppm. Entretanto, BEAR (1957) considera prejudicial a muitas espécies de plantas uma concentração de 10 a 20 ppm, o que está muito aquém dos valores encontrados nos cerrados brasileiros. LOPES & COX (1977) coletaram para análises, 518 amostras da camada superficial dos so-

los numa área de 600.000 km², no Brasil Central. Observaram que o pH variou de 4,8 a 5,2 e o nível de matéria orgânica de 1,5 a 3,0%. A capacidade de troca de cátions (CTC) encontrada nesses solos foi baixa e o grau de saturação de Al alto.

Nas regiões úmidas, os solos estão sujeitos a intensa lixiviação de bases e consequente aumento da acidez. Isso condiciona a presença do alumínio, manganês e outros elementos trocáveis na solução do solo, a níveis tóxicos para as plantas ou a ponto de influenciar significativamente a retenção e disponibilidade de cationes e anions fertilizantes (SILVA, 1976).

O problema da acidez do solo é, pois, muito grande no Brasil e a correção da acidez por meio de calcário é, frequentemente difícil e anti-econômica, já que tal correção neutraliza somente os 15-30 cm superficiais do solo, o que é insuficiente para o desenvolvimento normal das raízes. Assim, uma alternativa bastante promissora é a utilização de genótipos tolerantes ao Al nesses solos ácidos. A toxicidade causada pelo alumínio é especialmente prejudicial nos subsolos ácidos, uma vez que restringe a profundidade das raízes e suas ramificações, o que causa um decréscimo na tolerância à seca e no uso de nutrientes do subsolo. O alumínio

em excesso interage com o fósforo, levando o mesmo a permanecer fixado, impedindo a sua disponibilidade para as plantas (ROY et alii, 1988).

Os sintomas gerais da toxidez do Al em plantas foram descritos por FOY et alii (1978). Os sintomas foliares assemelham-se àqueles de deficiência de fósforo e as raízes danificadas pelo alumínio tornam-se curtas, compactas e frágeis. O sistema radicular como um todo torna-se deficiente em ramificações e ineficientes na absorção de água e nutrientes.

Os efeitos da toxidez do alumínio em milho (*Zea mays* L.) têm sido reportados a partir de experimentos de campo em solos com alta saturação de alumínio, de experimentos em casa de vegetação utilizando vasos com solos ácidos e de experimentos em solução nutritiva com adição de alumínio. Em Sete Lagoas, MG, 46 linhagens de milho foram avaliadas em três níveis de saturação de alumínio no solo, estabelecidos por incorporação de diferentes quantidades de calcário. Aumentos na quantidade de calcário aumentaram proporcionalmente a produção de grãos, altura da planta e altura da espiga, enquanto que o caráter número de espigas por planta não foi afetado, conforme Naspolini Filho, citado por MAGNAVACA (1982). Em Carimagua, Colômbia, um "screening" inicial de linhagens, variedades e híbridos de milho foi conduzido em

solo com alta saturação de alumínio; sem aplicação de calcário, pouca ou nenhuma produção de grãos, ocorreu, sendo que um desenvolvimento aproximadamente normal ocorreu com a incorporação de seis toneladas de calcário por hectare (SPAIN et alii, 1974). O efeito do calcário na produção de matéria seca em milho foi estudado em solos ácidos do sul da Nigéria (ENWEZOR, 1977) verificando-se que o calcário reduziu as produções de matéria seca em todos os solos com pH superior a 5,0 tendo, no entanto, aumentado essas produções em todos os solos com pH igual ou inferior a 4,7.

Segundo FRIESEN et alii (1980), a aplicação de calcário para cultivo de milho em solos ácidos, promoveu o crescimento de raízes laterais e aumentou o comprimento das raízes. Estes resultados concordam com aqueles obtidos por SAIGUSA et alii (1980), os quais demonstraram que o comprimento e morfologia das raízes de milho cultivado em solos ácidos do Japão apresentaram-se diretamente relacionados com a acidez trocável daqueles solos.

Técnicas de solução nutritiva permitem visualizar e quantificar os efeitos do alumínio tóxico em plantas. LIGON & PIERRE (1932) estudando concentrações mínimas de alumínio que provocam toxidez em plantas de milho, verificaram que injúrias nas raízes ocorrem após três dias a uma concentração de 37 mM de Al. Os danos nas raízes aumentaram

proporcionalmente com o aumento da concentração de Al. Outros efeitos do alumínio tóxico em raízes de plantas de milho têm sido relatados, tais como severo atrofiamento, adensamento, descoloração e diminuição do comprimento de raízes primárias (RHUE & GROGAN, 1977).

O grau de toxidez de alumínio em plantas de milho, varia também com o tipo de material submetido à ação do alumínio. Em solos ácidos do Brasil, os quais não haviam recebido aplicação de calcário (55% de saturação de alumínio), foram avaliadas 363 linhagens de milho constatando-se que aos 15 e 60 dias após o plantio, morreram 19% e 70% das linhagens, respectivamente, apesar das altas doses de fertilizantes utilizadas (BAHIA et alii, 1978). Este fato reflete a alta sensibilidade das linhagens avaliadas à acidez do solo e sugere que a adaptação de materiais aos solos dos cerrados deve iniciar-se em uma fase anterior do programa de obtenção e melhoramento de híbridos, ou seja, com o melhoramento de populações.

2.2. Variabilidade genética e tolerância ao alumínio em milho

Variabilidade genética entre linhagens, híbridos e populações de milho para tolerância ao alumínio tem sido evidenciada por muitos autores (CLARK & BROWN, 1974; RHUE & GROGAN, 1977; BAHIA et alii, 1978; STOCKMEYER et alii, 1978; BAHIA et alii, 1979; GARCIA et alii, 1979; EMBRAPA, 1980).

RHUE & GROGAN (1977) submeteram 150 linhagens de milho a um "screening" para tolerância ao alumínio em solução nutritiva. Cerca de 50% delas mostraram-se tolerantes, tendo-se verificado uma ampla série de tolerância dentro de qualquer grupo de linhagens de uma origem comum.

GARCIA et alii (1979) relataram um método pa-"screening" de linhagens de milho para tolerância ao alumínio usando cultivo em potes de areia irrigados com solução nutritiva contendo alumínio. A tolerância ao alumínio foi determinada pelos valores relativos obtidos através do quociente entre mensurações obtidas de plantas crescidas em presença de alumínio e similares mensurações feitas em plantas crescidas em ausência de alumínio. Sintomas visuais de toxidez de alumínio e comprimento relativo da raiz foram consideradas as melhores características para determinarem-se plantas

de milho tolerantes. Os valores para comprimento relativo de raiz atingiram a amplitude de 0,19 a 1,19 os quais indicaram boas possibilidades para seleção de linhagens tolerantes.

STOCKMEYER et alii (1978) verificaram variabilidade para tolerância ao alumínio em um composto de clima temperado denominado "Supermix". Plantas deste composto foram selecionadas através do método da solução nutritiva descrito por RHUE & GROGAN (1976; 1977) e transplantadas para o campo, onde foram inter cruzadas aleatoriamente. O composto (população original) e a população selecionada foram avaliados e comparados quanto à tolerância, comprovando-se a efetividade da seleção.

A herança da tolerância ao alumínio em milho tem sido estudada por um limitado número de pesquisadores, através de diferentes técnicas (RHUE et alii, 1978; GARCIA & SILVA, 1979; MAGNAVACA, 1982). RHUE et alii (1978) reportaram estudos envolvendo o controle genético da tolerância ao alumínio em milho em solução nutritiva. Plantas das gerações F_1 , F_2 e retrocruzamentos para parentais não tolerantes foram cultivadas em solução nutritiva contendo alumínio. Plantas das gerações F_1 mostraram-se tão tolerantes quanto os parentais tolerantes. Nas gerações F_2 observaram-se uma tendência de segregação 3:1, assim como uma

segregação 1:1 foi observada nas gerações de retrocruzamento. Baseados nestes resultados e devido a ampla série de tolerância constatada entre linhagens de milho (RHUE & GROGAN, 1977), concluíram que a tolerância é controlada por um único loco com uma múltipla série alélica.

GARCIA & SILVA (1979) e SILVA (1979) relataram análises genéticas da tolerância ao alumínio em milho. Três linhagens tolerantes e duas não tolerantes selecionadas previamente originaram gerações F_1 , F_2 e de retrocruzamentos as quais foram avaliadas em potes de areia irrigados com solução nutritiva contendo alumínio, medindo-se os comprimentos de raízes. A partir dos resultados concluíram que a tolerância ao alumínio em milho é condicionada por um único gene dominante com possíveis alterações por modificadores.

MAGNAVACA (1982) estimou efeitos gênicos controlando tolerância ao alumínio em milho baseando-se em seis gerações (parentais 1 e 2, F_1 , F_2 e retrocruzamentos 1 e 2), avaliando-se a característica comprimento relativo da raiz seminal. Em cruzamentos entre linhagens tolerantes e não tolerantes, os efeitos gênicos aditivos foram responsáveis pela maioria da variação genética, embora os efeitos de dominância também tenham sido estatisticamente significativos. Em cruzamentos entre linhagens não tolerantes ao alumínio, os

efeitos gênicos de dominância foram os mais importantes, seguidos pelos efeitos epistáticos e aditivos, respectivamente.

LOPES et alii (1987) avaliaram populações de milho e seus cruzamentos (incluindo os recíprocos) quanto a tolerância ao alumínio em solução nutritiva. Treze populações e seus cruzamentos foram submetidos a dois níveis de alumínio, e oito dias após determinaram-se as características porcentagem de crescimento relativo da raiz seminal, peso da matéria seca da parte aérea e peso da matéria seca do sistema radicular. Entre outros resultados, verificou-se ausência de herança materna, o que indica que genes citoplasmáticos não têm participação direta na herança do caráter.

Baseado no exposto até aqui, verifica-se a presença de considerável variabilidade genética para o caráter tolerância ao alumínio, a qual deve ser avaliada principalmente através de características do sistema radicular, já que aí se manifestam os principais efeitos e sintomas de toxidez de alumínio. A base genética do caráter sendo relativamente simples, indica a possibilidade de sucesso através da utilização de métodos comuns e simples de seleção. Entretanto, a seleção de genótipos tolerantes ao alumínio constitui apenas uma das etapas de um programa de melhoramento. Posteriormente, os materiais tolerantes selecionados devem ser le

vados a campo e submetidos a seleção para outros caracteres de interesse agrônômico.

Considerando-se que na cultura do milho, o caráter principal é produção de grãos, torna-se muito importante verificar as alterações que ocorrem em tal caráter quando seleciona-se para tolerância ao alumínio. MAGNAVACA (1982) avaliou em solução nutritiva duas populações de milho: "Composto Amplo" original de base genética ampla e a população derivada do mesmo após quatro ciclos de seleção para produção de grãos baseada em progênies de meios irmãos, em solo ácido, com 45% de saturação de alumínio. Foram avaliadas as características comprimento de raízes e peso seco da parte aérea e raízes. A variabilidade entre plantas dentro de cada uma das populações foi determinada, tendo-se constatado um decréscimo na variabilidade para tolerância ao alumínio quando comparou-se o composto original com a população derivada por seleção para o caráter produção de grãos. Constatou-se também que tal decréscimo na variabilidade foi devido à perda dos genótipos mais tolerantes, onde conclui-se que a seleção para produção de grãos em solo ácido favoreceu os tipos intermediários para tolerância ao alumínio.

Estes resultados sugerem que há uma correlação negativa entre altos níveis de tolerância ao alumínio e produção de grãos. Assim sendo, para conciliar uma seleção efetiva para ambos os caracteres é recomendado um "screening" prévio de um grande

número de progênes para tolerância ao alumínio pelo uso da técnica de solução nutritiva e posterior avaliação das mais tolerantes, para produção de grãos em solos fortemente ácidos.

No entanto, uma outra alternativa é praticar seleção diretamente para produção de grãos e outros caracteres agronômicos, submetendo materiais de base genética ampla aos solos ácidos. NASPOLINI FILHO et alii (1980) avaliaram progênes de meios irmãos da população CMS 14 simultaneamente em solo ácido e não ácido. Verificaram que o progresso esperado com seleção para produção de grãos no solo ácido foi três vezes mais baixo que no solo não ácido, tendo atribuído este fato à baixa variabilidade genética da população CMS 14 para adaptação às condições de alta acidez do solo.

Espera-se que em ambientes com "stress" o progresso com seleção para produção de grãos seja mais baixo, uma vez que o poder de discriminação entre genótipos diminui muito em função da baixa variabilidade genética apresentada nesses ambientes (FREY, 1964; JOHNSON & FREY, 1967). No entanto, a avaliação conjunta em outro ambiente, que permita a expressão de variabilidade genética, pode ser uma boa alternativa para obterem-se melhores progressos.

2.3. Seleção recorrente intrapopulacional em milho

A expressão "seleção recorrente" foi proposta por HULL (1945) e designa que o processo de seleção é cíclico.

co, significando um processo contínuo de melhoramento, onde, com exceção da seleção massal, cada ciclo envolve quatro fases distintas: obtenção de progênes, avaliação de progênes em experimentos com repetições, seleção com base na média das progênes e recombinação das progênes selecionadas (SOUZA JÚNIOR, 1989). Embora a expressão tenha sido utilizada originalmente para designar alguns esquemas de seleção, atualmente são denominados de seleção recorrente todos os esquemas cíclicos de seleção que envolvem as fases mencionadas (HALLAUER, 1980).

O objetivo da seleção recorrente é aumentar contínua e progressivamente a frequência dos alelos favoráveis com os sucessivos ciclos de seleção e, com isto, promover o melhoramento genético das populações que poderão ser utilizadas como variedades e também como fontes de linhagens endogâmicas para a produção de híbridos (SOUZA JÚNIOR, 1989).

Os métodos de seleção recorrente são divididos em dois grupos: 1) melhoramento intrapopulacional, onde a seleção visa o melhoramento "per se" das populações e, 2) melhoramento interpopulacional, onde a seleção visa o melhoramento do híbrido (F_1) entre duas populações. Aqui será considerada apenas a seleção recorrente intrapopulacional que é objeto deste estudo.

Existem vários processos de seleção recorrente intrapopulacional e uma ampla revisão com descrição detalhada de cada método, pode ser encontrada em PENNY et alii

(1963), LONNQUIST (1965), SPRAGUE & EBERHART (1977), PATERNIANI & MIRANDA FILHO (1987), HALLAUER & MIRANDA FILHO (1988), entre outros. Nesta revisão serão relatados apenas os métodos que envolvem progênes de meios irmãos por estarem diretamente relacionados com o presente trabalho.

2.3.1. Seleção recorrente intrapopulacional envolvendo progênes de meios irmãos

O método espiga por fileira foi idealizado por Hopkins (1899), citado por PATERNIANI (1969) e consistia, essencialmente, na avaliação de espigas (progênes de meios irmãos) em fileiras individuais. Procedia-se a uma seleção entre fileiras e colhiam-se as espigas das melhores plantas dentro das melhores fileiras. Este método foi aplicado inicialmente em um programa de seleção divergente para teor de óleo e proteína na variedade de milho "Burr White". Este programa ainda está em execução, e vários autores têm publicado periodicamente os resultados (SMITH, 1909; WINTER, 1929; WOODWORTH et alii, 1952; LENG, 1962 e DUDLEY, 1973). Após 70 gerações de seleção, em relação ao teor da variedade original, o teor de óleo alterou para 215% e 23%, e o teor de proteína para 341% e 14%, para aumentar e diminuir, respectivamente, os dois caracteres.

Baseados nos excelentes resultados obtidos para teor de óleo e proteína, WILLIAMS (1907), HARTLEY (1909),

NOLL (1916), KIESSELBACH (1922) e SMITH & BRUNSON (1925) aplicaram o método para aumentar a produtividade do milho, mas os resultados foram desanimadores e não foram mais utilizados.

LONNQUIST (1964) sugeriu o método espiga por fileira modificado, em que procurou introduzir técnicas experimentais na avaliação das progênes e isolamento adequado ao antigo método espiga por fileira. Assim, as sementes das espigas individuais são avaliadas em delineamentos experimentais com repetição, e o lote de recombinação é feito com isolamento reprodutivo de outras plantações de milho. Baseando-se nas médias das progênes avaliadas, as superiores economicamente são selecionadas, e no lote de recombinação selecionam-se plantas dentro destas progênes selecionadas. Devido ao fato de utilizar-se de progênes de meios irmãos, PATERNIANI (1967) sugeriu que o método fosse denominado de "Seleção Entre e Dentro de Famílias de Meios Irmãos".

Este método pode ser conduzido em um ciclo por ano, onde a seleção entre as progênes é praticada apenas no sexo feminino, ou em dois anos, praticando-se seleção entre as progênes nos dois sexos.

O método de seleção entre e dentro de progênes de meios irmãos tem apresentado bons resultados no melhoramento do caráter produção de grãos em milho, sendo atualmente bastante utilizado. Dentre os resultados obtidos podem ser destacados os trabalhos de WEBEL & LONNQUIST (1967),

PATERNIANI (1967; 1968), DARRAH et alii (1972), TORRES SEGOVIA (1976), COMPTON & BAHADUR (1977), LIMA & PATERNIANI (1977), MIRANDA et alii (1977), SAWAZAKI (1979), POMMER & GERALDI (1983) e SANTOS & NASPOLINI FILHO (1986a e b). A Tabela 1 apresenta os resultados obtidos por estes autores.

2.3.2. Estimativas da variância genética em populações de milho

FISHER (1918) em estudos sobre covariação e correlação genética entre parentes, foi o primeiro a decompor a variância genética de uma população panmítica em três componentes: 1) variância genética aditiva, que está associada aos efeitos médios dos genes; 2) variância genética dominante, que é devida aos desvios associados às interações intra-alélicas, e 3) variância genética epistática, que é devida aos desvios associados às interações interalélicas. O autor demonstrou que a covariância entre parentes é função de quantidades diferentes dos componentes da variância genética.

Uma série de trabalhos posteriores ampliaram o trabalho de FISHER (1918) e, foram incorporados três novos componentes da variação genética, além da aditiva, dominante e epistática, que podem surgir na presença de endogamia. Conforme salienta SOUZA JÚNIOR (1989), ignorando-se a epistasia, a covariância genética entre parentes é expressa como

Tabela 1. Progressos obtidos por seleção entre e dentro de progênies de meios irmãos para produção de grãos em diversas populações de milho.

População	Nº de ciclos	Ganho/ciclo (%)	Referência
Hays Golden	4	9,40	WEBEL & LONNQUIST (1967)
Dente Paulista	3	13,60	PATERNIANI (1967)
Piramex	4	3,80	PATERNIANI (1968)
Kitale Composite	6	2,20	DARRAH et alii (1972)
Centralmex	6	2,00	TORRES SEGOVIA (1976)
Hays Golden	10	5,26	COMPTON & BAHADUR (1977)
Tuxpeño	3	10,80	LIMA & PATERNIANI (1977)
IAC-1	8	1,90	MIRANDA et alii (1977)
IAC-Maya	13	2,84	SAWAZAKI (1979)
IAC-Maya 02	4	4,50	POMMER & GERALDI (1983)
IAC-1 02	4	10,70	POMMER & GERALDI (1983)
Dentado composto Nordeste	3	2,70	SANTOS & NASPOLINI FILHO (1986a)
Flint Composto Nordeste	3	5,10	SANTOS & NASPOLINI FILHO (1986b)

função linear dos seguintes componentes da variância genética: variância genética aditiva (σ_A^2), variância genética dominante (σ_D^2), covariância entre os efeitos aditivos e de dominância dos homozigotos (D_1), variância dos efeitos de dominância dos homozigotos (D_2) e quadrado da depressão por endogamia ($\bar{H}$).

Segundo FALCONER (1964), a variância genética aditiva é a principal causa da semelhança entre parentes em uma população panmítica e é definida como sendo a variância dos valores genéticos, isto é, associada aos efeitos médios (aditivos) dos genes. Como os processos de seleção envolvem relações entre parentes, o sucesso na seleção depende, fundamentalmente, da quantidade da variância genética aditiva presente em uma população.

Vários métodos têm sido utilizados para a obtenção de estimativas dos componentes da variância genética em populações de milho. COMSTOCK & ROBINSON (1948 ; 1952) apresentaram três delineamentos genéticos que envolvem diversos tipos de progênies e mostraram como os componentes da variância genética são estimados a partir de variâncias entre progênies. Estes delineamentos denominados de I, II e III permitem estimar a variância genética aditiva, variância genética dominante e grau médio de dominância, tendo sido extensivamente utilizados em diversos tipos de populações de milho (F_2 , variedades, compostos, sintéticos), a nível intrapopulacional (ROBINSON et alii, 1949; GOODMAN, 1965; SENTZ,

1971; SUBANDI & COMPTON, 1974; SILVA & HALLAUER, 1975, entre outros). As estimativas obtidas mostraram que, dos componentes da variância genética, a variância genética aditiva é preponderante, seguida da variância genética dominante, e as variâncias epistáticas são negligenciáveis, para todos os caracteres estudados.

No Brasil, os componentes da variância genética em populações de milho são estimados, principalmente, a partir de experimentos de seleção. O método da seleção entre e dentro de famílias de meios irmãos tem sido amplamente utilizado no Brasil e a avaliação deste tipo de progênie permite estimar a variância genética aditiva, mas não a variância genética dominante. Por outro lado, permite obter, de maneira simples, uma estimativa isolada da variância genética aditiva, a partir da qual são calculados o coeficiente de herdabilidade e o progresso esperado por seleção. Na literatura são encontradas várias estimativas obtidas a partir de progênies de meios irmãos (VENCOVSKY, 1968; MIRANDA FILHO & VENCOVSKY, 1972; POMMER et alii, 1977; CRISÓSTOMO & ZINSLY, 1977; ANDRADE & MIRANDA FILHO, 1980; TOSELLO & GERALDI, 1980; SOUZA JÚNIOR et alii, 1980a; SOUZA JÚNIOR et alii, 1981; SOUZA JÚNIOR, 1983; SOUZA JÚNIOR et alii, 1985; AGUIAR, 1986; PACHECO, 1987; SOUZA JÚNIOR & MIRANDA FILHO, 1989).

HALLAUER & MIRANDA FILHO (1988), realizaram um extenso levantamento das estimativas das variâncias gené-

ticas a nível intrapopulacional obtidos nos E.U.A. No Brasil, RAMALHO (1977), apresenta um amplo levantamento para produção de grãos e GHINI & MIRANDA FILHO (1979), apresentam um levantamento para altura da planta e espiga. A Tabela 2 resume estes resultados.

VENCOVSKY et alii (1988) apresentam estimativas médias obtidas a partir de 58 ensaios conduzidos com famílias de meios irmãos em condições brasileiras (Tabela 3). Os autores salientam que os valores da variância genética aditiva e, conseqüentemente, do coeficiente de herdabilidade e do progresso esperado por seleção estão superestimados pela interação genótipo x ambiente, uma vez que a grande maioria dos ensaios foi conduzida em um único local e ano.

LIMA & PATERNIANI (1977) consideram que os caracteres produção de grãos, altura da planta, altura da espiga e acamamento se enquadram como os principais dentre as prioridades estabelecidas para o melhoramento de milho, uma vez que as plantas mais baixas e com baixa altura de inserção de espiga conferem vantagens como maior resistência ao acamamento, facilidade na colheita e possibilidade de plantio mais denso.

Um outro caráter de importância para o melhoramento do milho é o número de dias necessários para o florescimento masculino, pois está ligado ao interesse por cultivares mais precoces. Segundo SHEHATA et alii (1976), a precocidade em milho é um caráter desejável em regiões tempera

Tabela 2. Estimativas da variância genética aditiva (σ_A^2) e do coeficiente de herdabilidade no sentido restrito (h^2), amplitudes e médias, para produção de grãos (gramas/planta)², altura da planta (centímetros/planta)² e altura da espiga (centímetros/planta)², a nível intrapopulacional.

Caráter	Variância aditiva (σ_A^2)		Coef. herdabilidade ($h^2\%$)		Referências
	Amplitude	média	Amplitude	Média	
Produção de grãos	51 a 758	320	2,09 a 28,45	9,67	RAMALHO (1977)
Altura da planta	125 a 338	242	44,81 a 76,80	58,29	GHINI & MIRANDA FILHO (1979)
Altura da espiga	109 a 252	160	51,90 a 84,57	65,98	GHINI & MIRANDA FILHO (1979)

Tabela 3. Estimativas da variância genética aditiva (σ_A^2) e coeficiente de herdabilidade no sentido restrito, a nível de plantas (h^2), amplitudes e médias, bem como progresso genético médio com seleção, para o caráter peso de espigas, relativo a 58 ensaios com progênie de meios irmãos conduzidos no Brasil (VENCOVSKY et alii, 1988).

Parâmetros	Média	Amplitude
σ_A^2 (g/pl) ²	309	41 a 753
h^2 (%)	11,00	1,5 a 29,0
Ganho/ciclo (%)	4,90	-

das, onde o período de produção do milho é limitado em função do rigoroso inverno, e nas regiões tropicais e subtropicais onde torna-se economicamente importante obterem-se duas ou mais culturas por ano.

Estudos relacionados ao caráter dias para florescimento masculino em milho tem sido realizados e o número médio de dias para florescimento verificado tem sido bastante variado, mesmo considerando que os dados referem-se a populações muito divergentes entre si. CASTRO et alii (1968) encontraram uma amplitude de 76 a 109 dias para o florescimento em raças mexicanas e JAIN et alii (1976) relataram 44 a 67 dias para florescimento em um grande número de populações

de vários países, abrangendo três continentes. Muitos outros trabalhos abordam o caráter dias para florescimento, dentre os quais se destacam os de MURTY & ROY (1957), HALLAUER (1965), COMPTON et alii (1965) e GENTER & EBERHART (1974).

Em levantamento sobre parâmetros genéticos relativos ao caráter dias para florescimento HALLAUER & MIRANDA FILHO (1988) relataram os valores médios de 4,0 para a variância genética aditiva e 57,9% para a herdabilidade ao nível de parcelas, a partir de 48 estimativas individuais. Para a variedade sintética BSSS os mesmos autores relataram os valores médios de 15,0 para a variância genética aditiva e 65,5% para a herdabilidade ao nível de parcelas, a partir de quatro estimativas individuais.

O caráter número de espigas por planta (prolificidade) é bastante correlacionado à produção de grãos (SUBANDI & COMPTON, 1974), e por isso tem sido bastante considerado em programas de melhoramento do milho no Brasil (PATERNIANI, 1980aeb). Parâmetros genéticos relativos a tal caráter foram relatados por SOUZA JÚNIOR et alii (1985), SOARES FILHO (1987) e HALLAUER & MIRANDA FILHO (1988). Na Tabela 4 são apresentados tais parâmetros.

Poucos trabalhos envolvendo avaliação de progênies em solo sob cerrado foram realizados no Brasil. Assim sendo, poucas estimativas de parâmetros genéticos constam na literatura. Os parâmetros genéticos obtidos por AGUIAR (1986), quando avaliou progênies de meios irmãos em solo fértil e

Tabela 4. Estimativas da variância genética aditiva (σ_A^2) e herdabilidade no sentido restrito ao nível de médias (h^2) para o caráter número de espigas por planta (NE).

σ_A^2	$h^2(\%)$	Referências
$126,49 \times 10^{-4}$	35,9	SOUZA JÚNIOR et alii (1985)
$41,20 \times 10^{-4}$	29,0	SOARES FILHO (1987)
$209,00 \times 10^{-4}$	47,5	SOARES FILHO (1987)
$459,00 \times 10^{-4}^*$	39,0**	HALLAUER & MIRANDA FILHO (1988)

* Média de 39 estimativas

** Herdabilidade no sentido restrito ao nível de parcelas, obtida a partir de 39 estimativas.

sob cerrado, são apresentados na Tabela 5. Com relação a outros caracteres, poucas informações se tem a respeito de seus comportamentos em solos ácidos e muitos estudos são ainda necessários.

Tabela 5. Estimativas da variância genética aditiva (σ_A^2), coeficiente de herdabilidade, no sentido restrito, ao nível de plantas (h^2) e progresso genético esperado com seleção (Gs), obtidas em solo fértil e solo sob cerrado, para o caráter peso de espigas (gramas/planta).

Ambiente	σ_A^2	$h^2(\%)$	Gs(%)	Seleção* (%)	Referências
Solo fértil (Lavras)	750,10	13,69	10,32	10%	AGUIAR (1986)
Solo fértil (Ijaci)	467,40	20,57	10,33	10%	AGUIAR (1986)
Solo sob cerrado (Sete Lagoas)	118,45	8,94	7,94	10%	AGUIAR (1986)

* Intensidade de seleção.

2.3.3. Correlações entre caracteres principais do milho e respostas correlacionadas na seleção

O estudo de correlações entre caracteres é de grande importância no melhoramento de maneira geral, uma vez que o mesmo nem sempre visa caracteres isolados, mas sempre atua em um conjunto de caracteres simultaneamente (VENCOVSKY, 1987).

No melhoramento do milho o caráter produção de grãos é o principal, mas muitas outras características de vem ser selecionadas simultaneamente para que se obtenham os materiais desejados. Entre esses caracteres, altura da planta, altura da espiga, precocidade, prolificidade, resistência a doenças e acamamento são imprescindíveis para se compor um ideótipo de milho e devem sempre ser considerados em um programa de melhoramento. No entanto, a maioria dessas características são correlacionadas entre si em maior ou menor grau, de forma que deve-se sempre tomar cuidado com a seleção para caracteres isolados.

A correlação genética entre caracteres é atribuída a efeitos pleiotrópicos dos genes e a presença de desequilíbrio de ligação, sendo que a correlação genética devida à pleiotropia é permanente e aquela causada por desequilíbrio de ligação tende a diminuir e desaparecer à medida que atinge-se o equilíbrio de ligação.

Segundo FALCONER (1964), uma das importâncias do estudo das correlações entre caracteres é poder quantifi

car as alterações que ocorrem em outros caracteres, quando a seleção é praticada em um determinado caráter. Estas alterações são denominadas respostas correlacionadas e podem ser obtidas facilmente pelo princípio geral de regressão.

Segundo VENCOVSKY (1987) um outro aspecto relacionado com correlações entre caracteres é a teoria dos índices de seleção. Índice de seleção diz respeito a seleção para vários caracteres simultaneamente através de um índice. No entanto, índices de seleção não têm sido muito utilizados no melhoramento do milho, devido principalmente à falta de exequibilidade prática. O que se utiliza em milho é a seleção para várias características em diferentes etapas do programa de melhoramento. Assim sendo, em um programa de seleção recorrente, a seleção para caracteres de alta herdabilidade é realizada nas fases de obtenção e recombinação das progênies e a seleção para o caráter mais complexo, produção de grãos, é baseada na avaliação em ensaios com repetições. Procedendo-se desta maneira, aproxima-se de um índice.

Segundo FALCONER (1964), correlações genéticas são também de grande utilidade nos casos em que a seleção indireta em outro caráter conduzem a melhores progressos do que a seleção no próprio caráter de interesse. Isto acontece quando o caráter selecionado indiretamente possui herdabilidade mais baixa que o caráter submetido à seleção e, ao mesmo tempo, os dois caracteres são altamente correlacionados entre si.

HALLAUER & MIRANDA FILHO (1988) apresentam estimativas médias de correlações genéticas entre vários caracteres do milho. As correlações envolvendo produção de grãos, altura da planta, altura da espiga, número de espigas por planta e dias para florescimento, estão sumarizadas na Tabela 6.

Tabela 6. Correlações genéticas entre alguns caracteres do milho, obtidas pela média dos valores relatados na literatura (HALLAUER & MIRANDA FILHO, 1988).

Caracteres	Altura da		Nº espigas/ planta	Dias para florescimento
	planta	espiga		
Produção de grãos	0,26	0,31	0,43	0,14
Altura da planta	-	-	-	-
Altura da espiga	0,81	-	-	-
Nº espiga/planta	0,12	0,14	-	-
Dias p/florescimento	0,32	0,42	-0,02	-

Verifica-se pela Tabela 6, a correlação elevada existente entre altura da planta e altura da espiga ($r = 0,81$) e que existem correlações, embora bem mais fracas, entre produção de grãos e outras características, o que evidencia que a seleção para produção de grãos provocará também alterações em outras características.

Visando fornecer informações a respeito da variação nas correlações genéticas, na Tabela 7, encontram-se dados individuais de correlações, obtidas por vários autores.

Diversos autores obtiveram correlações genéticas positivas entre produção de grãos e altura da planta e, produção de grãos e altura da espiga (LINDSEY et alii, 1962; ROBINSON et alii, 1951; STUBER et alii, 1966; SOUZA JÚNIOR et alii, 1980b; TOSELLO & GERALDI, 1980; RISSI & PATERNIANI, 1981; LORDELLO, 1982; BIANCO, 1984; ZIMBACK, 1985; SOARES FILHO, 1987). Entretanto, CRISÓSTOMO & ZINSLY (1977) encontraram estimativas negativas para as correlações entre altura da planta-produção de grãos e altura da espiga-produção de grãos. Os valores de correlação entre a produção de grãos e altura da planta ou da espiga não são perfeitamente concordantes na literatura, evidenciando que os mesmos dependem essencialmente do germoplasma considerado.

Segundo VENCovsky et alii (1988) as plantas de milho do germoplasma tropical são geralmente altas, apresentam inadequada posição da espiga e as correlações genéticas positivas destes caracteres com produção de grãos têm causado dificuldades na seleção para os três caracteres. Tal fato tem levado os melhoristas a praticarem seleção em "tan-dem" nos programas de seleção recorrente, selecionando para produção de grãos com base em médias de progênie e para os caracteres altura da planta e altura da espiga na fase de re

Tabela 7. Estimativas de correlações genéticas, envolvendo produção de grãos (PG), altura da planta (AP), altura da espiga (AE), dias para florescimento (FL) e número de espigas (NE).

PG-AP	Correlações genéticas						Referências
	PG-AE	AP-AE	NE-PG	FL-PG	AE-NE	AP-NE	FL-NE
0,50	0,50	-	-	-0,52	-	-	1
0,38	0,47	-	0,82	-	-	-	2
0,67	0,47	-	-	-	-	-	3
0,56	0,51	-	-	-	-	-	4
-0,27	-0,29	-	-	-	-	-	5
0,28	0,03	0,74	-	-	0,16	0,65	6
0,18	0,36	0,76	-	-	-	-	7
0,44	0,44	0,79	-	-	-	-	8
0,51	0,33	0,72	-	-	-	-	9
0,06	0,27	0,90	-	-	-	-	10
0,54	0,62	0,96	-	-	-	-	11
-	-	-	0,94	-	-	-	12
0,40	0,34	0,83	0,63	-0,31	0,21	0,19	13

1. HALLAUER & MIRANDA FILHO (1988); 2. ROBINSON et alii (1951); 3. LINDSEY et alii (1962), 4. STUBER et alii (1966); 5. CRISÓSTOMO & ZINSLY (1977); 6. SOUZA JÚNIOR et alii (1980b); 7. TOSELLO & GERALDI (1980); 8. RISSI & PATERNIANI (1981); 9. BIANCO (1984); 10. LORDELLO (1982); 11. ZIMBACK (1985); 12. SOUZA JÚNIOR et alii (1985); 13. SOARES FILHO (1987).

combinação e obtenção de progênies, por seleção massal. Este procedimento pode permitir apreciáveis aumentos nos diferenciais de seleção para o caráter produção de grãos.

Outros caracteres relacionados à eficiência da planta para produção de grãos têm merecido destaque nos programas de melhoramento do milho. Entre esses, o caráter número de espigas por planta (prolificidade), o qual em determinados ambientes tem apresentado uma alta correlação positiva com produção de grãos. LONNQUIST (1967) constatou que a seleção para prolificidade na população "Hays Golden" aumentou a produção de grãos de forma mais rápida (ganho de 6,28% por ciclo) do que quando selecionou-se para produção de grãos diretamente (2,68% por ciclo). MARECK & GARDNER (1979) relataram que dez gerações de seleção para prolificidade resultaram em um nível de produtividade semelhante ao obtido por 15 gerações de seleção para produção de grãos. PATERNIANI (1980a) relatou que após três ciclos de seleção para prolificidade, obtiveram-se progressos médios por ciclo para produção de grãos de 2% a 5% para duas populações de milho. Os coeficientes de correlação genética apresentados na Tabela 7 confirmam a alta correlação entre prolificidade e produção de grãos. A exemplo do que ocorre com o caráter produção de grãos, os dados de correlação genética entre altura da planta e número de espigas por planta ($r = 0,21$) e altura da espiga e número de espigas por planta ($r = 0,19$), apresentados na Tabela 7 sugerem uma tendência de correlação po-

sitiva entre número de espigas por planta e esses dois caracteres.

Estudos de correlações envolvendo o caráter dias para florescimento têm sido realizados (SAMPAIO, 1986; SOARES FILHO, 1987; COORS & MARDONES, 1989). As estimativas de correlações entre tal caráter e produção de grãos relatadas na literatura têm apresentado valores inconsistentes. Na Tabela 6, um valor médio obtido de 13 estimativas apresenta-se positivo, enquanto que na Tabela 7 estimativas individuais apresentaram-se negativas.

Quanto à correlação entre dias para florescimento e número de espigas por planta, COORS & MARDONES (1989) verificaram, após 12 ciclos de seleção massal para prolificidade na população "Golden Glow" uma antecipação de dois dias no florescimento masculino e uma correlação fenotípica média de -0,02 entre tais caracteres. HALLAUER & MIRANDA FILHO (1988) relataram um valor médio de -0,02 e SOARES FILHO (1987) obteve -0,47 para correlação genética entre os dois caracteres.

Quanto aos estudos sobre correlações entre caracteres em ambientes com "stress" pouco tem sido feito no Brasil. São necessárias, ainda, muitas informações a respeito de correlações entre caracteres nos solos ácidos. O desenvolvimento de genótipos melhor adaptados a tal ambiente requer ainda profundas investigações na área de Genética Quantitativa, especialmente em caracteres responsáveis pela adaptação e suas interrelações com o caráter produção de grãos.

2.4. Interação genótipo x ambiente e implicações nos processos de seleção

A interação genótipo x ambiente é definida como sendo o comportamento diferencial de genótipos em diferentes ambientes. Isto significa que os efeitos genéticos e ambiantais não são independentes, uma vez que as respostas fenotípicas dos genótipos podem diferir com as variações ambientais (SOUZA JÚNIOR & VENCOVSKY, 1989a).

A influência que o ambiente exerce sobre o genótipo, de forma a propiciar a ocorrência de interação genótipo x ambiente, é um dos maiores problemas que o melhorista enfrenta na seleção de genótipos mais adaptados, pois a quantidade de variância genética liberada é afetada pelo ambiente específico em que é realizada a seleção e o material melhorado geralmente é distribuído para ambientes diversos.

A ocorrência de interação genótipo x ambiente pode ser detectada estatisticamente, através da análise conjunta de experimentos repetidos em mais de um ambiente e cujos tratamentos sejam constituídos de materiais genéticos. A detecção da significância para a interação não esclarece, contudo, as implicações que esta possa ter sobre o melhoramento, de forma que estudos de detalhamento deste componenente da variação devem também ser realizados (VENCOVSKY & GERALDI, 1977). Segundo VENCOVSKY (1987) a interação genótipo x ambiente é composta de duas partes: uma devida à dife-

rença na variabilidade genética do material dentro dos ambientes (interação simples) e outra devida à falta de correlação entre o material de um ambiente para outro (interação complexa). A interação complexa é a parte problemática da interação, pois, uma correlação baixa pode significar que um material superior num ambiente, pode ser inferior em outro. No entanto, é importante notar que a interação pode existir mesmo com uma alta correlação.

Conforme ALLARD (1971), os ensaios de cultivares, realizados numa série de anos e em diversos locais, oferecem dados que, analisados por métodos estatísticos adequados, permitem estimar a magnitude de variância a ser atribuída a cada tipo de interação genótipo x ambiente. Estudos realizados sobre interação genótipo x ambiente indicaram que as interações genótipo x local x ano, geralmente, apresentam maiores magnitudes do que as interações genótipo x local e interações genótipo x ano (MOLL & ROBINSON, 1966; RUSCHEL, 1968; MIRANDA FILHO & RISSI, 1975; QUEIROZ et alii, 1976). Em milho, SILVA et alii (1963) constataram que a influência do solo mostrou-se mais importante do que o efeito das variações climáticas de um ano para outro, com relação à variabilidade de produção. Esta mesma conclusão é salientada por RUSCHEL (1970), quando o autor analisou a produção de milho em 81 experimentos do Ensaio Nacional, abrangendo sete Estados do Brasil.

Uma das aplicações da interação genótipo x ambiente é o estudo da estabilidade dos cultivares. ROWE & ANDREW (1964) estudaram a estabilidade fenotípica para vários caracteres em milho. Constataram que os componentes de variância para genótipo x ambiente mostraram-se maiores para linhagens não segregantes e F_1 's do que para os grupos geneticamente heterogêneos. Segundo os autores, os resultados indicaram que a estabilidade superior em populações geneticamente heterogêneas, segregantes, poderia ser devida à interação compensatória de indivíduos nesses grupos. Isto está de acordo com o relato de SPRAGUE & EBERHART (1977), que afirmaram que, à medida que a heterogeneidade do material testado aumenta, a interação com o meio diminui em virtude da homeostase populacional, conferida pela interação compensatória dos diferentes indivíduos. RUSCHEL (1968), estudando interação genótipo x locais em milho, classificou os genótipos em quatro grupos: populações, variedades sintéticas, híbridos e variedades locais. Verificou que o grupo dos híbridos apresentou maior estimativa da variância de interação genótipos x locais, confirmando a relação do grau de adaptação com a heterogeneidade genética do material. Estudando as características produção de grãos, altura da planta, altura da espiga, peso de cinquenta grãos e número de fileiras de grãos na espiga, observou que apenas esta última não apresentou interação com locais.

Para EBERHART & RUSSELL (1966), as interações estão normalmente presentes para qualquer material genético com o qual o melhorista possa estar trabalhando, sugerindo, então, que um programa de melhoramento poderia ser orientado para o desenvolvimento de variedades particulares a determinados ambientes, mas entretanto, que isto levaria a grande dispêndio de recursos humanos, financeiros e material genético.

Há que se ressaltar aqui, também, o aspecto positivo da interação, a qual obriga a manutenção da variabilidade genética, contribuindo, assim, para evitar a erosão genética e a vulnerabilidade genética do germoplasma a doenças, pragas e a condições estressantes (complexo de acidez do solo, temperatura, seca, salinidade).

Os estudos da estabilidade fenotípica pouco têm contribuído para contornar a presença da interação genótipo x ambiente, já que não fornecem informações a respeito de como lidar com a interação no decorrer das várias fases do melhoramento.

A correta estimação de parâmetros genéticos é de fundamental importância no melhoramento de plantas, não só porque estes constituem-se indicativos de possibilidade de ou não de melhorar, mas também porque a escolha do método de melhoramento está na dependência de suas magnitudes. A interação genótipo x ambiente constitui um fator limitante na estimação dos referidos parâmetros e na eficiência dos pro-

gramas de seleção. Ela torna-se pouco importante na seleção de genótipos adaptados a ambientes específicos, assumindo, en tretanto, papel relevante, quando na situação inversa. Segundo ALLARD (1971), a presença da interação genótipo x ambiente pode conduzir a variâncias genéticas superestimadas, o que leva a discrepâncias entre respostas esperadas e observadas com seleção.

Segundo COMSTOCK & MOLL (1963), a interação genótipo x ambiente atinge maiores magnitudes em tipos de progênes que liberam maior variabilidade genética, sendo que com progênes de meios irmãos esta interação não deveria atingir grandes magnitudes. Entretanto, HALLAUER & MIRANDA FILHO (1988), apresentam estimativas da interação genótipox x ambientes obtidas a partir de progênes de meios irmãos que chegam a atingir 88,88% do valor da estimativa da variância aditiva (Tabela 8).

No Brasil, a maioria dos trabalhos utilizando progênes de meios irmãos foram realizados em um só ano e local e, portanto, a interação genótipo x ambiente não tem sido estimada frequentemente. AGUIAR (1986) avaliou progênes de meios irmãos em três locais, considerados fixos, ten do verificado que a estimativa da variância da interação pro gênes x locais correspondeu a 75,19% da estimativa da va riância genética entre progênes. PACHECO (1987) avaliou pro gênes de meios irmãos em dois locais, considerados aleatôrios (Ijaci e Sete Lagoas), tendo constatado que a magnitu-

de da variância da interação progênes x locais para produção de grãos foi da mesma magnitude da estimativa da variância genética entre progênes. Estes resultados evidenciam o quão superestimadas ficam as variâncias genéticas mensuradas sobre um único ambiente.

Tabela 8. Estimativas médias (relativas ao número de ciclos) da variância genética aditiva (σ_A^2), da variância da interação dos efeitos aditivos com locais (σ_{A1}^2), e suas relações (σ_{A1}^2/σ_A^2) para o caráter com produção de grãos (gramas por planta)² (HALLAUER & MIRANDA FILHO, 1988).

População	Ciclos	σ_A^2	σ_{A1}^2	$\sigma_{A1}^2/\sigma_A^2(\%)$
BSSS 13	9	217,50	183,20	84,23
BSSS (R)	9	386,30	209,20	54,34
BSCB 1 (R)	9	373,80	223,00	59,66
BS 12 (HI)	8	454,20	285,70	84,91
BSK (HI)	8	250,90	223,00	88,88
Média		336,54	244,96	74,41

Na impossibilidade de realizarem-se programas de melhoramento para cada ambiente, o que seria a situação ideal e, também, levando-se em conta a impraticabilidade de se aumentar muito o número de localidades para a avaliação dos genótipos, tem-se optado pela escolha de alguns locais.

A seleção de locais para avaliação de um caráter quantitativo é uma importante decisão para o melhorista. Geralmente, são tomados aqueles locais representativos da área onde uma nova cultivar será plantada comercialmente. MORLY JONES & MATHER (1958), mostraram como as interações genótipo x ambiente influenciam as variâncias e covariâncias usadas para medir variações em modelos genético-biométricos, citando que, quando existem interações, as medidas dos efeitos genéticos aplicam-se somente à variação dos ambientes em estudo.

Muitos procedimentos estatísticos têm sido desenvolvidos para caracterizar a similaridade de ambientes encontrados nos diferentes locais. Estes procedimentos são baseados na similaridade da performance de um grupo de genótipos avaliados em testes com repetições em todos os locais de interesse. Segundo HORNER & FREY (1957), a relativa performance de genótipos pode ser estimada pela magnitude da interação genótipo x ambiente computada por uma análise de variância comum, sendo que os locais usados para teste podem ser agrupados em combinações de dois ou mais. As interações genótipos x locais computadas para as várias combinações de locais podem ser comparadas para determinar a similaridade ou diversidade dos locais envolvidos. A esse respeito, SILVA & MAGNAVACA (1970), analisando resultados de produção do Ensaio Nacional de Milho em 1968/69 em Sete Lagoas, MG, verificaram substancial redução na interação cultivares x locais,

quando a área experimental foi dividida em subáreas de acordo com a similaridade dos ambientes.

Na escolha de ambientes para condução de programas de seleção, a primeira consideração a ser feita é a correta definição dos efeitos dos ambientes envolvidos. Segundo STEEL & TORRIE (1960), os efeitos de ambientes são considerados aleatórios quando os mesmos são tomados aleatoriamente em uma população de ambientes, ou seja, quando os ambientes tomados representam toda a variação existente na população de ambientes. Por outro lado, são fixos, quando não são tomados aleatoriamente, sendo portanto, contrastantes entre si.

Ambientes aleatórios são mais comumente utilizados para condução de programas de seleção, de maneira geral. No entanto, atualmente, tem sido crescente a utilização de ambientes fixos pelos melhoristas (FREY, 1964; JOHNSON & FREY, 1967; MEDERSKI & JEFFERS, 1973; ARBOLEDA-RIVERA & COMPTON, 1974; ALLEN et alii, 1978; ROSIELLE & HAMBLIN, 1981; GALLAIS, 1984; AGUIAR, 1986; BIDINGER et alii, 1987; CECCARELLI, 1987; CECCARELLI & GRANDO, 1989), principalmente, para seleção de materiais adaptados a ambientes com "stress", onde tais materiais são comumente avaliados nos dois ambientes, com "stress" e sem "stress", tais como: solo ácido e não ácido, ambiente seco e irrigado, cultivo solteiro e consorciado, etc.

ROSIELLE & HAMBLIN (1981) em estudo teórico sobre correlações entre produção em ambientes com "stress" e sem "stress", indicaram que a seleção praticada para tolerância ao "stress" na maioria das vezes leva a redução na produção nos ambientes sem "stress", e que só ocorrerão progressos substanciais nos ambientes sem "stress" se a variância genética do material no ambiente com "stress" for maior que no ambiente sem "stress" e, simultaneamente, a correlação genética entre produção nos dois ambientes for positiva e alta.

Segundo SOUZA JÚNIOR & VENCovsky (1989b) para um loco com dois alelos, ausência de endogamia e ignorando-se a epistasia, os componentes da variância genética são a variância genética aditiva ($\sigma_A^2 = 2pq[a+(q-p)d]^2$) e variância genética dominante ($\sigma_D^2 = 4p^2q^2d^2$), e suas correspondentes variâncias da interação com ambientes correspondem a $\sigma_{AE}^2 = 2pq[\sigma_a^2 + 2(q-p)\sigma_{ad} + (q-p)^2\sigma_d^2]$ e $\sigma_{DE}^2 = 4p^2q^2\sigma_d^2$ onde p e q são as frequências do alelo favorável e desfavorável, respectivamente; a e d são os valores genotípicos do homozigoto e heterozigoto respectivamente, específicos para o ambiente onde são mensurados; σ_a^2 e σ_d^2 são as variâncias de a e d através dos ambientes e σ_{ad} a correspondente covariância destes efeitos. Segundo os autores as quantidades σ_a^2 , σ_d^2 e σ_{ad} são responsáveis pelos componentes da interação, pois refletem as inconsistências das reações dos genótipos em diferentes ambientes.

SOUZA JÚNIOR & VENCovsky (1989a e b) demonstraram que quando se utilizam ambientes contrastantes, isto é, modelo misto onde o efeito de ambientes é fixo, a correlação dos tratamentos entre ambientes é função da variância genética entre tratamentos menos a variância da interação de tratamentos com ambientes ($\sigma_g^2 - \sigma_{g1}^2$). Assim sendo, em função das magnitudes de σ_g^2 e σ_{g1}^2 , essa correlação pode ser zero, positiva ou negativa. Uma vez que o progresso com seleção é função da covariância genética entre parentes, quando consideram-se efeitos de ambientes fixos, o mesmo pode ser zero, positivo ou negativo, neste último caso, conduzindo a pioramento genético por seleção indireta. Segundo os autores, esta propriedade pode ser estendida, também, para obterem-se expressões para estimação de coeficientes de correlação entre caracteres e respostas correlacionadas em ambientes contrastantes.

Mesmo com ambientes contrastantes, tem-se a opção de escolha de ambientes para condução de programas de melhoramento. Segundo VENCovsky & SOUZA JÚNIOR (1988), considerando-se um conjunto de genótipos de natureza aleatória e um conjunto de ambientes contrastantes (efeitos fixos), tomados dois a dois, a análise conjunta permite estimar as variâncias genéticas (σ_g^2) e da interação genótipos x ambientes (σ_{g1}^2). Assim sendo, a resposta indireta (seleção em um ambiente e resposta em outro) é função de $\sigma_g^2 - \sigma_{g1}^2$, e, consequentemente, baseando-se na resposta em cada ambiente e na

média dos ambientes, pode-se escolher um ou alguns dos ambientes para a avaliação dos genótipos.

3. MATERIAL E MÉTODOS

3.1. Material

No presente trabalho, utilizaram-se 200 progêⁿies de meios irmãos extraídas da variedade de milho BR 108, e duas testemunhas: o híbrido duplo XL 670 produzido pela BRASKALB Agropecuária Brasileira Ltda. e o híbrido intervarietal BR 301, lançado pelo Centro Nacional de Pesquisa de Milho e Sorgo - CNPMS, da EMBRAPA.

A variedade BR 108 corresponde à "População 21" (Tuxpeño 1), oriunda do CIMMYT e introduzida pelo CNPMS - EMBRAPA e que foi composta pela combinação dos seguintes materiais: Veracruz 48, Veracruz 143, Veracruz 174, Michoacan 137, Michoacan 166, V-520C, Colina Grupo 1 - Mix e 16 famílias de um "pool" de grãos brancos e de ciclo tardio. Apresenta porte intermediário, boa produtividade em terras tropicais baixas, ciclo tardio, tolerância à maioria das doenças foliares e sementes dentadas de coloração branca (PACKER et alii, 1989).

3.2. Métodos

3.2.1. Execução experimental e análise estatística dos dados

No ano de 1985, a variedade BR 108 foi plantada em lote de polinização livre, com cerca de 2000 plantas. Por ocasião da colheita, foram tomadas 200 espigas de diferentes plantas amostradas ao acaso, que originaram as 200 progênes de meios irmãos utilizadas neste trabalho.

As 200 progênes de meios irmãos foram avaliadas em dois ambientes contrastantes, solo fértil e sob cerrado, localizados na área experimental do Centro Nacional de Pesquisa de Milho e Sorgo, no município de Sete Lagoas, MG, nos anos agrícolas de 1985/86 e 1986/87. O solo sob vegetação de cerrado apresenta pH em torno de 5,0 e nível tóxico de alumínio, principalmente na camada subsuperficial, enquanto que o solo denominado fértil apresenta pH em torno de 6,0 e não apresenta alumínio (PACHECO¹).

As 200 progênes de meios irmãos foram divididas em dois grupos e avaliadas em dois experimentos por ambiente, com delineamento em lâtica 10x10, duas repetições e

¹ PACHECO, C.A.P. (EMBRAPA. Centro Nacional de Pesquisa de Milho e Sorgo, Sete Lagoas, MG). Correspondência pessoal, 1989.

testemunha intercalar. As parcelas constituíram-se de uma única linha de 5,0m de comprimento, com espaçamento de 1,0m entre linhas e 0,20m entre covas. Cada cova recebeu duas se mentes sendo, posteriormente, efetuado o desbaste, permanecendo 25 plantas por parcela, que corresponde a uma população de 50.000 plantas por hectare.

Foram tomados e analisados dados dos seguintes caracteres: dias para florescimento masculino, altura da planta, altura da espiga, índice de espigas (n° espigas/ n° de plantas por parcela) e peso de espigas despalhadas. Para os caracteres peso de espigas, altura da planta e da espiga tomaram-se dados individuais de 5 plantas por parcela, os quais foram utilizados para cálculo dos quadrados médios dentro de progênies. Os dados de peso de espigas despalhadas foram corrigidos para "stand" ideal de 25 plantas por parcela pelo método de covariância (STEEL & TORRIE, 1960). Em decorrência desta correção, as análises de variância para tal caráter sofreram perda de um grau de liberdade no resíduo.

A análise de variância para os cinco caracteres foi realizada de maneira usual, segundo o delineamento em látice (COCHRAN & COX, 1957), para cada um dos oito experimentos. A partir destas análises, constataram-se problemas com os dados relativos ao primeiro ano de avaliação, considerando-se portanto, no presente trabalho, somente o segundo ano de avaliação.

3.2.2. Análise de variância e estimativas de parâmetros genéticos e fenotípicos

a. Análise agrupada para cada ambiente

Das análises individuais de cada experimento foram tomados os quadrados médios de tratamentos ajustados e o erro efetivo, os quais foram ponderados para reunir em uma só análise as 200 progênies avaliadas em cada ambiente e obterem-se as análises de variância agrupadas por ambiente. Para tais análises, a obtenção e interpretação dos componentes genéticos das esperanças dos quadrados médios foram feitas segundo a metodologia relatada por VENCovsky (1969).

O seguinte modelo matemático foi utilizado:

$$Y_{ijk} = \mu + p_i + b_j + e_{ij} + d_{ijk}$$

onde:

Y_{ijk} - é a observação do indivíduo k da progênie i na repetição j ;

μ - é a média geral, fixa, $\therefore E(\mu) = \mu$ e $E(\mu^2) = \mu^2$;

p_i - é o efeito da progênie i ($i = 1, 2, \dots, I$), aleatória, $\therefore E(p_i) = 0$ e $E(p_i^2) = \sigma_p^2$;

b_j - é o efeito da repetição j ($j=1, 2$), aleatória, $\therefore E(b_j) = 0$ e $E(b_j^2) = \sigma_b^2$;

e_{ij} - é o erro experimental associado à progênie i na repetição j , $e_{ij} \sim N(0, \sigma_e^2)$ isto é: $E(e_{ij}) = 0$ e $E(e_{ij}^2) = \sigma_e^2$;

d_{ijk} - é o efeito associado ao indivíduo k da progênie i na repetição j ($k=1,2,\dots,n$); $d_{ijk} \sim N(0, \sigma_d^2)$, isto é: $E(d_{ijk}) = 0$ e $E(d_{ijk}^2) = \sigma_d^2$.

onde:

σ_p^2 : variância genética entre progênies;

σ_b^2 : variância entre repetições;

σ_e^2 : variância do erro ao nível de parcela;

σ_d^2 : variância fenotípica entre plantas dentro de parcelas.

As análises foram realizadas com médias de parcelas, em gramas por planta para peso de espigas, em centímetros por planta para altura da planta e espiga, em dias por planta para o caráter dias para florescimento, e número de espigas por planta para índice de espigas. Para os caracteres altura da planta e da espiga e peso de espigas, obtiveram-se os quadrados médios dentro de progênies pois foram tomados dados individuais. Para os caracteres dias para florescimento e índice de espigas não utilizou-se do quadrado médio dentro de progênies.

O esquema da análise de variância agrupada para cada ambiente com as respectivas esperanças dos quadrados médios para cada fonte de variação ao nível de médias de parcelas, encontra-se na Tabela 9.

Tabela 9. Esquema da análise de variância agrupada para cada ambiente com as respectivas esperanças dos quadros médios, ao nível de médias de parcelas.

F.V.	GL	QM	E(QM)
Repetições/Experimento			
Progênies/Experimento	g_1	Q_1	$\sigma_d^2/n + \sigma_e^2 + r\sigma_p^2$
Resíduo Médio	g_2	Q_2	$\sigma_d^2/n + \sigma_e^2$
Dentro	g_3	Q_3	σ_d^2

A fonte de variação dentro somente foi utilizada para os caracteres peso de espigas e altura da planta e da espiga.

As estimativas dos componentes de variância foram obtidas da seguinte maneira: $\hat{\sigma}_p^2 = (Q_1 - Q_2)/r$; $\hat{\sigma}_e^2 = (Q_2 - Q_3/n)$ e $\hat{\sigma}_d^2 = Q_3$ para os caracteres peso de espigas, altura da planta e da espiga e, $\hat{\sigma}_p^2 = (Q_1 - Q_2)/r$ e $\hat{\sigma}^2 = Q_2$ para os caracteres dias para florescimento e índice de espigas.

A seguir foram obtidas as seguintes estimativas:

$$\hat{\sigma}_A^2 = 4\hat{\sigma}_p^2: \text{variância genética aditiva;}$$

$$\hat{\sigma}_F^2 = \hat{\sigma}_p^2 + \hat{\sigma}_e^2 + \hat{\sigma}_d^2: \text{variância fenotípica ao nível de plantas;}$$

$$\hat{\sigma}_F^2 = \hat{\sigma}_p^2 + \hat{\sigma}_e^2/r + \hat{\sigma}_d^2/nr = Q_1/r: \text{variância fenotípica entre médias de progênies de meios irmãos};$$

$$h^2 = \hat{\sigma}_A^2/\hat{\sigma}_F^2: \text{herdabilidade no sentido restrito ao nível de plantas};$$

$$h_x^2 = \hat{\sigma}_p^2/\hat{\sigma}_F^2 = \frac{Q_1 - Q_2}{Q_1}: \text{herdabilidade no sentido restrito ao nível de médias de progênies}.$$

As precisões (s) das estimativas foram determinadas a partir das seguintes expressões (BARBIN & GOMES, 1971; VELLO & VENCovsky, 1974; BARBIN, 1975):

$$s(\hat{\sigma}_d^2) = \left(\frac{2Q_3^2}{g_3+2} \right)^{\frac{1}{2}};$$

$$s(\hat{\sigma}_e^2) = \left\{ 2 \left[\frac{Q_2^2}{g_2+2} + \frac{Q_3^2}{n^2(g_3+2)} \right] \right\}^{\frac{1}{2}};$$

$$s(\hat{\sigma}^2) = \left(\frac{2 Q_2^2}{g_2+2} \right)^{\frac{1}{2}}$$

$$s(\hat{\sigma}_p^2) = \left[\frac{2}{r^2} \left(\frac{Q_1^2}{g_1+2} + \frac{Q_2^2}{g_2+2} \right) \right]^{\frac{1}{2}};$$

$$s(\hat{\sigma}_A^2) = \left[\frac{32}{r^2} \left(\frac{Q_1^2}{g_1+2} + \frac{Q_2^2}{g_2+2} \right) \right]^{\frac{1}{2}} = 4s(\hat{\sigma}_p^2);$$

$$s(\bar{h}_x^2) = \left(\frac{2}{g_1+2} + \frac{2}{g_2+2} \right)^{\frac{1}{2}} \cdot (1 - \bar{h}_x^2) ;$$

$$s(h^2) = \left[\frac{16}{(\bar{\sigma}_d^2 + \bar{\sigma}_e^2 + \bar{\sigma}_p^2)^4} \cdot \left\{ (\bar{\sigma}_d^2 + \bar{\sigma}_e^2)^2 \cdot V(\bar{\sigma}_p^2) + (\bar{\sigma}_p^2)^2 \cdot [V(\bar{\sigma}_d^2) + V(\bar{\sigma}_e^2) + 2COV(\bar{\sigma}_d^2, \bar{\sigma}_e^2)] - 2\bar{\sigma}_p^2(\bar{\sigma}_d^2, \bar{\sigma}_e^2) \right. \right. \\ \left. \left. \cdot [COV(\bar{\sigma}_e^2, \bar{\sigma}_p^2)] \right\} \right]^{\frac{1}{2}} ,$$

onde:

$$COV(\bar{\sigma}_d^2, \bar{\sigma}_e^2) = \frac{-2}{n} \left(\frac{Q_3^2}{g_3+2} \right) ,$$

$$COV(\bar{\sigma}_e^2, \bar{\sigma}_p^2) = \frac{-2}{r} \left(\frac{Q_2^2}{g_2+2} \right) ,$$

$V(\bar{\sigma}_d^2)$, $V(\bar{\sigma}_e^2)$ e $V(\bar{\sigma}_p^2)$: estimativas das variâncias associadas às estimativas das variâncias fenotípica entre plantas dentro de parcelas, do erro ao nível de parcelas e genética entre progênes, respectivamente.

b. Análise conjunta envolvendo os dois ambientes

Utilizando-se médias de progênes ajustadas, foram realizadas análises de variâncias conjuntas para os dois ambientes, para os experimentos que possuíam as mesmas 100 progênes. Posteriormente para reunir as 200 progênes

em uma só análise, as análises conjuntas mencionadas anteriormente foram agrupadas.

Para realizar tais análises, foram utilizados o erro efetivo médio considerando os 4 experimentos e os quadrados médios de progênie e da interação progênie x ambientes, os quais foram multiplicados pelo número de repetições (2) uma vez que foram obtidos utilizando-se médias de progênie. A obtenção e interpretação dos componentes genéticos das esperanças dos quadrados médios foram feitas considerando o modelo misto, onde os efeitos dos ambientes são fixos, conforme metodologia relatada por SOUZA JÚNIOR & VENCovsky (1989a e b).

O seguinte modelo matemático foi utilizado:

$$Y_{ij t} = \mu + p_i + b_j(t) + \ell_t + (p\ell)_{it} + e_{(ij t)}$$

onde:

$Y_{ij t}$ - é a observação da progênie i na repetição j do ambiente t ;

μ - é a média geral, fixa, $\therefore E(\mu) = \mu$ e $E(\mu^2) = \mu^2$;

p_i - é o efeito da progênie i ($i = 1, 2, \dots, I$), aleatória, $\therefore E(p_i) = 0$ e $E(p_i^2) = \sigma_p^2$;

$b_j(t)$ - é o efeito da repetição j ($j = 1, 2$) dentro do ambiente t , aleatória, $E(b_j(t)) = 0$ e $E(b_j^2(t)) = \sigma_b^2$;

ℓ_t - é o efeito do ambiente t ($t=1, 2$), fixo, $\therefore E(\ell_t) = \ell$ e $E(\ell_t^2) = V_\ell$;

$(pl)_{it}$ - é o efeito da interação da progênie i com o ambiente t , aleatória, $\therefore E(pl)_{it} = 0$ e $E(pl)_{it}^2 = \sigma_{pl}^2$;

$e(ijt)$ - é o erro experimental associado à progênie i na repetição j no ambiente t , $e(ijt) \sim N(0, \sigma^2)$, isto é:
 $E(e(ijt)) = 0$ e $E(e(ijt)^2) = \sigma^2$;

onde:

σ_p^2 : variância genética entre progênies,

σ_b^2 : variância entre repetições;

V_L : somatório do quadrado dos efeitos dos ambientes;

σ_{pl}^2 : variância da interação progênies x ambientes.

σ^2 : variância residual média.

O esquema da análise de variância conjunta envolvendo os dois ambientes, com as respectivas esperanças de quadrados médios, encontra-se na Tabela 10.

Tabela 10. Esquema da análise de variância conjunta envolvendo os dois ambientes com respectivas esperanças dos quadrados médios (STEEL & TORRIE, 1960).

F.V.	GL	QM	E(QM)
Repetições/Ambiente/ Experimento			
Ambientes(L)/Experimento			
Progênies(P)/Experimento	g_1	Q_1	$\sigma^2 + r\sigma_p^2$
PxL/Experimento	g_2	Q_2	$\sigma^2 + r(l/l-1)\sigma_{pl}^2$
Resíduo Médio	g_3	Q_3	σ^2

As estimativas dos componentes de variância para todos os caracteres foram obtidas da seguinte maneira:

$$\hat{\sigma}_p^2 = (Q_1 - Q_3)/r\ell; \hat{\sigma}_{pl}^2 = (Q_2 - Q_3)/r(\ell/\ell - 1) \text{ e } \hat{\sigma}^2 = Q_3.$$

A seguir foram obtidas as seguintes estimativas:

$$\hat{\sigma}_A^2 = 4\hat{\sigma}_p^2: \text{variância genética aditiva;}$$

$$\hat{\sigma}_{Al}^2 = 4\hat{\sigma}_{pl}^2: \text{variância da interação dos efeitos aditivos com ambientes;}$$

$$\hat{\sigma}_F^2 = \sigma_p^2 + \sigma_{pl}^2/\ell + \sigma^2/r\ell = \frac{Q_1}{r\ell}: \text{variância fenotípica entre médias de progênie.}$$

$$h_x^2 = \frac{(\hat{\sigma}_p^2 - \hat{\sigma}_{pl}^2)}{\hat{\sigma}_F^2} = \frac{Q_1 - Q_2}{Q_1}: \text{herdabilidade no sentido restrito ao nível de médias de progênie.}$$

As precisões (s) das estimativas foram determinadas a partir das seguintes expressões (BARBIN & GOMES, 1971; VELLO & VENCovsky, 1974; BARBIN, 1975).

$$s(\hat{\sigma}_p^2) = \left[\frac{2}{r^2\ell^2} \left(\frac{Q_1^2}{g_1+2} + \frac{Q_3^2}{g_3+2} \right) \right]^{\frac{1}{2}}$$

$$s(\hat{\sigma}_A^2) = \left[\frac{32}{r^2\ell^2} \left(\frac{Q_1^2}{g_1+2} + \frac{Q_3^2}{g_3+2} \right) \right]^{\frac{1}{2}} = 4s(\hat{\sigma}_p^2)$$

$$s(\hat{\sigma}^2) = \left(\frac{2 Q_3^2}{g_3+2} \right)^{\frac{1}{2}}$$

$$s(\hat{\sigma}_{p\ell}^2) = \left[\frac{2}{r^2 \ell^2} \left(\frac{Q_2^2}{g_2+2} + \frac{Q_3^2}{g_3+2} \right) \right]^{\frac{1}{2}}$$

$$s(\hat{\sigma}_{p\ell}^2) = 4s(\hat{\sigma}_{p\ell}^2)$$

$$s(\hat{h}_x^2) = \left(\frac{2}{g_1+2} + \frac{2}{g_2+2} \right)^{\frac{1}{2}} \cdot (1 - \hat{h}_x^2)$$

3.2.3. Análises de covariância e estimativas de correlações entre caracteres

a. Análises de covariância agrupadas por ambiente

As análises de covariância entre caracteres foram efetuadas a partir de análises de variância, mediante a aplicação de método apresentado por KEMPTHORNE (1966), o qual compreende, além de análises de variância relativas a cada um dos caracteres envolvidos nas combinações, análises de variância da soma de tais caracteres, dois a dois. Os produtos médios entre caracteres resultam dos quadrados médios das análises de variância realizadas. Na Tabela 11 é dado o processo utilizado para a obtenção dos produtos médios das análises de covariância agrupadas por ambiente.

Tabela 11. Procedimento para obtenção dos produtos médios das análises de covariância agrupadas por ambiente.

F.V.	Quadrados Médios (QM)			Produtos Médios (PM)
	x	y	z	x, y
Repetição(R)/ Experimento	QMR_x	QMR_y	QMR_z	$PMR_{x,y} = \frac{1}{2} (QMR_z - QMR_x - QMR_y)$
Progenies(P)/ Experimento	QMP_x	QMP_y	QMP_z	$PMP_{x,y} = \frac{1}{2} (QMP_z - QMP_x - QMP_y)$
Resíduo Médio(E)	QME_x	QME_y	QME_z	$PME_{x,y} = \frac{1}{2} (QME_z - QME_x - QME_y)$

onde:

x e y referem-se aos caracteres em estudo;

$$z = x + y$$

QM_x, QM_y correspondem aos quadrados médios obtidos nas análises de variância agrupadas por ambiente para os caracteres x e y respectivamente;

QM_z correspondem aos quadrados médios das análises de variância da soma dos caracteres x e y, agrupadas para cada ambiente.

O esquema das análises de covariância agrupadas por ambiente com as respectivas esperanças dos produtos médios, encontra-se na Tabela 12.

Tabela 12. Esquema da análise de covariância agrupada por ambiente com as respectivas esperanças dos produtos médios.

F.C.	GL	PM	E(PM)
Repetições/Experimento	g_1	-	
Progênies/Experimento	g_2	P_1	$COV_e + r COV_p$
Resíduo Médio	g_3	P_2	COV_e

onde:

COV_e é a covariância ambiental entre parcelas;

COV_p é a covariância genética entre caracteres.

As estimativas dos componentes de covariância para todas as combinações entre caracteres foram obtidas da seguinte maneira: $C\hat{O}V_p(x,y) = (P_1 - P_2)/r$ e $C\hat{O}V_e(x,y) = P_2$.

A seguir foram obtidas as seguintes estimativas:

$C\hat{O}V_A(x,y) = 4C\hat{O}V_p(x,y)$ covariância genética aditiva entre os caracteres x e y ;

$C\hat{O}V_F(x,y) = C\hat{O}V_p(x,y) + C\hat{O}V_e(x,y)/r = P_1/r$: covariância fenotípica entre os caracteres x e y ao nível de médias de progênies.

As correlações genéticas, fenotípicas e ambientais entre os caracteres para cada ambiente foram estimadas a partir das seguintes expressões (FALCONER, 1964; KEMP THORNE, 1966):

$$\hat{r}_{A(x,y)} = \frac{COV_{A(x,y)}}{(\hat{\sigma}_{Ax}^2 \cdot \hat{\sigma}_{Ay}^2)^{\frac{1}{2}}};$$

$$\hat{r}_{\bar{F}(x,y)} = \frac{COV_{\bar{F}(x,y)}}{(\hat{\sigma}_{\bar{F}x}^2 \cdot \hat{\sigma}_{\bar{F}y}^2)^{\frac{1}{2}}};$$

$$\hat{r}_{E(x,y)} = \frac{COV_{e(x,y)}}{(\hat{\sigma}_{ex}^2 \cdot \hat{\sigma}_{ey}^2)^{\frac{1}{2}}};$$

onde:

$\hat{r}_{A(x,y)}$: coeficiente de correlação genética aditiva entre os caracteres x e y, em cada ambiente;

$\hat{r}_{\bar{F}(x,y)}$: coeficiente de correlação fenotípica entre os caracteres x e y ao nível de médias de progênies, em cada ambiente;

$\hat{r}_{E(x,y)}$: coeficiente de correlação ambiental entre os caracteres x e y, em cada ambiente.

Nos denominadores destas expressões utilizaram-se correspondentes estimativas de variâncias das análises de variância agrupadas para cada ambiente.

b. Análises de covariâncias conjuntas
envolvendo os dois ambientes

As análises de covariância conjuntas envolvendo os dois ambientes foram realizadas utilizando-se da metodologia de KEMPTHORNE (1966) relatada anteriormente. Na Tabela 13 é dado o processo para a obtenção dos produtos médios das análises de covariância conjuntas.

Tabela 13. Procedimento para obtenção dos produtos médios das análises de covariância conjuntas.

F.V.	Quadrados Médios(Q _{i1})			Produtos Médios (P _{i1})
	x	y	z	x,y
Repetições(R)/Ambiente/ Experimento	QMR _x	QMR _y	QMR _z	$PMR_{x,y} = \frac{1}{2}(QMR_z - QMR_x - QMR_y)$
Locais (L)/Experimento	QML _x	QML _y	QML _z	$PML_{x,y} = \frac{1}{2}(QML_z - QML_x - QML_y)$
Progenies(P)/Experimento	QMP _x	QMP _y	QMP _z	$PMP_{x,y} = \frac{1}{2}(QMP_z - QMP_x - QMP_y)$
PxL/Experimento	QMPxL _x	QMPxL _y	QMPxL _z	$QMPxL_{x,y} = \frac{1}{2}(QMPxL_z - QMPxL_x - QMPxL_y)$
Resíduo Médio (E)	QME _x	QME _y	QME _z	$PME_{x,y} = \frac{1}{2}(QME_z - QME_x - QME_y)$

onde:

x e y referem-se aos caracteres em estudo;

z = x + y

QM_x, QM_y correspondem aos quadrados médios obtidos nas análises de variância conjuntas envolvendo dois ambientes para os caracteres x e y, respectivamente;

QM_z correspondem aos quadrados médios das análises de variância da soma dos caracteres x e y , conjuntas para os dois ambientes

O esquema da análise de covariância conjunta para os dois ambientes, com as respectivas esperanças dos produtos médios encontra-se na Tabela 14.

Tabela 14. Esquema da análise de covariância conjunta para os dois ambientes, com respectivas esperanças dos produtos médios.

F.C.	GL	PM	E(PM)
Repetições/Ambiente/Experimento	g_1		
Locais(L)/Experimento	g_2		
Progênies(P)/Experimento	g_3	P_1	$COV_e + r_l COV_p$
$P \times l$ /Experimento	g_4	P_2	$COV_e + r(l/l-1) COV_{pl}$
Resíduo Médio	g_5	P_3	COV_e

onde:

COV_e é a covariância ambiental entre parcelas;

COV_{pl} é a covariância da interação progênies x ambientes entre caracteres;

COV_p é a covariância genética entre caracteres.

As estimativas dos componentes de covariância para todas as combinações entre caracteres, foram obtidas do seguinte modo:

$$\begin{aligned} \text{C}\bar{\text{O}}\text{V}_{p(x,y)} &= (P_1 - P_3)/r\ell : \text{C}\bar{\text{O}}\text{V}_{p\ell(x,y)} = (P_2 - P_3)/r(\ell/\ell-1) \text{ e} \\ \text{C}\bar{\text{O}}\text{V}_{e(x,y)} &= P_3. \end{aligned}$$

A seguir foram obtidas as seguintes estimativas:

$$\text{C}\bar{\text{O}}\text{V}_{A(x,y)} = 4\text{C}\bar{\text{O}}\text{V}_{p(x,y)} : \text{covariância genética aditiva entre os caracteres } x \text{ e } y;$$

$$\text{C}\bar{\text{O}}\text{V}_{A\ell(x,y)} = 4\text{C}\bar{\text{O}}\text{V}_{p\ell(x,y)} : \text{covariância da interação dos efeitos aditivos com ambientes entre os caracteres } x \text{ e } y;$$

$$\text{C}\bar{\text{O}}\text{V}_{\bar{F}(x,y)} = \text{C}\bar{\text{O}}\text{V}_{p(x,y)} + \text{C}\bar{\text{O}}\text{V}_{p\ell(x,y)}/\ell + \text{C}\bar{\text{O}}\text{V}_{e(x,y)}/r\ell = P_1/r\ell : \text{covariância fenotípica entre os caracteres } x \text{ e } y \text{ ao nível de médias de progênie.}$$

As correlações genéticas, fenotípicas e ambientais entre os caracteres na média dos dois ambientes foram estimadas através das seguintes expressões (FALCONER, 1964; KEMPTHORNE, 1966):

$$\hat{r}_{A(x,y)} = \frac{\text{C}\bar{\text{O}}\text{V}_{A(x,y)}}{(\hat{\sigma}_{A(x)}^2 \cdot \hat{\sigma}_{A(y)}^2)^{1/2}} ;$$

$$\hat{r}_{\bar{F}(x,y)} = \frac{COV_{\bar{F}(x,y)}}{(\hat{\sigma}_{\bar{F}(x)}^2 \cdot \hat{\sigma}_{\bar{F}(y)}^2)^{\frac{1}{2}}};$$

$$\hat{r}_{E(x,y)} = \frac{COV_{E(x,y)}}{(\hat{\sigma}_{E(x)}^2 \cdot \hat{\sigma}_{E(y)}^2)^{\frac{1}{2}}};$$

onde:

$\hat{r}_{A(x,y)}$: coeficiente de correlação genética aditiva entre os caracteres x e y na média dos ambientes;

$\hat{r}_{\bar{F}(x,y)}$: coeficiente de correlação fenotípica entre os caracteres x e y, ao nível de médias de progênie, na média dos ambientes;

$\hat{r}_{E(x,y)}$: coeficiente de correlação ambiental entre os caracteres x e y na média dos ambientes.

Nos denominadores destas expressões utilizaram-se as correspondentes estimativas de variâncias, obtidas nas análises de variância conjunta envolvendo os dois ambientes.

3.2.4. Estimativas das correlações genéticas de um ambiente para outro e desdobramento da interação

As estimativas das correlações genéticas entre caracteres de um ambiente para outro foram obtidas a partir das seguintes expressões:

$$\hat{r}_{Axy}^{ij} = \frac{(C\bar{O}V_{A(x,y)} - C\bar{O}V_{A\ell(x,y)})_{ij}}{(\hat{\sigma}_{Ax}^2 \cdot \hat{\sigma}_{Ay}^2)^{\frac{1}{2}}};$$

$$\hat{r}_{Axy}^{ji} = \frac{(C\bar{O}V_{A(x,y)} - C\bar{O}V_{A\ell(x,y)})_{ij}}{(\hat{\sigma}_{Ax}^2 \cdot \hat{\sigma}_{Ay}^2)^{\frac{1}{2}}};$$

onde:

$\hat{r}_{Axy}^{ij}$ = correlação genética aditiva entre os caracteres x e y, quando o caráter x é avaliado no ambiente i e o caráter y no ambiente j;

$\hat{r}_{Axy}^{ji}$ = correlação genética aditiva entre os caracteres x e y, quando x é avaliado no ambiente j e y no ambiente i;

$(C\bar{O}V_{A(x,y)} - C\bar{O}V_{A\ell(x,y)})_{ij}$: estimativa da covariância genética aditiva entre os caracteres x e y de um ambiente para outro;

$\hat{\sigma}_{Ax}^2$ = estimativa da variância genética aditiva do caráter x no ambiente i.

As estimativas das correlações genéticas aditivas de caracteres individuais de um ambiente para outro foram obtidas a partir de:

$$\hat{r}_{Aij} = \frac{(\hat{\sigma}_A^2 - \hat{\sigma}_{A\ell})_{ij}}{(\hat{\sigma}_{Ai}^2 \cdot \hat{\sigma}_{Aj}^2)^{\frac{1}{2}}}$$

onde:

r_{Aij} : correlação genética aditiva entre a performance média das progênes nos ambientes i e j ;

$(\sigma_A^2 - \sigma_{A\ell}^2)_{ij}$: estimativa da covariância genética entre as médias das progênes nos ambientes i e j , a qual é obtida a partir da análise de variância conjunta;

σ_{Ai}^2 : estimativa da variância genética aditiva no ambiente i .

A decomposição da interação genótipos $\times$ ambientes em parte simples e complexa (VENCOVSKY, 1987) foi realizada segundo a expressão:

$$\sigma_{p\ell}^2 = \frac{1}{2} \left[\frac{1}{2} (\bar{\sigma}_{pi} - \bar{\sigma}_{pj})^2 + \bar{\sigma}_{pi} \cdot \bar{\sigma}_{pj} (1 - \bar{r}_{Aij}) \right]$$

onde:

$\frac{1}{4}(\bar{\sigma}_{pi} - \bar{\sigma}_{pj})^2$: estimativa da parte simples da interação, a qual é devida à diferença na variabilidade genética das progênes dentro dos ambientes i e j ;

$\frac{1}{2} [\bar{\sigma}_{pi} \cdot \bar{\sigma}_{pj} (1 - \bar{r}_{Aij})]$: estimativa da parte complexa da interação, a qual é devida, em parte, a falta de correlação perfeita entre as médias de progênes de um ambiente para outro;

σ_{pi}^2 : estimativa da variância genética entre progênes no ambiente i .

3.2.5. Progressos e respostas correlacionadas esperados com seleção

A. Progressos esperados com seleção

Os progressos esperados com seleção entre médias de progênies de meios irmãos, para cada caráter, em cada uma das situações foram calculados mediante o emprego de expressões apresentadas por SOUZA JÚNIOR & VENCovsky (1989a e b).

As seguintes situações foram consideradas:

- a. Progressos diretos - Seleção em um ambiente e progresso no mesmo ($G_{s(i/i)}$)

$$G_{s(i/i)} = \frac{K}{\hat{\sigma}_{\bar{F}i}} \left(\frac{1}{4} \right) \cdot \hat{\sigma}_{Ai}^2$$

onde:

K : diferencial de seleção estandardizado;

$\hat{\sigma}_{\bar{F}i}$: estimativa do desvio padrão fenotípico entre médias de progênies no ambiente i ;

$\hat{\sigma}_{Ai}^2$: estimativa da variância genética aditiva entre progênies no ambiente i .

- b. Progressos indiretos - Seleção em um ambiente e progresso em outro ($G_{s(i/j)}$)

$$G_{s(i/j)} = \frac{K}{\hat{\sigma}_{\bar{F}j}} \left(\frac{1}{4} \right) (\hat{\sigma}_A^2 - \hat{\sigma}_{A\ell}^2)_{ij}$$

onde:

$(\sigma_A^2 - \sigma_{A\ell}^2)_{ij}$: estimativa da covariância genética entre médias de progênes nos ambientes i e j;

$\sigma_{\bar{F}j}$: estimativa do desvio padrão fenotípico entre médias de progênes no ambiente j.

c. Seleção em um ambiente e progresso na média dos ambientes ($G_{s(ij/i)}$)

$$G_{s(ij/i)} = \frac{K}{2\sigma_{\bar{F}i}} \left(\frac{1}{4} \right) \left[(\sigma_A^2 - \sigma_{A\ell}^2)_{ij} + \sigma_{Ai}^2 \right]$$

d. Seleção baseada na média dos ambientes e progresso em ambientes individuais ($G_{s(j/ij)}$)

$$G_{s(j/ij)} = \frac{K}{2\sigma_{\bar{F}ij}} \left(\frac{1}{4} \right) \left[(\sigma_A^2 - \sigma_{A\ell}^2)_{ij} + \sigma_{Aj}^2 \right]$$

onde:

σ_{Aj}^2 : estimativa da variância genética aditiva entre progênes no ambiente j;

$\sigma_{\bar{F}ij}$: estimativa do desvio padrão fenotípico entre médias de progênes nos ambientes i e j, a qual é obtida a partir da análise de variância conjunta.

e. Seleção baseada na média dos ambientes e progresso na média dos ambientes ($G_{s(ij/ij)}$)

$$G_{s(ij/ij)} = \frac{K}{4\sigma_{Fij}^2} \left(\frac{1}{4} \right) \left[2(\sigma_A^2 - \sigma_{Ae}^2)_{ij} + \sigma_{Ai}^2 + \sigma_{Aj}^2 \right]$$

$$= \frac{K}{\sigma_{Fij}^2} \left(\frac{1}{4} \right) \cdot \sigma_{Aij}^2$$

onde:

σ_{Aij}^2 : estimativa da variância genética aditiva entre progênies nos ambientes i e j , a qual é obtida da análise de variância conjunta.

Considerando os casos em que avalia-se o progresso médio nos dois ambientes, o progresso observado em cada um dos ambientes individualmente pode ser obtido observando-se o que compõe cada um desses progressos médios, pelas relações apresentadas a seguir:

$$G_{s(ij/j)} = \frac{1}{2} (G_{s(j/j)} + G_{s(i/j)})$$

$$G_{s(ij/i)} = \frac{1}{2} (G_{s(i/i)} + G_{s(j/i)})$$

$$G_{s(ij/ij)} = \frac{1}{2} (G_{s(i/ij)} + G_{s(j/ij)})$$

B. Respostas correlacionadas na seleção

As respostas correlacionadas, observadas em um caráter x quando se efetua seleção em um outro caráter y ($RC(x/y)$) e vice-versa ($RC(y/x)$) foram obtidas para cada com

binação de caracteres segundo metodologia indicada por SOUZA JÚNIOR & VENCovsky (1989a e b), através das expressões abaixo relacionadas.

As seguintes situações foram consideradas:

- a. Resposta correlacionada no caráter x em um ambiente quando a seleção é praticada no caráter y no mesmo ambiente ($RC_{(x/y)(i/i)}$):

$$RC_{(x/y)(i/i)} = \frac{K}{\sigma_{\bar{F}(y)i}} \left(\frac{1}{4}\right) COV_{A(x,y)i}$$

onde:

$COV_{A(x,y)i}$: estimativa da covariância genética aditiva entre os caracteres x e y no ambiente i;

$\sigma_{\bar{F}(y)i}$: estimativa do desvio padrão fenotípico entre médias de progênies para o caráter y no ambiente i.

- b. Seleção praticada no caráter y em um ambiente e resposta correlacionada no caráter x em outro ambiente ($RC_{(x/y)(i/j)}$):

$$RC_{(x/y)(i/j)} = \frac{K}{\sigma_{\bar{F}(y)j}} \left(\frac{1}{4}\right) (COV_{A(x,y)i} - COV_{A\ell(x,y)ij})$$

onde:

$(COV_{A(x,y)i} - COV_{A\ell(x,y)ij})$: estimativa da covariância genética aditiva entre os caracteres x e y de um ambiente para outro;

$\sigma_{\bar{F}(y)j}$: estimativa do desvio padrão fenotípico entre médias de progênies para o caráter y no ambiente j.

- c. Seleção praticada no caráter y em um ambiente e resposta correlacionada no caráter x na média dos ambientes ($RC_{(x/y)(ij/i)}$):

$$RC_{(x/y)(ij/i)} = \frac{K}{2\hat{\sigma}_{\bar{F}(y)i}} \left(\frac{1}{4} \right) \left[(C\hat{O}V_{A(x,y)} - C\hat{O}V_{A\ell(x,y)})_{ij} + C\hat{O}V_{A(x,y)i} \right]$$

- d. Seleção praticada no caráter y baseada na média dos ambientes e resposta correlacionada no caráter x em um único ambiente ($RC_{(x/y)(j/ij)}$):

$$RC_{(x/y)(j/ij)} = \frac{K}{2\hat{\sigma}_{\bar{F}(y)ij}} \left(\frac{1}{4} \right) \left[(C\hat{O}V_{A(x,y)} - C\hat{O}V_{A\ell(x,y)})_{ij} + C\hat{O}V_{A(x,y)j} \right]$$

onde:

$C\hat{O}V_{A(x,y)j}$: estimativa da covariância genética aditiva entre os caracteres x e y no ambiente j ;

$\hat{\sigma}_{\bar{F}(y)ij}$: estimativa do desvio padrão fenotípico entre médias de progênie para o caráter y , nos ambientes i e j , a qual é obtida da análise de covariância conjunta.

- e. Seleção praticada no caráter y , baseada na média dos ambientes e resposta correlacionada no caráter x na média dos ambientes ($RC_{(x/y)(ij/ij)}$):

$$RC_{(x/y)(ij/ij)} = \frac{K}{4\hat{\sigma}_{\bar{F}(y)ij}} \left(\frac{1}{4} \right) \left[2(C\hat{O}V_{A(x,y)} - C\hat{O}V_{A\ell(x,y)})_{ij} + C\hat{O}V_{A(x,y)i} + C\hat{O}V_{A(x,y)j} \right]$$

$$= \frac{K}{\bar{\sigma}_{F(y)ij}} \left(\frac{1}{4} \right) \text{C}\bar{\text{O}}\text{V}_{A(x,y)ij}$$

onde:

$\text{C}\bar{\text{O}}\text{V}_{A(x,y)ij}$: estimativa da covariância genética aditiva entre os caracteres x e y , nos ambientes i e j , a qual é obtida da análise de covariância conjunta.

Considerando-se os casos em que avalia-se a resposta correlacionada na medida dos ambientes, pode-se determinar a resposta correlacionada em cada ambiente, observando-se o que compõe cada uma dessas respostas correlacionadas médias, pelas seguintes relações:

$$\text{RC}_{(x/y)(ij/j)} = \frac{1}{2} (\text{RC}_{(x/y)(j/j)} + \text{RC}_{(x/y)(i/j)})$$

$$\text{RC}_{(x/y)(ij/i)} = \frac{1}{2} (\text{RC}_{(x/y)(i/i)} + \text{RC}_{(x/y)(j/i)})$$

$$\text{RC}_{(x/y)(ij/ij)} = \frac{1}{2} (\text{RC}_{(x/y)(i/ij)} + \text{RC}_{(x/y)(j/ij)})$$

3.2.6. Estudos relativos a tamanho de parcela

Nos estudos relativos a determinação do tamanho de parcela e número de repetições ideais para avaliação de progênies foi utilizada metodologia descrita por EBERHART (1970).

Tal metodologia baseia-se na diminuição da va

riância fenotípica entre médias de progênes e consequente aumento no progresso esperado com seleção. Assim sendo utilizaram-se as expressões do progresso esperado com seleção para os caracteres peso de espigas, altura da planta e da espiga, correspondentes a cada um dos dois ambientes, cuja expressão geral é:

$$G_s(i/i) = \frac{K}{\left(\sigma_p^2 + \sigma_e^2/r + \sigma_d^2/nr\right)_i^{\frac{1}{2}}} \left(\frac{1}{4}\right) \sigma_{Ai}^2$$

Fixando-se o numerador da expressão anterior, para cada caráter em cada um dos ambientes, trabalharam-se apenas com os denominadores da expressão para cada um dos casos, os quais são dados por:

$$\sigma_{\bar{F}_i} = \left(\sigma_p^2 + \sigma_e^2/r + \sigma_d^2/nr\right)_i^{\frac{1}{2}}$$

Para cada número de repetições variando de 2 a 9, avaliaram-se diversos valores para número de plantas dentro de parcela (5 a 50 para o caráter peso de espigas, e 1 a 25 para os caracteres altura da planta e da espiga).

Para cada variação do número de repetições e número de plantas por parcela obtiveram-se valores para o progresso genético esperado com seleção, os quais foram utilizados para plotarem-se as curvas apresentadas.

Para o caráter peso de espigas, foram apresentadas também, curvas considerando-se apenas os acréscimos ocorridos no progresso esperado com seleção em função do aumento do número de plantas por parcela, a partir de um número inicial de 5 plantas. Estes acréscimos foram apresentados de forma acumulada e em valor absoluto para cada variação do número de plantas por parcela.

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1. Médias e resultados gerais dos experimentos

Os valores médios dos cinco caracteres avaliados para a variedade BR 108 e para as testemunhas nos dois ambientes e na média dos ambientes, encontram-se na Tabela 15. Para o caráter peso de espigas, no cerrado encontraram-se 136,83; 150,74; 119,86 e 135,30 gramas por planta, e que correspondem a 6,84; 7,54; 5,99 e 6,77 toneladas por hectare, para a variedade BR 108, híbrido duplo XL 670 (testemunha 1), híbrido intervarietal BR 301 (testemunha 2) e média das testemunhas, respectivamente. A média da variedade BR 108 no cerrado, corresponde a 90,71; 114,19 e 101,03% da produtividade da testemunha 1 (XL 670), testemunha 2 (BR 301) e médias das testemunhas, respectivamente. Verifica-se, portanto, uma boa performance da variedade BR 108 no cerrado em relação às testemunhas, e que a mesma foi inferior apenas ao híbrido duplo XL 670.

Para o caráter peso de espigas, no ambiente

fértil encontraram-se 202,40; 198,65; 189,50 e 194,07 gramas por planta, e que correspondem a 10,12; 9,93; 9,47 e 9,70 toneladas por hectare, para a variedade BR 108, híbrido duplo XL 670, híbrido intervarietal BR 301 e média das testemunhas, respectivamente. A média da variedade BR 108 nesse ambiente corresponde a 101,91; 106,86 e 104,33% da produtividade do híbrido duplo XL 670, híbrido intervarietal BR 301 e média das testemunhas, respectivamente. Constata-se que no ambiente fértil a variedade BR 108 comportou-se aproximadamente igual ao híbrido duplo XL 670 e mostrou-se superior ao híbrido intervarietal BR 301.

Para o caráter peso de espigas na média dos ambientes encontraram-se 169,61; 174,69; 154,68 e 164,68 gramas por planta, e que correspondem a 8,48; 8,73; 7,73 e 8,23 toneladas por hectare, para a variedade BR 108, híbrido duplo XL 670, híbrido intervarietal BR 301 e médias das testemunhas, respectivamente. A média da variedade BR 108 considerando os dois ambientes, corresponde a 97,14; 109,70 e 103,04% da produtividade do híbrido duplo XL 670, híbrido intervarietal BR 301 e média das testemunhas, respectivamente.

Baseando-se nos resultados apresentados, verifica-se o bom potencial de produtividade da variedade BR 108, a qual mostrou-se sempre superior ao híbrido intervarietal BR 301 e aproximadamente semelhante ao híbrido duplo comercial XL 670 no ambiente fértil e média dos ambientes, porém inferior ao mesmo híbrido no cerrado. Constata-se a maior

adaptação do híbrido duplo XL 670 ao cerrado, em virtude de sua maior estabilidade de produção de um ambiente para outro. De maneira geral, observa-se também uma drástica redução na média do caráter quando avaliado no cerrado, em relação à avaliação realizada no fértil. As produtividades médias observadas no cerrado correspondem a 67,60; 75,88; 63,25 e 69,72% das verificadas no ambiente fértil, para a variedade BR 108, híbrido duplo XL 670, híbrido intervarietal BR 301 e média das testemunhas, respectivamente.

Para o caráter índice de espigas (número médio de espigas/planta) no cerrado encontraram-se 1,05; 1,21; 1,12 e 1,16 espigas por planta, no fértil encontraram-se 1,06; 1,25; 1,14 e 1,19 espigas por planta e na média dos ambientes encontraram-se 1,05; 1,23; 1,13 e 1,18 espigas por planta, para a variedade BR 108, híbrido duplo XL 670, híbrido intervarietal BR 301 e média das testemunhas, respectivamente. Verifica-se que para esse caráter a média praticamente não se alterou de um ambiente para outro, para todos os materiais avaliados, e que o híbrido duplo XL 670 é bem mais prolífico que os outros dois materiais, o que pode ter concorrido para a maior estabilidade de produção de tal híbrido no cerrado. Vale ressaltar que a estabilidade de produção pode ser conferida pela maior variabilidade genética do material através da homeostase populacional (ROWE & ANDREW, 1964; SPRAGUE & EBERHART, 1977) pela condição heterozigota através da homeostase individual (BREWBAKER, 1969) e por determinadas ca

racterísticas presentes em alguns materiais, tais como proli
ficidade e sistema radicular desenvolvido (MOTTO & MOLL, 1983).
No presente trabalho observou-se que a variabilidade genêti
ca do material não foi o fator preponderante para maior esta
bilidade, uma vez que o híbrido intervarietal, que provavei
mente possui maior variabilidade genética mostrou-se menos
estável que o híbrido duplo para o caráter peso de espigas.
Quando está presente o fator acidez do solo, as caracterís-
ticas do sistema radicular tornam-se muito importantes, uma
vez que nele ocorre o efeito principal do alumínio, prejudi-
cando o desenvolvimento e causando a ineficiência do sistema
radicular na absorção de água e nutrientes (FOY et alii,
1978). Segundo MOTTO & MOLL (1983) a prolificidade apresen-
ta alta correlação positiva com o desenvolvimento do sistema
radicular, em virtude de quebra da dominância apical. Assim
sendo, a prolificidade associada a sistema radicular mais de
senvolvido, provavelmente conferiu mais estabilidade de pro-
dução ao híbrido duplo XL 670. Dados de literatura confir-
mam estar a prolificidade altamente relacionada a estabilida
de de produção do milho em uma ampla gama de variações ambi-
entais (BAUMAN, 1959; RUSSELL & EBERHART, 1968; BUREN et
alii, 1974).

Para o caráter altura da planta no cerrado en
contraram-se 188,98; 210,54; 186,30 e 198,42 centímetros por
planta; no fértil encontraram-se 229,57; 248,33; 224,50 e
236,42 centímetros por planta, e na média encontraram - se

209,27; 229,44; 205,40 e 217,42 centímetros por planta, para a variedade BR 108, testemunha 1 (XL 670), testemunha 2 (BR 301) e média das testemunhas respectivamente. Verifica-se que no cerrado houve acentuada redução da média para todos os materiais avaliados, em relação a avaliação realizada no fértil. As médias verificadas no cerrado correspondem a 82,32; 84,78; 82,98 e 83,93% das verificadas no fértil, para a variedade BR 108, testemunha 1 (XL 670), testemunha 2 (BR 301) e média das testemunhas, respectivamente. Constata-se também que em ambos ambientes a variedade BR 108 apresentou aproximadamente a mesma média de altura da planta do híbrido intervarietal BR 301, e que o híbrido duplo XL 670 apresentou plantas mais altas que os materiais citados anteriormente.

Para o caráter altura da espiga no cerrado encontraram-se 97,52; 116,54; 96,05 e 106,30 centímetros por planta; no fértil encontraram-se 128,19; 145,83; 122,25 e 134,04 centímetros por planta, e na média dos ambientes encontraram-se 112,86; 131,19; 109,15 e 120,17 centímetros por planta, para a variedade BR 108, testemunha 1 (XL 670), testemunha 2 (BR 301) e média das testemunhas, respectivamente. Constata-se acentuada redução na altura da espiga quando os materiais foram avaliados no cerrado, em relação a avaliação realizada no fértil. As médias verificadas no cerrado correspondem a 76,07; 79,91; 78,57 e 79,30% das verificadas no fértil, para a variedade BR 108, testemunha 1 (XL 670),

testemunha 2 (BR 301) e média das testemunhas, respectivamente. A variedade BR 108 e o híbrido intervarietal BR 301 apresentaram médias de altura da espiga semelhantes em ambos ambientes e o híbrido duplo XL 670 apresentou maior altura de inserção da espiga que os demais.

Para o caráter dias para florescimento masculino no cerrado encontraram-se 64,48; 64,25; 60,00 e 62,12 dias por planta; no fértil encontraram-se 65,47; 65,50; 61,55 e 63,52 dias por planta, e na média dos ambientes encontraram-se 64,97; 64,87; 60,77 e 62,82 dias por planta, respectivamente para a variedade BR 108, testemunha 1 (XL 670), testemunha 2 (BR 301) e média das testemunhas. Observa-se que para todos os materiais avaliados a média do caráter praticamente não se alterou de um ambiente para outro e que o híbrido intervarietal BR 301 é cerca de 4 dias mais precoce que os outros dois materiais, os quais apresentaram aproximadamente o mesmo número de dias para florescimento.

De maneira geral, os resultados obtidos estão de acordo com Napolini Filho, citado por MAGNAVACA (1982), que verificou redução na produção de grãos, altura da planta e altura da espiga quando avaliou materiais em solo ácido, em relação a avaliações realizadas em solos não ácidos.

Os valores e significâncias dos quadrados médios obtidos nas análises de variância agrupadas por ambiente e conjuntas envolvendo os dois ambientes, para os cinco caracteres, juntamente com os coeficientes de variação expe-

rimental, encontram-se nas Tabelas 16 e 17. Nos dois ambientes individualmente (análises agrupadas) e em conjunto (análises conjuntas) os quadrados médios para Progenies/Experimento foram significativos (Teste F- $P < 0,01$ ou $P < 0,05$) para todos os caracteres, com exceção do caráter índice de espigas no ambiente solo ácido (cerrado). Os quadrados médios da interação progenies x ambientes foram não significativos para os caracteres altura da planta e índice de espigas, sendo significativos para todos os demais.

Os coeficientes de variação experimental variaram de 10,51% no fértil a 13,91% no cerrado para o caráter peso de espigas, mantendo-se aproximadamente constantes nos dois ambientes em torno de 5,0; 7,0; 3,0 e 8,5 para altura da planta, altura da espiga, dias para florescimento e índice de espigas, respectivamente, podendo ser considerados dentro dos limites aceitáveis na experimentação agrônômica.

As análises de covariância entre caracteres agrupadas por ambiente e conjuntas envolvendo os dois ambientes encontram-se nas Tabelas 18 e 19.

Os comportamentos das progenies de meios irmãos nos ambientes individuais e na média dos ambientes, quanto a médias e amplitudes de variação, podem ser visualizados nas Figuras de 1 a 5, as quais ilustram as distribuições de frequências das médias ajustadas para os 5 caracteres em estudo.

4.2. Parâmetros genéticos e fenotípicos

As estimativas dos parâmetros genéticos e fenotípicos para os cinco caracteres estudados encontram-se nas Tabelas 20, 21 e 22. A seguir serão apresentados e discutidos os resultados para cada caráter.

4.2.1. Peso de espigas

As significâncias dos quadrados médios (teste F) nas análises de variância agrupadas por ambiente e conjunta envolvendo os dois ambientes mostram que existe variabilidade genética entre progênies para o caráter peso de espigas em todas as situações. Vale ressaltar, porém, que no cerrado detectou-se significância apenas ao nível de 10% de probabilidade indicando a menor variabilidade genética expressa em tal ambiente, uma vez que não ocorreram problemas de experimentação em ambos ambientes, e o quadrado médio do resíduo do solo ácido é inferior ao do solo fértil.

As estimativas da variância genética aditiva foram de 179,9745; 392,7868 e 205,6576 (gramas/planta)² para o cerrado, fértil e ambientes em conjunto, respectivamente. Estas estimativas encontram-se dentro da amplitude dos levantamentos efetuados por RAMALHO (1977) e VENCovsky et alii (1988), porém somente a estimativa obtida no ambiente fértil encontra-se acima das médias obtidas por estes levantamentos.

($\hat{\sigma}_A^2 = 320$ e $\hat{\sigma}_A^2 = 309$, respectivamente). Comparando-se estas estimativas com aquelas obtidas por AGUIAR (1986) quando avaliou progênies de meios-irmãos simultaneamente em solos férteis ($\sigma_A^2 = 750,00$ e $450,40$) e sob cerrado ($\sigma_A^2 = 118,42$), verifica-se que a estimativa obtida no cerrado é superior à obtida por AGUIAR (1986) para o mesmo ambiente, e a obtida no fértil inferior às obtidas pelo mesmo autor, para o mesmo ambiente. No entanto, o mesmo padrão de comportamento foi verificado no presente trabalho, uma vez que a estimativa da variância genética aditiva no fértil apresentou-se superior à do cerrado.

No presente trabalho, a estimativa da variância genética aditiva apresentada no cerrado corresponde a 45,82% da apresentada no ambiente fértil, indicando a redução da variabilidade genética do material quando submetido a solo ácido. Apesar da variabilidade genética muito superior apresentada no fértil pela população utilizada por AGUIAR (1986) em relação à verificada no presente trabalho para o mesmo ambiente, a redução da variabilidade quando o material foi avaliado no cerrado foi muito mais drástica do que no presente trabalho. Isto sugere que todas as populações, as quais são constituídas de uma mistura de genótipos, independentemente da magnitude da variância genética para o caráter peso de espigas, tendem a apresentar este mesmo tipo de comportamento quando submetidas a solos fortemente ácidos. Conforme relataram NASPOLILI FILHO et alii (1980), a adaptação às condi-

ções de alta acidez do solo conferida pela tolerância ao alumínio certamente é o fator preponderante para expressão da variabilidade genética para o caráter peso de espigas, nesses ambientes. O caráter produção de grãos é caracterizado por ser muito influenciado pelas condições ambientais, uma vez que a expressão final do caráter depende de condições ideais ao desenvolvimento da planta desde a germinação. Uma vez que a presença do alumínio tóxico prejudica todo o desenvolvimento da planta, somente a adaptação a essas condições permitirá a expressão de todo o potencial genotípico dos materiais para produção de grãos.

A ocorrência da interação progênes x ambientes significativa indica que as progênes comportaram-se diferencialmente de um ambiente para outro. Conforme relatam HALLAUER & MIRANDA FILHO (1988), as interações dos materiais com ambientes são sempre esperadas quando consideram-se caracteres complexos, como produção de grãos. A estimativa obtida para variância da interação progênes x ambientes foi de 20,1376 (gramas/planta)² o que corresponde a 44,76; 20,51 e 39,17% da estimativa da variância genética entre progênes para o cerrado, fértil e ambientes em conjunto, respectivamente, evidenciando a superestimação destas respectivas estimativas isoladas. A estimativa da variância da interação foi decomposta em sua parte simples e complexa (Tabela 23) tendo-se constatado que a parte simples correspondeu a 12,71% e a parte complexa a 87,29%. Isto indica que a inte-

ração ocorreu em parte devido à mudança de variabilidade do material de um ambiente para outro (interação simples), e principalmente devido à relativamente baixa correlação entre médias de progênies nos dois ambientes (r_A), cuja estimativa correspondeu a 0,4705 (Tabela 23), contribuindo para a ocorrência da interação complexa. A ocorrência de interação complexa nesta magnitude indica que um único programa pode não atender simultaneamente os dois ambientes, uma vez que há inversão na ordem das progênies de um ambiente para outro, sendo necessário então programas em separado para cada ambiente ou avaliação simultânea nos dois ambientes.

Estes resultados indicam que a interação genótipos x ambientes para o caráter peso de espigas quando se consideram solos férteis e sob cerrado é de grande magnitude e em grande parte complexa, e que se não for manipulada corretamente pode conduzir a resultados indesejáveis nos programas de melhoramento. AGUIAR (1986), utilizando solos sob cerrado e férteis, também obteve estimativas da variância da interação progênies x ambientes de grande magnitude (75,19% da estimativa da variância genética entre progênies), embora na realidade, o valor desta estimativa deva ser um pouco menor, uma vez que o autor utilizou inadequadamente o modelo misto. Vale ressaltar que quando se utilizam ambientes fixos, as estimativas da variância da interação progênies x ambientes devem ficar divididas por $(\ell/\ell-1)$, onde ℓ é o número de ambientes utilizados, conforme ressaltado por SOUZA JÚNIOR & VENCovsky (1989b).

As estimativas dos coeficientes de herdabilidade no sentido restrito ao nível de plantas foram de 6,85 e 15,36%, para o cerrado e fértil, respectivamente. Estes baixos valores obtidos ocorreram, principalmente, devido aos altos valores da variância fenotípica entre plantas dentro de parcelas (σ_d^2) (Tabela 20). O valor obtido de σ_d^2 foi bem superior no cerrado, o que aliado à menor variabilidade genética conduziu ao baixo coeficiente de herdabilidade ao nível de plantas em tal ambiente. A relação σ_d^2/σ_e^2 correspondeu a 8,59 e 5,68 para o cerrado e fértil respectivamente, o que evidencia a maior heterogeneidade ambiental dentro de parcelas em relação a entre parcelas, no cerrado. As estimativas dos coeficientes de herdabilidades obtidas estão aproximadamente equidistantes acima e abaixo das estimativas médias obtidas por RAMANHO (1977) e VENCovsky et alii (1988) as quais correspondem a 9,67 e 11,0%, respectivamente, e próximas as obtidas por AGUIAR (1986) para solos férteis (13,69 e 20,57 %) e cerrado (8,94%).

Para os coeficientes de herdabilidade no sentido restrito ao nível de médias de progênies foram obtidas as estimativas: 19,91; 30,30 e 20,43% respectivamente para o cerrado, fértil e média dos ambientes. Verifica-se portanto que a herdabilidade ao nível de médias de progênies de meios-irmãos corresponde a aproximadamente 3 e 2 vezes a herdabilidade ao nível de plantas, respectivamente, para o cerrado e fértil. A herdabilidade ao nível de médias obtida

no fértil apresentou-se aproximadamente 33% superior à obtida no cerrado, a qual mostrou-se inferior também à obtida para a média dos ambientes.

Concluiu-se, então, que para o caráter peso de espigas há necessidade de utilizarem-se esquemas mais sofisticados de seleção e técnicas experimentais adequadas visando diminuir as variações ambientais e, conseqüentemente, aumentar as herdabilidades e conseguir progressos substanciais com seleção. No cerrado, ficou demonstrado que a seleção massal baseada em plantas individuais terá pouca efetividade, em virtude do baixíssimo coeficiente de herdabilidade ao nível de plantas, o qual concorda com o obtido por AGUIAR (1986).

Os erros associados às estimativas apresentaram-se aceitáveis, sendo, entretanto, bastante superiores no cerrado, onde observou-se também maior coeficiente de variação experimental. Isto sugere maiores cuidados experimentais em tal ambiente. O quadrado médio do resíduo é inferior no cerrado devido, provavelmente, à baixa variância genética expressa em tal ambiente.

4.2.2. Altura da planta

Para o caráter altura da planta, os quadrados médios para Progenies/Experimento apresentaram significância (Teste F) nas análises de variância agrupadas e conjunta, evi

videnciando a presença de variabilidade genética (Tabelas 16 e 17).

As estimativas da variância genética aditiva foram de 195,7147; 196,5869 e 184,3701 (centímetros/planta)² para o cerrado, fértil e média dos ambientes, respectivamente (Tabelas 20 e 22). Observa-se que a variabilidade genética manteve-se praticamente constante de um ambiente para outro, reduzindo um pouco na média dos ambientes. As estimativas obtidas encontram-se dentro da amplitude dos valores do levantamento efetuado por GHINI & MIRANDA FILHO (1979), porém abaixo da média (242,00).

O quadrado médio da interação progênes x ambientes (Tabela 17) mostrou-se não significativo, o que indica que não houveram mudanças significativas no comportamento das progênes de um ambiente para outro. A ausência de interação indica que um programa de seleção pode ser realizado opcionalmente em qualquer dos ambientes, atendendo satisfatoriamente aos dois ambientes. A estimativa da variância da interação progênes x ambientes (Tabela 22) correspondeu a 2,9431 (centímetros/planta)² e seu desdobramento em parte simples e complexa (Tabela 23) revelou que a mesma é praticamente toda complexa (99,99%), já que não houve mudança de variabilidade de um ambiente para outro. No entanto, vale lembrar, que essa interação é ínfima, não significativa e que a correlação genética aditiva entre médias de progênes nos dois ambientes (Tabela 23) é alta ($r_A = 0,8800$).

As estimativas da herdabilidade no sentido restrito ao nível de plantas foram 73,62 e 57,95%, respectivamente para o cerrado e fértil. Verifica-se que a herdabilidade no cerrado apresentou-se superior devido aos baixos valores da variância fenotípica dentro de parcelas (σ_d^2) no cerrado ($\hat{\sigma}_d^2 = 111,0158$) em relação aos observados no fértil ($\hat{\sigma}_d^2 = 247,2107$), o que compensou a maior variância ambiental entre parcelas verificadas no cerrado ($\hat{\sigma}_e^2 = 105,8915$) em relação a verificada no fértil ($\hat{\sigma}_e^2 = 42,8542$) (Tabela 20). Para os caracteres de alta herdabilidade, as variações genéticas são preponderantes nas variações fenotípicas totais em relação as variações ambientais. Isto pode ter concorrido para a baixa variância fenotípica entre plantas dentro de parcela no cerrado para o caráter altura da planta, o que não ocorreu para peso de espigas. Para o cerrado e fértil, respectivamente, as estimativas de herdabilidade obtidas apresentam-se próximas ao limite superior (76,80%) e à média (58,29%) obtida no levantamento realizado por GHINI & MIRANDA FILHO (1979).

As estimativas dos coeficientes de herdabilidade no sentido restrito ao nível de médias de progênies foram de 43,31; 51,57 e 58,59% respectivamente para o cerrado, fértil e média dos ambientes (Tabelas 20 e 22). A herdabilidade no cerrado mostrou-se inferior devido ao mais alto valor da variância fenotípica ao nível de médias em tal ambiente ($\hat{\sigma}_F^2 = 112,9760$) em relação ao obtido no fértil ($\hat{\sigma}_F^2 = 95,2904$) (Tabela 20).

As precisões das estimativas podem ser consideradas razoáveis em ambos ambientes quando comparadas às citadas na literatura por HALLAUER & MIRANDA FILHO (1988).

Dos resultados apresentados, verifica-se que para o caráter altura da planta a seleção massal é a mais indicada em virtude das altas herdabilidades ao nível de plantas, apresentadas, concordando com VERA & CRANE (1970), ACOSTA & CRANE (1972), SOUZA JÚNIOR (1983) e SOUZA JÚNIOR & MIRANDA FILHO (1989). Uma vez que a interação progênes x ambientes mostrou-se não significativa e as magnitudes da variância genética não diferem, a seleção pode ser praticada em qualquer dos ambientes, conduzindo a bons resultados.

4.2.3. Altura da espiga

Os quadrados médios para Progênes/Experimento apresentaram significância nas análises de variância agrupadas por ambiente e conjunta mostrando que existe variabilidade genética entre progênes para o caráter altura da espiga (Tabelas 16 e 17).

As estimativas da variância genética aditiva foram de 94,0414; 180,7584 e 113,9201 (centímetros/planta)² para o cerrado, fértil e média dos ambientes, respectivamente (Tabelas 20 e 22). Observa-se que a variabilidade genética apresentada no cerrado corresponde a aproximadamente 52% da verificada no fértil. As estimativas obtidas estão com-

preendidas dentro da amplitude (109,00 a 252,00) dos valores do levantamento efetuado por GHINI & MIRANDA FILHO (1979), com exceção da estimativa obtida para o cerrado que encontra-se aquém do limite inferior obtido pelos autores.

O quadrado médio da interação progênes x ambientes (Tabela 17), embora pequeno em relação ao quadrado médio do resíduo, apresentou significância ao nível de 5% de probabilidade. A estimativa da variância da interação progênes x ambientes obtida (Tabela 22) foi de 5,8706 (centímetros/planta)², e sua decomposição (Tabela 23) revelou que 14,95% é devida à mudança de variabilidade genética do material de um ambiente para outro (parte simples) e 85,05% corresponde a parte complexa. O coeficiente de correlação genética aditiva de progênes nos dois ambientes (r_A) corresponde a 0,6937 (Tabela 23). Assim sendo a maior participação da interação complexa no total da estimativa da interação não pode ser explicada somente pela falta de correlação genética entre progênes nos dois ambientes, mas também pode ser atribuída às magnitudes das variâncias genéticas em cada local, que nessas circunstâncias contribuíram para o alto valor da interação complexa. É importante ressaltar que a interação, embora significativa, é de pequena magnitude, o que não deve impor que seja efetuada seleção especificamente para cada ambiente.

As estimativas dos coeficientes de herdabilidade no sentido restrito ao nível de plantas foram de 63,61 e 61,18% para o cerrado e fértil, respectivamente (Tabela 20).

Apesar da menor variabilidade genética apresentada no cerrado, as estimativas de herdabilidade obtidas foram semelhantes, em virtude de menor estimativa da variância fenotípica entre plantas dentro de parcelas observada no cerrado ($\sigma_d^2 = 81,5383$) em relação à observada no fértil ($\sigma_d^2 = 214,0259$), conforme ocorreu também para o caráter altura da planta. As estimativas de herdabilidade obtidas apresentam-se próximas à média (65,98%) verificada no levantamento realizado por GHINI & MIRANDA FILHO (1979).

Para os coeficientes de herdabilidade no sentido restrito ao nível de médias encontraram-se: 44,31; 53,35 e 49,42%, para o cerrado, fértil e média dos ambientes, respectivamente (Tabelas 20 e 22). A estimativa obtida para o cerrado mostrou-se inferior à do fértil em virtude da menor variabilidade genética expressa em tal ambiente apesar do menor valor assumido pela variância fenotípica ao nível de médias de progênes no cerrado ($\sigma_F^2 = 53,0592$) em relação ao do fértil ($\sigma_F^2 = 84,7055$) (Tabela 20).

Os desvios padrões das estimativas podem ser considerados razoáveis em ambos ambientes quando comparados aos citados na literatura por HALLAUER & MIRANDA FILHO (1988).

Para tal caráter, quantidades consideráveis da variação fenotípica total devem-se à variância genética aditiva e como o sucesso da seleção depende da magnitude relativa entre a variância genética aditiva e a variação fenotípica, a seleção massal deve conduzir a bons resultados con-

forme relatado por VERA & CRANE (1970), ACOSTA & CRANE (1972), SOUZA JÚNIOR (1983) e SOUZA JÚNIOR & MIRANDA FILHO (1989), o que pode ser confirmado pelos altos coeficientes de herdabilidades no sentido restrito ao nível de plantas observados.

A baixa magnitude da variância da interação progênes x ambientes e as herdabilidades similares obtidas para os dois ambientes, permite a escolha opcional de qualquer dos ambientes para a seleção.

4.2.4. Dias para florescimento masculino

Os quadrados médios para Progênes/Experimento para o caráter dias para florescimento masculino mostraram-se significativos no cerrado, fértil e média dos ambientes indicando a presença de variabilidade genética entre progênes (Tabelas 16 e 17).

As estimativas da variância genética aditiva (σ_A^2) foram de 12,4716; 6,8356 e 8,6298 (dias/planta)² para o cerrado, fértil e média dos ambientes respectivamente (Tabelas 21 e 22). As estimativas obtidas para o fértil e média dos ambientes apresentam magnitudes semelhantes às aquelas relatadas por OBILANA & HALLAUER (1974) para a população BSSS (8,60) e SAMPAIO (1986) para as populações ESALQ PB4 (7,94) e ESALQ PB5 (6,71). Verifica-se portanto, que a variabilidade genética apresentada no cerrado foi muito superior à apresentada no fértil e também superior à apresenta

da na média dos ambientes. Segundo WOOLEY et alii (1962); EL-LAKANY & RUSSELL (1971); TROYER & BROWN (1972 e 1976); BUREN et alii (1974) e GYORFFY (1979) o número de dias para florescimento pode sofrer grandes alterações em decorrência de influências do ambiente, ocorrendo retardamentos e adiantamentos no florescimento em função de pequenas variações ambientais. Assim sendo, o solo sob cerrado, por ser mais variável e heterogêneo pode ter conduzido à maior variação do número de dias para florescimento que no solo fértil.

O quadrado médio da interação progênes x ambientes, embora de baixa magnitude quando comparado ao do resíduo apresentou significância ao nível de 5% de probabilidade (Tabela 17). A variância de tal interação corresponde a 0,2562 e seu desdobramento em parte simples e complexa revelou que 20,53% é devida à mudança de variabilidade genética do material de um ambiente para outro e 79,47% devida, em parte, a uma pequena falta de correlação entre médias de progênes nos ambientes (Tabela 23). É importante ressaltar que a estimativa da variância da interação é de baixíssima magnitude e que a correlação genética aditiva entre médias de progênes nos dois ambientes é relativamente alta, correspondendo a 0,8237 (Tabela 23). Assim sendo, a presença desta interação não implica na realização de programas de seleção para cada ambiente, para este caráter.

Os coeficientes de herdabilidade no sentido restrito ao nível de médias foram de: 52,25; 58,79 e 59,99%

respectivamente para o cerrado, fértil e média dos ambientes (Tabelas 21 e 22). Verifica-se que apesar da maior variabilidade genética apresentada no cerrado, os coeficientes de herdabilidade no fértil e na média dos ambientes foram superiores aos verificados no cerrado, o que ocorreu devido à maior variância fenotípica ao nível de médias observada no cerrado. A variância residual (σ^2) foi muito superior no cerrado ($\hat{\sigma}^2 = 5,7000$) em relação à verificada no fértil ($\hat{\sigma}^2 = 2,3952$).

As precisões das estimativas apresentaram-se aceitáveis em todas as situações, quando comparadas às relatadas na literatura por HALLAUER & MIRANDA FILHO (1988). As estimativas dos coeficientes de herdabilidade obtidas concordam com os dados da literatura, os quais confirmam que a herdabilidade deste caráter é relativamente alta (GIESBRECHT, 1960; LONNQUIST et alii, 1966; OBILANA & HALLAUER, 1974; TROYER & BROWN, 1976; BONAPARTE, 1977; MOCK, 1977; ROOD & MAJOR, 1980; SMITH et alii, 1982; SAMPAIO, 1986). Assim sendo, sob o ponto de vista prático, vale ressaltar que a utilização de métodos simples de seleção, como a seleção massal, deve conduzir a bons resultados, fato este comprovado por TROYER & BROWN (1972 e 1976) em pesquisas dirigidas para maior precocidade de florescimento em populações sintéticas de milho. Quanto ao ambiente ideal para seleção, em virtude da baixa interação progênie x ambientes apresentada e dos coeficientes de herdabilidade similares para os dois ambientes, qualquer dos ambientes poderá ser utilizado.

4.2.5. Índice de espigas

Os quadrados médios para Progenies/Experimento apresentaram significância no ambiente de solo fértil e média dos ambientes, não tendo mostrado significância no cerrado. Verifica-se assim que o caráter índice de espigas não expressou variabilidade genética no cerrado (Tabelas 16 e 17).

As estimativas da variância genética aditiva foram de 1,69; 5,31 e $2,44 \times 10^{-3}$ (espigas/planta)² para o cerrado, fértil e média dos ambientes, respectivamente (Tabelas 21 e 22). A estimativa referente ao cerrado é englobada pelo desvio padrão da mesma, podendo assim ser igual a zero. As estimativas correspondentes ao fértil e média dos ambientes estão muito aquém daquelas relatadas por SOUZA JÚNIOR et alii (1985) e SOARES FILHO (1987) as quais correspondem a $12,49 \times 10^{-3}$ e $20,90 \times 10^{-3}$, respectivamente, indicando que a variedade BR 108 não apresentou grande variabilidade genética para este caráter nas condições do presente trabalho.

A variabilidade genética aproximadamente nula no cerrado revela o drástico efeito do alumínio tóxico sobre a prolificidade, concordando com GARDNER (1969) e SMITH et alii (1982) que relatam que sob condições de "stress" a expressão de prolificidade raramente ocorre, e com MOTTO & MOLL (1983) que relatam que a frequência de espigas secundárias aumenta sensivelmente com o aumento do nível de fertilidade do solo.

O quadrado médio da interação progênes x ambientes mostrou-se não significativo, indicando que a seleção para este caráter deve ser realizada no fértil, conduzindo a resultados desejáveis em ambos ambientes. A estimativa da variância da interação corresponde a 0,0003, a qual é englobada por seu desvio padrão, indicando que o valor paramétrico pode ser igual a zero (Tabela 22). O desdobramento da estimativa da interação em parte simples e complexa revelou que 22,93% da mesma é devida à mudança de variabilidade genética do material de um ambiente para outro e 77,07% devido, em parte, à baixa correlação genética entre médias de progênes de um ambiente para outro (Tabela 23). No entanto, vale ressaltar que além desta interação ser não significativa, a baixa correlação entre médias de progênes nos dois ambientes ($r = 0,4338$), ocorreu devido à variação genética praticamente nula observada no cerrado, o que concorreu para uma baixa covariação genética entre médias nos dois ambientes.

Os coeficientes de herdabilidade no sentido restrito ao nível de médias corresponderam a 9,65; 22,81 e 11,93% respectivamente para o cerrado, fértil e média dos ambientes (Tabelas 21 e 22). No cerrado e média dos ambientes as estimativas obtidas apresentaram os respectivos desvios padrões superiores às mesmas, revelando baixa precisão. A estimativa obtida para o fértil está abaixo dos valores relatados por SOUZA JÚNIOR et alii (1985), SOARES FILHO (1987) e HALLAUER & TROYER (1972).

Segundo HALLAUER (1974) e HARRIS et alii (1976), a produção múltipla de espigas ajusta-se à descrição de um caráter umbral, pois os efeitos genéticos e de ambiente a ela associados parecem respeitar uma distribuição contínua, enquanto a sua expressão fenotípica tem distribuição discreta. Tais caracteres são, geralmente muito influenciados pelo ambiente (BREWBAKER, 1969), situação esta verificada, claramente, para a prolificidade, haja vista a ampla variação apresentada por estimativas relativas à sua herdabilidade, compreendendo valores entre 0% (HALLAUER, 1974) e 100% (HALLAUER & TROYER, 1972). No presente trabalho verificou-se que a expressão da prolificidade foi amplamente dependente das condições ambientais, tornando-se possível a seleção apenas no ambiente fértil.

A seleção massal para este caráter, baseada em plantas individuais, tem-se mostrado satisfatória para aumentar a expressão do caráter quando se dispõe de variabilidade genética suficiente (LONNQUIST, 1967; ARBOLEDA-RIVERA & COMPTON, 1974; MARECK & GARDNER, 1979; PATERNIANI, 1980a e b; SEGÓVIA SEGÓVIA, 1983; COORS & MARDONES, 1989), sendo então o método mais indicado.

4.3. Correlações entre caracteres

As estimativas dos componentes de covariância

entre caracteres para as análises de covariância agrupadas por ambiente e conjuntas envolvendo os dois ambientes encontram-se nas Tabelas 24 e 25. As estimativas dos coeficientes de correlação genética aditiva, fenotípica e ambiental para as dez combinações entre caracteres encontram-se na Tabela 26.

As estimativas dos coeficientes de correlação genética aditiva entre os caracteres altura da planta e da espiga corresponderam a 0,8942; 1,0090 e 0,9723, e fenotípica a 0,8570; 0,9672 e 0,9314 para o cerrado, fértil e média dos ambientes, respectivamente. Conforme esperado tais caracteres apresentaram-se altamente correlacionados positivamente em todas as situações, concordando com a maioria dos resultados relatados na literatura (TOSELLO & GERALDI, 1980; SOUZA JÚNIOR et alii, 1980; RISSI & PATERNIANI, 1981; LORDELLO, 1982; BIANCO, 1984; SOUZA JÚNIOR et alii, 1980b; ZIMBACK, 1985). Assim, quando se praticar seleção em qualquer um deles, espera-se uma alta resposta correlacionada no outro, o que não representa problema uma vez que o sentido da seleção é o mesmo para ambos caracteres. As correlações fenotípicas apresentaram-se também altas em virtude das elevadas correlações ambientais observadas.

As estimativas dos coeficientes de correlação genética aditiva entre os dois caracteres de um ambiente para outro foram de 0,6700 e 0,9269, quando altura da planta é avaliado no cerrado e altura da espiga no fértil e vice-ver-

sa, respectivamente. Isto indica que as magnitudes das respostas correlacionadas envolvendo os dois caracteres dependem, sobretudo, dos ambientes em que estão cada um dos caracteres.

As estimativas dos coeficientes de correlação genética aditiva entre os caracteres dias para florescimento e altura da planta foram de 0,1215; 0,2138 e 0,1759 e fenotípica de -0,2256; 0,0449 e -0,0254, para o cerrado, fértil e média dos ambientes, respectivamente. As estimativas dos coeficientes de correlação genética aditiva obtidos, estão abaixo da média ($r_A = 0,320$) dos valores de literatura relatada por HALLAUER & MIRANDA FILHO (1988) e dos valores obtidos por SAMPAIO (1986) para as populações ESALQ PB4 ($r_A = 0,498$) e ESALQ PB5 ($r_A = 0,499$). Devido às baixas e negativas correlações ambientais verificadas, as correlações fenotípicas apresentaram-se bem diferentes das genéticas.

As estimativas dos coeficientes de correlação genética aditiva entre os dois caracteres de um ambiente para outro corresponderam a 0,1436 e 0,1944, quando dias para florescimento é avaliado no cerrado e altura da planta no fértil e vice-versa, respectivamente.

Em todas as situações as correlações genéticas aditivas apresentaram-se positivas e de baixas magnitudes, o que indica que os dois caracteres podem ser selecionados independentemente e em qualquer dos ambientes, sem alterar significativamente um ao outro.

Para os caracteres dias para florescimento e altura da espiga as estimativas dos coeficientes de correlação genética aditiva corresponderam a 0,2694; 0,2102 e 0,2580 e fenotípica a -0,1147; 0,0305 e 0,0493 para o cerrado, fértil e média dos ambientes, respectivamente. Uma vez que as correlações ambientais apresentaram-se negativas, as correlações fenotípicas mostraram-se bem diferentes das genéticas. As estimativas dos coeficientes de correlação genética aditiva estão abaixo da média ($r_A = 0,420$) dos valores de literatura relatada por HALLAUER & MIRANDA FILHO (1988) e dos valores obtidos por SAMPAIO (1986) para as populações ESALQ PB4 ($r_A = 0,705$) e ESALQ PB5 ($r_A = 0,572$), porém muito próximas às correlações entre dias para florescimento e altura da planta obtidas no presente trabalho, conforme esperado em virtude das altas correlações observadas entre altura da planta e altura da espiga.

As estimativas dos coeficientes de correlação genética aditiva entre os caracteres dias para florescimento e altura da espiga, de um ambiente para outro foram de 0,1651 e 0,3091, quando dias para florescimento é avaliado no cerrado e altura da espiga no fértil e vice-versa, respectivamente.

As correlações genéticas observadas, embora positivas, apresentaram baixas magnitudes, o que sugere que os caracteres podem ser selecionados independentemente e em qualquer dos ambientes, sem afetar seriamente um ao outro.

Para os caracteres altura da planta e índice de espigas as estimativas dos coeficientes de correlação genética corresponderam a 0,2741; 0,6616 e 0,4263 e fenotípica a 0,0068; 0,1792 e 0,1182 para o cerrado, fértil e média dos ambientes, respectivamente. Os coeficientes de correlação fenotípica foram inferiores devido às baixas correlações ambientais verificadas. As estimativas dos coeficientes de correlação genética aditiva apresentaram-se bastante superiores à média ($r_A = 0,120$) da literatura reportada por HALLAUER & MIRANDA FILHO (1988), porém com o mesmo sentido (positivo), sendo que a estimativa obtida para o fértil apresenta magnitude semelhante à obtida por SOUZA JÚNIOR et alii (1980b) para a população SUWAN ($r_A = 0,654$). A estimativa obtida no cerrado não é muito precisa uma vez que a estimativa da variância genética aditiva para o caráter índice de espigas em tal ambiente apresentou problemas de precisão. As estimativas obtidas no fértil e na média dos ambientes apresentaram magnitudes consideráveis o que indica que nessas situações a seleção praticada em qualquer um desses caracteres, promoverá alteração em ambos caracteres segundo o sentido da seleção. Uma vez que o sentido de seleção empregado normalmente não é o mesmo para esses dois caracteres, sugere-se a seleção simultânea para ambos caracteres nessas situações.

As estimativas dos coeficientes de correlação genética aditiva entre os dois caracteres de um ambiente pa-

ra outro foram de 0,1753 e 0,3099, quando altura da planta é avaliada no cerrado e Índice de espigas no fértil e vice-versa, respectivamente. Verifica-se que estas estimativas apresentaram baixas magnitudes e não alteraram muito de uma situação para outra, o que indica que as respostas correlacionadas indiretas (de um ambiente para outro) não serão de magnitudes muito consideráveis.

Para os caracteres altura da espiga e Índice de espigas, as estimativas dos coeficientes de correlação genética aditiva foram de 0,6186; 0,5271 e 0,4101, e fenotípica de 0,0421; 0,2060 e 0,1348 para o cerrado, fértil e média dos ambientes, respectivamente. As estimativas dos coeficientes de correlação genética aditiva apresentaram-se positivas e de magnitudes consideráveis, sendo superiores aos valores obtidos por SOUZA JÚNIOR et alii (1980b) e SOARES FILHO (1987), os quais correspondem a 0,161 e 0,210, respectivamente, porém no mesmo sentido. Uma vez que o sentido de seleção, geralmente é oposto para os dois caracteres, a presença de correlações positivas e consideráveis indicam que deve praticar-se seleção simultânea para os dois caracteres nessas situações, o que é possível uma vez que as correlações não atingiram o valor máximo +1.

As estimativas dos coeficientes de correlação genética aditiva entre os dois caracteres de um ambiente para outro corresponderam a 0,0669 e 0,0855, quando altura da espiga é avaliada no cerrado e Índice de espigas no fértil e

vice-versa, respectivamente. Esses resultados indicam que quando se avalia um dos caracteres em um dos ambientes, a resposta correlacionada no outro caráter em outro ambiente é desprezível, ou seja, as respostas correlacionadas indiretas (de um ambiente para outro) são negligenciáveis.

Entre os caracteres índice de espigas e peso de espigas as estimativas dos coeficientes de correlação genética aditiva corresponderam a -0,2142; 0,4056 e 0,4786 e fenotípica a 0,2548; 0,4368 e 0,4156, respectivamente para o cerrado, fértil e média dos ambientes. A estimativa da correlação genética aditiva obtida para o cerrado não é muito precisa em virtude da baixa precisão referente a estimativa da variância genética aditiva para o caráter índice de espigas nesse ambiente. A estimativa obtida apresenta ainda baixa magnitude, o que seria esperado uma vez que a variação para o caráter índice de espiga no cerrado foi praticamente nula, levando assim a uma baixa covariação entre os dois caracteres e conseqüentemente a baixa correlação. As estimativas dos coeficientes de correlação genética aditiva obtidas para o fértil e média dos ambientes apresentaram-se positivas e de magnitudes consideráveis, sendo entretanto, inferiores aos valores obtidos por ROBINSON et alii (1951), SUBANDI & COMPTON (1974), SOUZA JÚNIOR et alii (1985) e SOARES FILHO (1987), os quais correspondem a 0,82; 0,60; 0,94 e 0,63, respectivamente. Uma vez que sempre se objetiva aumentar a expressão dos caracteres peso de espigas e índice de espigas, a corre-

lação genética entre os mesmos sendo positiva e considerável indica que a seleção praticada em qualquer um deles no solo fértil ou na média dos ambientes, acarretará alterações desejáveis no outro.

As estimativas dos coeficientes de correlação genética aditiva entre os dois caracteres de um ambiente para outro foram de 0,7559 e 0,6228, quando se avalia o caráter Índice de espigas no cerrado e peso de espigas no fértil e vice-versa, respectivamente. Verifica-se que tais estimativas apresentaram-se bem superiores às obtidas para as correlações diretas (no cerrado, fértil e média dos ambientes), sendo portanto mais semelhantes às citadas na literatura (ROBINSON et alii, 1951; SUBANDI & COMPTON, 1974; SOUZA JÚNIOR et alii, 1985 e SOARES FILHO, 1987). As estimativas de correlações genéticas entre caracteres de um ambiente para outro obtidas indicam que as respostas correlacionadas indiretas deverão apresentar maiores magnitudes que as diretas, conduzindo portanto a melhores resultados.

Para os caracteres dias para florescimento e Índice de espigas as estimativas dos coeficientes de correlação genética aditiva foram de -0,4125; -0,4270 e -0,4786 e fenotípica de -0,1119; -0,1162 e -0,1811, respectivamente para o cerrado, fértil e média dos ambientes. As estimativas dos coeficientes de correlação genética aditiva mantiveram-se constantes através dos ambientes, apresentando valores negativos e magnitudes consideráveis, comparáveis à obtida por

SOARES FILHO (1987) ($r_A = -0,47$), porém superiores à média ($r_A = -0,02$) de literatura relatada por HALLAUER & MIRANDA FILHO (1988). No presente trabalho, uma vez que constatarem-se correlações negativas e considerando que o sentido da seleção é oposto para os dois caracteres, tais correlações não interferirão negativamente na seleção de qualquer um dos caracteres e em qualquer dos ambientes.

As estimativas dos coeficientes de correlação genética aditiva entre os dois caracteres de um ambiente para outro corresponderam a -0,2761 e -0,6405 quando dias para florescimento é avaliado no cerrado e índice de espigas no fértil, e vice-versa, respectivamente. Estas estimativas também apresentam-se negativas, de forma que não conduzirão a problemas na seleção para qualquer dos caracteres em qualquer dos ambientes.

Para os caracteres dias para florescimento e peso de espigas as estimativas dos coeficientes de correlação genética aditiva corresponderam a -0,4152; -0,1823 e -0,3580 e fenotípica a -0,4375; -0,1909 e -0,3356 respectivamente para o cerrado, fértil e média dos ambientes. As estimativas dos coeficientes de correlação genética aditiva apresentaram-se negativas, sendo que a obtida para o cerrado apresentou maior magnitude. No entanto, SAMPAIO (1986) obteve valores positivos para estas correlações ($r_A = 0,297$ e $0,272$ para as populações ESALQ PB4 e ESALQ PB5, respectivamente) e SOARES FILHO (1987) obteve um valor negativo ($r_A = -0,31$) para a po-

pulação Piranão-VD2B. Segundo TROYER & BROWN (1976), a relação entre dias para florescimento e produção de grãos é bastante complexa. Os autores observaram que materiais que floresciam com mais de 67 dias produziam mais quando se fazia seleção para precocidade enquanto que os que floresciam com menos de 67 dias produziam menos quando se selecionava para precocidade. Por outro lado, segundo SHEHATA et alii (1976) o período de enchimento de grãos é que apresenta-se mais correlacionado com produção de grãos. Assim sendo, os materiais que florescem mais tardiamente acabam sacrificando um pouco o período de enchimento de grãos, de forma que quando seleciona-se para precocidade ocorre aumento do período de enchimento de grãos e conseqüentemente da produção de grãos.

As estimativas dos coeficientes de correlação genética aditiva entre os dois caracteres de um ambiente para outro foram de -0,2164 e -0,4318, respectivamente, quando dias para florescimento é avaliado no cerrado e peso de espigas no fértil, e vice-versa.

As estimativas das correlações genéticas apresentaram variações em suas magnitudes de um ambiente para outro, mas, como a seleção é praticada, normalmente, em sentidos opostos para os dois caracteres, as correlações sendo negativas indicam que não haverão maiores problemas na seleção para qualquer dos caracteres isoladamente.

Para os caracteres altura da planta e peso de espigas as estimativas dos coeficientes de correlação genética

ca aditiva foram de 0,3870; 0,4141 e 0,4318 e fenotípica de 0,3711; 0,2779 e 0,3411, respectivamente para o cerrado, fértil e média dos ambientes. As estimativas dos coeficientes de correlação genética aditiva apresentaram magnitudes consideráveis e mantiveram-se aproximadamente iguais nas três situações consideradas. Tais estimativas apresentam-se aproximadamente semelhantes às várias estimativas obtidas para populações brasileiras (RISSI & PATERNIANI, 1981; BIANCO, 1984; ZIMBACK, 1985; BIANCO et alii, 1987; SOARES FILHO, 1987). Uma vez que os dois caracteres são selecionados em sentidos opostos e as correlações são positivas, deve-se tomar cuidado com a seleção praticada em caracteres isolados, e preferencialmente deve-se manipular os caracteres simultaneamente.

As estimativas dos coeficientes de correlação genética aditiva entre os dois caracteres de um ambiente para outro corresponderam a 0,2621 e 0,3865, respectivamente quando altura da planta é avaliado no cerrado e peso de espigas no fértil e vice-versa. Verifica-se que as magnitudes destas correlações são diferentes, o que indica que existem situações mais favoráveis para a seleção de cada um dos caracteres, visando menor interferência de um sobre outro.

Entre os caracteres altura da espiga e peso de espigas as estimativas dos coeficientes de correlação genética aditiva corresponderam a 0,2663; 0,4170 e 0,3924 e fenotípica a 0,2833; 0,3032 e 0,3114, respectivamente para o cerrado, fértil e média dos ambientes. Verifica-se que as

estimativas dos coeficientes de correlação genética aditiva obtidas para o fértil e média dos ambientes foram bem superiores à obtida para o cerrado. Tais estimativas apresentam magnitudes semelhantes às verificadas nas condições brasileiras (TOSELLO & GERALDI, 1980; RISSI & PATERNIANI, 1981; LORDELLO, 1982; BIANCO, 1984; SOARES FILHO, 1987; BIANCO et alii, 1987; TOSELLO et alii, 1987).

As estimativas dos coeficientes de correlação genética aditiva entre os dois caracteres de um ambiente para outro foram de 0,2394 e 0,2551, respectivamente quando a altura da espiga é avaliado no cerrado e peso de espigas no fértil, e vice-versa, apresentando, portanto, baixas magnitudes.

Dos resultados apresentados conclui-se que os dois caracteres encontram-se mais correlacionados no fértil e na média dos ambientes, onde devem ser manipulados simultaneamente, uma vez que o sentido da seleção é oposto para cada um dos caracteres.

4.4. Progressos genéticos esperados com seleção

As expressões dos progressos esperados são baseados na regressão linear entre a unidade de seleção e a população melhorada (VENCOVSKY, 1987) ou, segundo EMPIG et alii (1972), baseiam-se na regressão da frequência gênica sobre o valor genotípico. Conforme salienta SOUZA JÚNIOR (1988 ;

1989) está implícita a existência de uma covariância genética entre indivíduos que estão submetidos à seleção (unidade de seleção) e os seus descendentes (população melhorada).

Vários autores tem apresentado as expressões dos progressos esperados para processos de seleção intrapopulacionais (VENCOVSKY, 1987; EMPIG et alii, 1972; SPRAGUE & EBERHART, 1977). SOUZA JÚNIOR & VENCOVSKY (1989a e b) apresentam expressões dos progressos esperados em presença de interação genótipo x ambiente. Considerando o modelo aleatório, onde os ambientes constituem uma amostra da população de ambientes, o progresso indireto é função da variância genética obtida na análise de variância conjunta (σ_p^2) podendo apresentar-se positivo ou igual a zero. No modelo misto, onde os efeitos de ambientes são fixos, o progresso indireto é função da variância genética obtida da análise conjunta (σ_p^2) menos a variância da interação dos efeitos genéticos com ambientes (σ_{p1}^2), podendo eventualmente ser negativo dependendo da magnitude da variância da interação (σ_{p1}^2). As expressões referentes ao modelo misto foram utilizadas no presente trabalho.

Nas Tabelas 27 e 28 encontram-se os progressos genéticos esperados com seleção (G_s) em valor absoluto e em porcentagem da média bem como as médias (m) dos ambientes onde se referem os progressos, para os cinco caracteres. Foram considerados 10% de intensidade de seleção ($K = 1,755$) e seleção truncada.

4.4.1. Caráter peso de espigas

Para o caráter peso de espigas os progressos diretos (seleção em um ambiente e progresso no mesmo) foram de 5,25 e 9,75 gramas por planta, que correspondem a 3,84 e 4,73% para o cerrado e fértil, respectivamente. Esses progressos estão dentro da amplitude dos valores relatados na literatura (PATERNIANI & MIRANDA FILHO, 1987) e verifica-se que o progresso obtido no cerrado foi bastante inferior, correspondendo a 81,18% do observado no fértil, concordando com os resultados obtidos por AGUIAR (1986).

Os progressos indiretos (seleção em um ambiente e progresso em outro) foram de 3,05 e 3,65 gramas por planta que correspondem a 2,23 e 1,80% para seleção efetuada no fértil e cerrado, respectivamente. A seleção indireta conduz a melhores resultados quando realizada no fértil, uma vez que a média no cerrado é bastante inferior.

Para a resposta média nos dois ambientes os progressos foram de 6,31; 4,45 e 7,29 gramas por planta que correspondem a 3,72; 2,62 e 4,30% para seleção efetuada no fértil, cerrado e média dos ambientes, respectivamente. A seleção baseada na média dos ambientes leva a maior progresso médio nos dois ambientes e, neste caso, o progresso verificado no cerrado é de 5,41 gramas por planta (3,95%) e no fértil é de 9,18 gramas por planta (4,54%). Na impossibilidade de utilizarem-se os dois ambientes para seleção, a esco-

lha recai sobre o fértil, que conduzirá a um ganho de 2,23% no cerrado e 4,73% no próprio. Se a seleção for efetuada no cerrado haverá um progresso de 3,84% no mesmo e de 1,80% no fértil.

Dos resultados apresentados conclui-se que a seleção direta no próprio ambiente ácido (cerrado) conduz a melhores progressos no mesmo, do que a seleção indireta praticada no ambiente não ácido (fértil). Trabalhando com milho ARBOLEDA-RIVERA & COMPTON (1974) relataram que a eficiência da seleção indireta para produção de grãos em ambientes com stress revelou-se três vezes inferior à eficiência da seleção direta no próprio ambiente, e CECCARELLI & GRANDO (1989) trabalhando com cevada (*Hordeum vulgare*) constataram que a eficiência da seleção indireta (seleção sob condições favoráveis e progresso no ambiente com "stress") mostrou-se bastante inferior à seleção direta no próprio ambiente de stress. De maneira geral, a baixa eficiência da seleção indireta parece ser uma constante quando consideram-se ambientes contrastantes (efeitos fixos).

Por outro lado, verifica-se que a seleção baseada na média dos ambientes leva a maior progresso no ambiente ácido do que a seleção no próprio. Isto geralmente tende a acontecer, devido ao aproveitamento da maior variabilidade genética expressa no fértil e do menor desvio padrão fenotípico observado na média dos ambientes. Essa situação é a mais indicada para uma seleção especificamente dirigida

para o cerrado (solo com alumínio tóxico). No entanto, caso não seja possível a utilização dos dois ambientes, a seleção deve ser realizada no próprio cerrado.

Para o ambiente fértil a seleção conduzida no próprio leva a maiores progressos, e a seleção baseada na média não reduz drasticamente a produção em tal ambiente. Já a seleção realizada no ambiente cerrado afeta seriamente o progresso no ambiente fértil. Segundo ROSIELLE & HAMBLIN (1981) a seleção praticada no ambiente com "stress" só conduz a bons progressos no ambiente sem "stress" quando a variabilidade genética do material no ambiente com stress for superior à verificada no ambiente sem "stress" e se as produções nos dois ambientes apresentarem correlação positiva e alta. E isto parece não ocorrer quando se consideram so los férteis e sob cerrado.

A escolha dos ambientes para seleção, vai depender, primariamente das circunstâncias do programa de melhoramento. Se for imperativo que produções sejam aumentadas nos solos dos cerrados, a opção mais indicada é a seleção baseada na média dos ambientes. No entanto, na possibilidade de utilização de apenas um dos ambientes, a escolha deve recair sobre o cerrado. Por outro lado, se o objetivo é o melhoramento para produtividade média em ambos ambientes, a melhor opção evidentemente é a seleção baseada na média, mas na impossibilidade de utilização dos dois ambientes, o ambiente fértil deve ser escolhido e, neste caso vale res

saltar que os progressos esperados no cerrado serão muito baixos.

Assim sendo, se solos sob cerrado e férteis são igualmente frequentes em uma determinada região para onde se dirigirá o programa de melhoramento, a seleção para maiores progressos em solos sob cerrado deverá ser considerada interessante, e a inclusão de um ambiente deste tipo para avaliação, obrigatória.

Estas considerações poderão ser extrapoladas para outras populações, as quais sejam constituídas por uma mistura de genótipos e não tenham sido submetidas à seleção para tolerância ao alumínio, sendo da maior importância em programas de seleção recorrente e primeiros estágios de seleção onde o melhorista moverá a média da população em uma direção específica.

4.4.2. Caracteres de alta herdabilidade

Para o caráter dias para florescimento, os progressos diretos com seleção foram de 2,24 e 1,76 dias por planta que correspondem a 3,47 e 2,69% para o cerrado e fértil, respectivamente. Os progressos indiretos foram de 1,96 e 1,37 dias por planta que correspondem a 3,04 e 2,09% para seleção efetuada no fértil e no cerrado, respectivamente. Na seleção para uma resposta média nos dois ambientes, os progressos foram de 1,86; 1,80 e 2,13 dias por planta que cor-

respondem a 2,86; 2,77 e 3,27%, respectivamente para seleção efetuada no fértil, cerrado e média dos ambientes. A seleção baseada na média dos ambientes conduz a progressos de 3,84% no cerrado e 2,72% no fértil.

Para o caráter dias para florescimento deve ser praticada seleção massal por ocasião da obtenção e recombinação das progênies, em função da alta herdabilidade do caráter, conforme já descrito anteriormente. Assim sendo, a seleção deve ser praticada em apenas um dos ambientes e, pelos resultados apresentados verifica-se que para uma resposta no cerrado a melhor opção é a seleção no próprio e para uma resposta média nos dois ambientes pode-se escolher qualquer dos ambientes, uma vez que os mesmos levam a progressos aproximadamente iguais. Por ocasião da seleção das progênies, pode-se opcionalmente, dependendo dos interesses, praticar uma branda seleção para precocidade baseando-se, preferencialmente, na média dos ambientes, ou em apenas um ambiente caso não se utilize ambos para a avaliação das progênies.

Para o caráter índice de espigas os progressos diretos (seleção em um ambiente e progresso no mesmo) foram de $1,12 \times 10^{-2}$ e $3,05 \times 10^{-2}$ espigas por planta que correspondem 1,07 e 2,89% para o cerrado e fértil, respectivamente. Os progressos indiretos (seleção em um ambiente e progresso em outro) foram de $0,75 \times 10^{-2}$ e $0,86 \times 10^{-2}$ espigas por planta que correspondem a 0,71 e 0,81% para seleção realizada no fértil e no cerrado, respectivamente. Na seleção para uma

resposta média nos dois ambientes, os progressos foram de $1,99 \times 10^{-2}$; $0,99 \times 10^{-2}$ e $2,02 \times 10^{-2}$ que correspondem a 1,80; 0,94 e 1,91%, respectivamente para seleção praticada no fértil, cerrado e média dos ambientes. Na seleção baseada na média verifica-se progressos de 1,20% no cerrado e de 2,63% no fértil.

Conforme descrito em item anterior para o caráter índice de espigas indica-se a seleção massal por ocasião da obtenção e recombinação das progênies, já que a expressão fenotípica do caráter apresenta distribuição discreta. Na literatura a definição do ambiente ideal para a seleção de plantas prolíficas é um pouco controvertido. ARBOLEDA-RIVERA & COMPTON (1974) sugerem a identificação de genótipos com esta característica sob condições de déficit hídrico, com base na pressuposição de que materiais assim selecionados tendem a apresentar um maior número de espigas quando cultivados em ambientes favoráveis. SMITH et alii (1982), por outro lado, recomendam que a seleção para prolificidade deve ser conduzida sob baixa densidade de plantio, evitando-se, assim, condições de "stress" de forma a favorecer a expressão do caráter. Alguns autores indicam que a seleção para prolificidade deve ser conduzida sob baixas densidades de plantio e níveis ótimos de fertilidade (ANDERSON et alii, 1984; MOLL & KAMPRATH, 1977; SINGH et alii, 1986), fato esse confirmado por COORS & MARDONES (1989).

Os resultados do presente trabalho confirmam

que a seleção somente é possível no ambiente sem "stress" conforme a maioria dos relatos da literatura. Assim sendo, a seleção massal deverá ser praticada no fértil e caso o programa seja conduzido exclusivamente no cerrado, o emprego de uma densidade de plantio mais baixa para forçar a expressão de prolificidade pode ser uma alternativa para os primeiros ciclos de seleção.

Para o caráter altura da planta os progressos diretos com seleção foram de 8,08 e 8,83 centímetros por planta que correspondem a 4,27 e 3,85% para o cerrado e fértil, respectivamente. Os progressos indiretos foram de 7,76 e 7,12 centímetros por planta que correspondem a 4,11 e 3,10% para seleção praticada no fértil e no cerrado, respectivamente. Na seleção para uma resposta média em ambos ambientes obtiveram-se os progressos de 8,30; 7,60 e 9,43 centímetros por planta que correspondem 3,93; 3,63 e 4,50% para seleção efetuada no fértil, cerrado e média dos ambientes, respectivamente. Para a seleção conduzida na média dos ambientes verifica-se progressos de 4,98% no cerrado e 4,11% no fértil.

Para o caráter altura da planta deve-se praticar seleção massal por ocasião da obtenção e recombinação das progênies em um dos ambientes. Para o cerrado verifica-se que a melhor opção é a seleção no próprio, enquanto que para resposta média nos ambientes a seleção pode ser praticada em qualquer dos ambientes já que conduzem a progressos semelhantes. Por ocasião da seleção das melhores progênies,

pode-se praticar uma branda seleção para altura da planta baseando-se na média dos ambientes, a qual conduz a bons progressos nos dois ambientes, ou em apenas um dos ambientes caso não se utilizem ambos para a avaliação das progênes.

Para o caráter altura da espiga os progressos diretos com seleção foram de 5,66 e 8,62 centímetros por planta que correspondem a 5,81 e 6,72%, para o cerrado e fértil, respectivamente. Os progressos indiretos corresponderam a 4,31 e 5,45 centímetros por planta equivalentes a 4,42 e 4,25% para a seleção efetuada no fértil e cerrado, respectivamente. Na seleção para uma resposta média nos dois ambientes, os progressos foram de 6,46; 5,56 e 7,39 centímetros por planta, equivalentes a 5,73; 4,92 e 6,55% para a seleção efetuada no fértil, cerrado e média dos ambientes, respectivamente. A seleção praticada na média dos ambientes conduz a progressos de 6,14% no cerrado e 6,86% no fértil.

Assim como para dias para florescimento, Índice de espigas e altura da planta, para o caráter altura da espiga é indicada a seleção massal por ocasião da obtenção e recombinação das progênes, em apenas um dos ambientes. Para o cerrado verifica-se que a seleção no próprio é a mais indicada e para uma resposta média nos dois ambientes, qualquer dos ambientes pode ser utilizado, conduzindo a progressos similares. Por ocasião da seleção das progênes é indicada, preferencialmente, a seleção baseada na média dos ambientes, no entanto, será utilizado apenas um deles caso a avaliação das progênes seja realizada em um único ambiente.

Esses caracteres de alta herdabilidade definem o ambiente ideal para a obtenção e recombinação das pro-gênes. No entanto, tudo dependerá do caráter principal (pe-so de espigas), para o qual, o ambiente ou ambientes de sele-ção serão definidos em função dos objetivos do programa de melhoramento.

4.5. Respostas correlacionadas esperadas com seleção

As respostas correlacionadas envolvendo as dez combinações entre caracteres encontram-se nas Tabelas de 29 a 38. A seguir serão apresentados todos os valores obtidos e a discussão se concentrará nos resultados mais expressivos e interessantes ao presente trabalho.

4.5.1. Dias para florescimento - Altura da planta

As respostas correlacionadas diretas (sele-ção em um caráter e resposta em outro no mesmo ambiente) en-tre os caracteres dias para florescimento e altura da planta foram de 0,25 e 0,35 dias por planta que correspondem a 0,38 e 0,54% para a seleção praticada no caráter altura da planta no cerrado e fértil, respectivamente e foram de 1,78 e 2,02 centímetros por planta que correspondem a 0,57 e 0,88% para a seleção praticada no caráter dias para florescimento no cer-rado e fértil, respectivamente (Tabela 29).

As respostas correlacionadas indiretas (seleção em um caráter em determinado ambiente e resposta em outro caráter no outro ambiente) foram de 0,32 e 0,29 dias por planta que correspondem a 0,50 e 0,45% para a seleção efetuada no caráter altura da planta no fértil e cerrado, respectivamente, e foram de 1,83 e 1,28 centímetros por planta que correspondem a 0,97 e 0,56% para a seleção praticada em dias para florescimento no fértil e cerrado, respectivamente (Tabela 29).

As respostas correlacionadas na média dos ambientes foram de 0,36; 0,34 e 0,27 dias por planta que correspondem a 0,55; 0,52 e 0,42% para a seleção efetuada na altura da planta na média dos ambientes, fértil e cerrado, respectivamente, e foram de 1,73; 1,92 e 1,09 centímetros por planta que correspondem a 0,83; 0,92 e 0,52% para seleção praticada em dias para florescimento na média dos ambientes, fértil e cerrado, respectivamente (Tabela 29).

Verifica-se que, de maneira geral, todas as respostas correlacionadas apresentaram baixas magnitudes, indicando que os dois caracteres podem ser selecionados isoladamente em qualquer dos ambientes, sem alterar significativamente um ao outro. Os resultados obtidos concordam com LEITE (1985) que verificou, após três ciclos de seleção divergente para florescimento em milho, respostas correlacionadas não significativas na altura da planta.

4.5.2. Dias para florescimento - Altura da espiga

As respostas correlacionadas diretas entre os caracteres dias para florescimento e altura da espiga foram de 0,56 e 0,35 dias por planta que correspondem a 0,86 e 0,54% para a seleção praticada no caráter altura da espiga no cerrado e fértil, respectivamente, e de 1,66 e 1,90 centímetros por planta que correspondem a 1,70 e 1,48% para a seleção praticada em dias para florescimento no cerrado e fértil, respectivamente (Tabela 30).

As respostas correlacionadas indiretas foram de 0,37 e 0,47 dias por planta que correspondem a 0,58 e 0,72% para a seleção efetuada na altura da espiga no fértil e cerrado, respectivamente, e de 2,02 e 1,41 centímetros por planta que correspondem a 2,07 e 1,09% para a seleção efetuada em dias para florescimento no fértil e cerrado, respectivamente (Tabela 30).

As respostas correlacionadas na média dos ambientes foram de 0,52; 0,36 e 0,51 dias por planta que correspondem a 0,81; 0,56 e 0,79% para a seleção praticada na altura da espiga na média dos ambientes, fértil e cerrado, respectivamente, e foram de 1,99; 1,96 e 1,53 centímetros por planta que correspondem a 1,76; 1,74 e 1,36% para a seleção efetuada em dias para florescimento na média dos ambientes, fértil e cerrado, respectivamente (Tabela 30).

Verifica-se que as seleções praticadas na al-

tura da espiga em qualquer das situações conduzem a baixas respostas correlacionadas em dias para florescimento e a recíproca conduz a respostas correlacionadas de maiores magnitudes, porém também baixas. LEITE (1985) avaliando três ciclos de seleção divergente para florescimento em milho verificou, também, respostas correlacionadas não significativas na altura da espiga. No presente trabalho, como o sentido da seleção é o mesmo para os dois caracteres, estas respostas correlacionadas não implicam em problemas para a seleção de qualquer dos caracteres isoladamente em qualquer dos ambientes.

4.5.3. Dias para florescimento - Peso de espigas

As respostas correlacionadas diretas (seleção em um caráter e resposta em outro no mesmo ambiente) entre os caracteres dias para florescimento e peso de espigas foram de -0,59 e -0,23 dias por planta que correspondem a -0,91 e -0,36% para seleção praticada em peso de espigas no cerrado e fértil, respectivamente, e foram de -3,62 e -2,47 gramas por planta que correspondem a -2,65 e -1,22% para seleção em dias para florescimento no cerrado e fértil, respectivamente (Tabela 31).

As respostas correlacionadas indiretas (seleção em um caráter em determinado ambiente e resposta em outro caráter no outro ambiente) foram de -0,37 e -0,44 dias

por planta que correspondem a -0,57 e -0,68% para seleção em peso de espigas no fértil e cerrado, respectivamente, e foram de -3,90 e -2,72 gramas por planta que correspondem a -2,85 e -1,34% para seleção em dias para florescimento no fértil e cerrado, respectivamente (Tabela 31).

As respostas correlacionadas na média dos ambientes foram de -0,53; -0,30 e -0,51 dias por planta que correspondem a -0,82; -0,46 e -0,79% para seleção praticada em peso de espigas na média dos ambientes, fértil e cerrado, respectivamente, e foram de -3,70; -3,18 e -3,17 gramas por planta que correspondem a -2,18; -1,88 e -1,87% para seleção em dias para florescimento na média dos ambientes, fértil e cerrado, respectivamente (Tabela 31).

As seleções praticadas no caráter peso de espigas conduzem a baixas respostas correlacionadas em dias para florescimento concordando com os resultados obtidos por SAMPAIO (1986) enquanto que a seleção em dias para florescimento conduzem a respostas correlacionadas de magnitudes consideráveis no caráter peso de espigas concordando com TROYER & BROWN (1976). No entanto, como a seleção objetiva alterações em sentidos opostos para os dois caracteres e as respostas correlacionadas são negativas, a seleção para caracteres isolados em qualquer das situações não conduzirá a resultados indesejáveis.

4.5.4. Dias para florescimento - Índice de espigas

As respostas correlacionadas diretas entre os caracteres dias para florescimento e índice de espigas foram de -0,39 e -0,47 dias por planta que correspondem a -0,62 e -0,71% para seleção praticada em índice de espigas no cerrado e fértil, respectivamente, e foram de $-1,08 \times 10^{-2}$ e $-2,09 \times 10^{-2}$ espigas por planta que correspondem a -1,02 e -1,98% para a seleção praticada em dias para florescimento no cerrado e fértil, respectivamente (Tabela 32).

As respostas correlacionadas indiretas foram de -0,40 e -0,46 dias por planta que correspondem a -0,61 e -0,70% para seleção efetuada em índice de espigas no fértil e cerrado, respectivamente, e foram de $-1,77 \times 10^{-2}$ e $-1,24 \times 10^{-2}$ espigas por planta que correspondem a -1,69 e -1,17% para seleção em dias para florescimento no fértil e cerrado, respectivamente (Tabela 32).

As respostas correlacionadas na média dos ambientes foram de -0,58; -0,43 e -0,43 dias por planta que correspondem a -0,90; -0,66 e -0,66% para a seleção praticada em índice de espigas na média dos ambientes, fértil e cerrado, respectivamente, e foram de $-1,72 \times 10^{-2}$; $-1,93 \times 10^{-2}$ e $-1,16 \times 10^{-2}$ espigas por planta que correspondem a -1,63; -1,83 e -1,09% para a seleção em dias para florescimento na média dos ambientes, fértil e cerrado, respectivamente (Tabela 32).

Apesar das seleções praticadas no caráter dias para florescimento conduzirem a respostas correlacionadas de magnitudes não muito baixas em índice de espigas, concordando com TROYER & BROWN (1976), os dois caracteres podem ser selecionados isoladamente em qualquer dos ambientes, uma vez que o sentido da seleção é oposto para os dois caracteres e as respostas correlacionadas, negativas.

4.5.5. Altura da planta - Altura da espiga

As respostas correlacionadas diretas entre os caracteres altura da planta e altura da espiga foram de 7,31 e 9,07 centímetros por planta que correspondem a 3,87 e 3,95% para a seleção praticada na altura da espiga no cerrado e fértil, respectivamente, e foram de 5,01 e 8,56 centímetros por planta que correspondem a 5,13 e 6,67% para seleção na altura da planta no cerrado e fértil, respectivamente (Tabela 33).

As respostas correlacionadas indiretas foram de 6,01 e 7,59 centímetros por planta que correspondem a 3,18 e 3,31% para seleção na altura da espiga no fértil e cerrado, respectivamente, e foram de 5,66 e 5,20 centímetros por planta que correspondem a 5,81 e 4,06% para seleção praticada na altura da planta no fértil e cerrado, respectivamente (Tabela 33).

As respostas correlacionadas na média dos am-

bientes foram de 9,14; 7,54 e 7,45 centímetros por planta que correspondem a 4,37; 3,60 e 3,56% para seleção na altura da espiga na média dos ambientes, fértil e cerrado, respectivamente, e foram de 7,21; 7,11 e 5,10 centímetros por planta que correspondem a 6,38; 6,30 e 4,52% para seleção na altura da planta na média dos ambientes, fértil e cerrado, respectivamente (Tabela 33).

De maneira geral, todas as respostas correlacionadas apresentaram altas magnitudes concordando com os resultados obtidos por ACOSTA & CRANE (1972) após 4 ciclos de seleção para redução da altura da espiga em duas populações de milho. Isto indica que a seleção praticada em qualquer dos caracteres provocará uma grande alteração no outro, fato este desejável uma vez que o sentido da seleção é o mesmo para ambos caracteres.

4.5.6. Altura da planta - Peso de espigas

As respostas correlacionadas diretas entre os caracteres altura da planta e peso de espigas foram de 2,12 e 2,84 centímetros por planta que correspondem a 1,12 e 1,24% para seleção efetuada em peso de espigas no cerrado e fértil, respectivamente, e foram de 3,00 e 5,24 gramas por planta que correspondem a 2,19 e 2,59% para seleção na altura da planta no cerrado e fértil, respectivamente (Tabela 34).

As respostas correlacionadas indiretas foram

de 1,17 e 2,12 centímetros por planta que correspondem a 0,94 e 0,92% para seleção em peso de espigas no fértil e cerrado respectivamente, e foram de 3,27 e 3,00 gramas por planta que correspondem a 2,39 e 1,48% para seleção praticada na altura da planta no fértil e cerrado, respectivamente (Tabela 34).

As respostas correlacionadas na média dos ambientes foram de 2,97; 2,31 e 2,12 centímetros por planta que correspondem a 1,42; 1,10 e 1,01% para seleção em peso de espigas na média dos ambientes, fértil e cerrado, respectivamente, e foram de 4,28; 4,26 e 3,00 gramas por planta que correspondem a 2,52; 2,51 e 1,77% para seleção na altura da planta na média dos ambientes, fértil e cerrado, respectivamente (Tabela 34).

Neste caso o sentido da seleção é oposto para os dois caracteres e as respostas correlacionadas positivas, de forma que as melhores situações são as que fornecem as menores respostas correlacionadas. Os ambientes ideais para seleção no caráter peso de espigas foram determinados no item 4.4.1, e as respostas correlacionadas na altura da planta verificadas não apresentam grandes magnitudes, concordando com os resultados obtidos por PACHECO (1987), observando-se que a seleção na média dos ambientes conduz a respostas correlacionadas de 1,36% no cerrado e 1,46% no fértil, sendo as maiores constatadas. Para altura da planta ficou determinado que ambos ambientes conduzem a resultados satisfatórios, entre-

tanto, verifica-se que a seleção no cerrado leva a menores respostas correlacionadas em peso de espigas, sendo então, o cerrado indicado como ambiente mais propício para seleção.

4.5.7. Altura da espiga - Peso de espigas

As respostas correlacionadas diretas (seleção em um caráter e resposta em outro no mesmo ambiente) entre os caracteres altura da espiga e peso de espigas foram de 1,04 e 2,75 centímetros por planta que correspondem a 1,06 e 2,14% para seleção em peso de espigas no cerrado e fértil, respectivamente, e foram de 2,14 e 5,37 gramas por planta que correspondem a 1,56 e 2,65% para seleção na altura da espiga no cerrado e fértil, respectivamente (Tabela 35).

As respostas correlacionadas indiretas (seleção em um caráter em determinado ambiente e resposta em outro caráter no outro ambiente) foram de 0,65 e 1,34 centímetros por planta que correspondem a 0,66 e 1,05% para seleção em peso de espigas no fértil e cerrado, respectivamente, e foram de 2,19 e 2,77 gramas por planta que correspondem a 1,60 e 1,37% para seleção na altura da espiga no fértil e cerrado, respectivamente (Tabela 35).

As respostas correlacionadas na média dos ambientes foram de 2,13; 1,93 e 1,19 centímetros por planta que correspondem a 1,89; 1,71 e 1,05% para seleção em peso

de espigas na média dos ambientes, fértil e cerrado, respectivamente, e foram de 3,90; 3,78 e 2,45 gramas por planta que correspondem a 2,30; 2,23 e 1,45% para seleção na altura da espiga na média dos ambientes, fértil e cerrado, respectivamente (Tabela 35).

Novamente o sentido da seleção é oposto para os dois caracteres e as respostas correlacionadas são positivas, de forma que as situações mais favoráveis são as que conduzem a menores respostas correlacionadas. Verifica-se que a seleção no caráter peso de espigas conduz a diferentes respostas correlacionadas na altura da espiga em função dos ambientes em que é avaliado, e a seleção praticada na altura da espiga conduz a consideráveis respostas correlacionadas em peso de espigas, concordando com os resultados obtidos por ACOSTA & CRANE (1972). Entretanto, uma vez que peso de espigas é o caráter principal, a escolha de situações que forneçam menores respostas correlacionadas deve basear-se no caráter altura da espiga. Para tal caráter determinou-se anteriormente que ambos proporcionam bons progressos com seleção, entretanto, o cerrado é o mais indicado por conduzir a menores respostas correlacionadas em peso de espigas.

4.5.8. Índice de espigas - Peso de espigas

As respostas correlacionadas diretas entre os caracteres Índice de espigas e peso de espigas foram de

$-0,35 \times 10^{-2}$ e $1,45 \times 10^{-2}$ espigas por planta que correspondem a $-0,34$ e $1,37\%$ para seleção praticada em peso de espigas no cerrado e fértil, respectivamente, e foram de $-0,80$ e $3,42$ gramas por planta que correspondem a $-0,59$ e $1,69\%$ para seleção praticada em índice de espigas no cerrado e fértil, respectivamente (Tabela 36).

As respostas correlacionadas indiretas foram de $1,07 \times 10^{-2}$ e $1,29 \times 10^{-2}$ espigas por planta que correspondem a $1,02$ e $1,21\%$ para seleção em peso de espigas no fértil e cerrado, respectivamente, e foram de $2,53$ e $2,92$ gramas por planta que correspondem a $1,85$ e $1,44\%$ para seleção em índice de espigas no fértil e cerrado, respectivamente (Tabela 36).

As respostas correlacionadas na média dos ambientes foram de $1,20 \times 10^{-2}$; $1,26 \times 10^{-2}$ e $0,47 \times 10^{-2}$ espigas por planta que correspondem a $1,14$; $1,20$ e $0,44\%$ para seleção em peso de espigas na média dos ambientes, fértil e cerrado, respectivamente, e foram de $2,84$; $2,97$ e $1,06$ gramas por planta que correspondem a $1,68$; $1,75$ e $0,62\%$ para seleção efetuada em índice de espigas na média dos ambientes, fértil e cerrado, respectivamente (Tabela 36).

Uma vez que as respostas correlacionadas são positivas e o sentido da seleção é o mesmo para os dois caracteres, as melhores situações são aquelas que conduzem às mais altas respostas correlacionadas. Para peso de espigas as seleções praticadas no fértil e na média dos ambientes con

duzem a maiores respostas correlacionadas em índice de espigas concordando com MOLL & KAMPRATH (1977) que verificaram aumento no número de espigas por planta quando foi praticada seleção para produção de grãos em ambientes favoráveis. Para índice de espigas a seleção deve ser praticada no fértil, conforme definido anteriormente, e constitui-se realmente na melhor opção por conduzir às maiores respostas correlacionadas em peso de espigas no cerrado (1,85%) e no fértil (1,69%), comparáveis às obtidas por COORS & MARDONES (1989).

Entretanto, a seleção deve ser praticada por ocasião da obtenção e/ou recombinação das progênies juntamente com a seleção para os outros caracteres de alta herdabilidade. Como para altura da planta e da espiga foi definido o cerrado como melhor opção, cabe ao melhorista optar pela seleção para índice de espigas e demais caracteres no fértil, neste caso com maior interferência de altura da planta e da espiga sobre peso de espigas, ou pela não consideração do caráter índice de espigas por ocasião da obtenção e recombinação das progênies. No entanto, vale ressaltar, a prolificidade torna-se importantíssima no cerrado como um caráter altamente relacionado à adaptação nesse ambiente, seja pelo maior potencial de produtividade conferido (MISOVIC, 1985), seja pela alta correlação com o desenvolvimento radicular, ambos conduzindo a maior estabilidade de produção em tais ambientes.

4.5.9. Altura da planta - Índice de espigas

As respostas correlacionadas diretas entre os caracteres altura da planta e índice de espigas foram de 0,005 e 3,89 centímetros por planta que correspondem a 0,002 e 1,69% para seleção praticada em índice de espigas no cerrado e fértil, respectivamente, e foram de $0,65 \times 10^{-2}$ e $3,04 \times 10^{-2}$ espigas por planta que correspondem a 0,006 e 2,87% para seleção na altura da planta no cerrado e fértil, respectivamente (Tabela 37).

As respostas correlacionadas indiretas foram de 1,03 e 1,18 centímetros por planta que correspondem a 0,54 e 0,52% para seleção em índice de espigas no fértil e cerrado, respectivamente, e foram de $0,80 \times 10^{-2}$ e $0,74 \times 10^{-2}$ espigas por planta que correspondem a 0,76 e 0,69% para seleção efetuada na altura da planta no fértil e cerrado, respectivamente (Tabela 37).

As respostas correlacionadas na média dos ambientes foram de 2,50; 2,46 e 1,11 centímetros por planta que correspondem 1,20; 1,17 e 0,53% para seleção em índice de espigas na média dos ambientes, fértil e cerrado, respectivamente, e foram de $1,52 \times 10^{-2}$; $1,92 \times 10^{-2}$ e $0,69 \times 10^{-2}$ espigas por planta que correspondem a 1,44; 1,82 e 0,66% para seleção praticada na altura da planta na média dos ambientes, fértil e cerrado, respectivamente (Tabela 37).

Os resultados obtidos concordam com os repor-

tados por COMPTON et alii (1979) e MARECK & GARDNER (1979) que verificaram aumentos na altura da planta e da espiga em decorrência da seleção para prolificidade. No presente trabalho, uma vez que a seleção é praticada em sentidos opostos para os dois caracteres e as respostas correlacionadas são positivas, as situações mais favoráveis são aquelas que conduzem a menores respostas correlacionadas. Para o caráter Índice de espigas e seleção deve ser praticada unicamente no fértil e para altura da planta verifica-se que a seleção no cerrado conduz a menores respostas correlacionadas, sendo en tão o ambiente indicado.

4.5.10. Altura da espiga - Índice de espigas

As respostas correlacionadas diretas entre os caracteres altura da espiga e Índice de espigas foram de 1,63 e 2,97 centímetros por planta que correspondem a 1,68 e 2,32% para seleção efetuada em Índice de espigas no cerrado e fértil, respectivamente, e foram de $1,49 \times 10^{-2}$ e $2,46 \times 10^{-2}$ espigas por planta que correspondem a 1,41 e 2,33% para seleção na altura da espiga no cerrado e fértil, respectivamente (Tabela 38).

As respostas correlacionadas indiretas foram de 0,27 e 0,31 centímetros por planta que correspondem a 0,28 e 0,24% para seleção em Índice de espigas no fértil e cerrado, respectivamente, e foram de $2,25 \times 10^{-2}$ e $2,85 \times 10^{-2}$

espigas por planta que correspondem a 0,21 e 0,27% para seleção na altura da espiga no fértil e cerrado, respectivamente (Tabela 38). As respostas correlacionadas na média dos ambientes foram de 1,80; 1,62 e 0,97 centímetros por planta que correspondem a 1,60; 1,44 e 0,86% para seleção em índice de espigas na média dos ambientes, fértil e cerrado, respectivamente, e foram de $1,39 \times 10^{-2}$; $1,34 \times 10^{-2}$ e $0,89 \times 10^{-2}$ espigas por planta que correspondem a 1,32; 1,28 e 0,84% para seleção na altura da espiga na média dos ambientes, fértil e cerrado, respectivamente (Tabela 38).

Aqui valem as mesmas considerações feitas para altura da planta-índice de espigas, ou seja, as situações mais favoráveis são aquelas que conduzem a menores respostas correlacionadas. Assim sendo indica-se o cerrado para se praticar seleção no caráter altura da espiga.

Com base nas respostas correlacionadas envolvendo as dez combinações entre caracteres indica-se o cerrado para prática da seleção nos caracteres altura da planta e da espiga por conduzirem a menores respostas correlacionadas nos caracteres peso de espigas e índice de espigas e qualquer dos ambientes para prática da seleção em dias para florescimento. Para índice de espigas a seleção torna-se possível apenas no fértil, o que implica na seleção para os demais caracteres (altura da planta e da espiga e dias para florescimento) também no fértil por ocasião da obtenção e/ou recombinação das progênies, quando da inclusão de tal caráter nos programas de melhoramento.

4.6. Estudos relativos a tamanho da parcela

A importância de informações adequadas a respeito do número de plantas por parcela e de repetições para avaliação de progênies de milho e de reconhecimento generalizado entre os pesquisadores. Tais informações existem para as condições de solos normais (não ácidos), não existindo, entretanto, para solos ácidos. Assim, o objetivo é fornecer estas informações para as condições de solos ácidos (contendo alumínio tóxico) e comparar às referentes aos solos não ácidos obtidas no presente trabalho e em outros já realizados.

Uma revisão completa acerca dos métodos para determinação do tamanho ótimo de parcela é apresentada por STORCK (1979). Os vários métodos se baseiam na relação observada entre o tamanho da parcela e a variação residual, diferindo em diversos aspectos. Diversos autores têm mostrado a existência de uma relação inversa entre o tamanho da parcela e o erro experimental (DAY, 1920; SMITH, 1938; STEEL & TORRIE, 1960; HATHEWAY, 1961; LE CLERG et alii, 1962; LE CLERG, 1967). Desta forma um aumento no tamanho da parcela leva a uma diminuição da variação entre parcelas. No entanto, tal diminuição não é proporcional ao tamanho da parcela (LE CLERG, 1967) e pouco ganho em precisão é obtido com o incremento no tamanho de unidades experimentais já suficientemente grandes.

Um outro aspecto da técnica experimental, re-

lacionado à precisão dos resultados de um experimento, refere-se ao número de repetições. O erro padrão da média de um tratamento, obtida de um experimento, é dado por $\sigma/\sqrt{r}$, sendo σ o desvio padrão residual a nível de parcelas e r o número de repetições (STEEL & TORRIE, 1960). Desta forma, médias mais precisas são obtidas quando se utiliza um número elevado de repetições. De fato, vários são os trabalhos em que se relata a associação observada entre o número de repetições e a precisão experimental (DAY, 1920; FEDERER, 1955; HATHEWAY, 1961; LE CLERG et alii, 1962; STORCK, 1979; STORCK & UITDEWILLIGEN, 1980).

Na experimentação com milho, para fins de melhoramento, a diminuição do erro experimental é de grande interesse, uma vez que conduz a redução da variância fenotípica e, conseqüentemente contribui para aumento do coeficiente de herdabilidade. Segundo EBERHART (1970 ; 1972), baseando-se no fato de que o tamanho da parcela e o número de repetições estão relacionados com a precisão experimental (erro experimental), obtendo-se as estimativas dos componentes da variância, a variância fenotípica pode ser predita para qualquer combinação do número de plantas por parcela e número de repetições utilizadas na avaliação dos genótipos. Desta forma determina-se a combinação ideal que maximize o progresso genético esperado com seleção.

No presente trabalho, utilizando-se a metodologia relatada por EBERHART (1970 ; 1972), plotaram-se cur

vas de caracterização dos incrementos no progresso com seleção em função do aumento do número de plantas por parcela e de repetições, para os caracteres peso de espigas, altura da planta e da espiga, as quais encontram-se nas Figuras de 6 a 9.

Para o caráter peso de espigas no cerrado e fértil, as curvas encontram-se na Figura 6 (a e b). Verifica-se que para os dois ambientes o aumento no número de repetições mostrou-se mais eficiente que o aumento no tamanho da parcela para elevar o progresso genético esperado com seleção. Este fato está de acordo com HATHEWAY (1961), LE CLERG et alii (1962), THOMAS & ABOU-EL-FITTOUH (1968), STORCK (1979) e CHAVES (1985) que constatarem a mesma relação entre número de repetições e tamanho de parcela, para elevar a precisão experimental. Constata-se ainda que o aumento do número de repetições conduz a acréscimos similares no progresso com seleção para o cerrado e fértil, indicando que não são necessárias alterações no número de repetições quando se avaliam progênies em solo ácido, em relação ao número adotado em solos não ácidos.

Quanto ao número de plantas por parcela, observa-se que o aumento no progresso esperado com seleção apresenta um padrão assintótico, apresentando muito pequeno aumento a partir de determinado número de plantas, concordando com EBERHART (1970; 1972) e CHAVES (1985). A Figura 7 (a e b) ilustra, comparativamente, o efeito do aumento do nú

mero de plantas por parcela no cerrado e fértil. A Figura 7a apresenta a taxa de aumento no progresso esperado com seleção (em porcentagem da média de cada local), acumulado a partir de 5 plantas por parcela até 50 plantas por parcela, a qual mantém-se aproximadamente constante independentemente do número de repetições utilizado. Por esta figura verifica-se claramente que o aumento do número de plantas por parcela, comparativamente, conduz a maiores acréscimos no progresso com seleção no cerrado que no fértil. Isto ocorre devido à maior variância fenotípica entre plantas dentro de parcela (σ_d^2) verificada no cerrado como consequência, provavelmente, de maior heterogeneidade ambiental dentro de parcela nesse tipo de solo, e indica que em tal ambiente compensa utilizar um maior número de plantas por parcela que no fértil. A Figura 7b apresenta a taxa de aumento no progresso esperado com seleção em função de cada aumento de 5 plantas dentro da parcela. Verifica-se que para o fértil a partir de 20 plantas por parcela ocorrem acréscimos inferiores a 0,1% a cada aumento de 5 plantas, fato que ocorre para o cerrado a partir de 25 plantas por parcela. Considerando que parcelas de 5m² com 25 plantas são as mais comumente utilizadas no melhoramento do milho nos solos férteis. vale ressaltar que nos solos sob cerrado as parcelas deverão apresentar 30 plantas para conduzir à mesma eficiência. Estes resultados estão de acordo com LE CLERG (1967), STORCK (1979) e MIRANDA FILHO (1987) que apontam a heterogeneidade do solo como principal fator

ambiental que provoca variação em experimentos de campo, sugerindo a utilização de parcelas de maior tamanho para áreas experimentais heterogêneas e parcelas menores para áreas mais homogêneas.

Tem sido verificada, mais recentemente, a possibilidade de utilização de parcelas de menores tamanhos, no melhoramento do milho. EBERHART (1970; 1972) mostrou que parcelas relativamente pequenas poderiam ser usadas já que muito pequeno aumento no progresso com seleção pode ser obtido quando se utilizam mais que 15 ou 20 plantas por parcela. SANCHEZ (1972) determinou que para um experimento com seis repetições, o tamanho ótimo da parcela para permitir a obtenção de estimativas de parâmetros com precisão aceitável, deve ser de 17 plantas. Segundo CHAVES (1985) a combinação entre tamanhos de parcela e número de progênies avaliadas levou a um tamanho ótimo de parcela entre 3 e 4 m² que correspondem a 15 e 20 plantas por parcela, para o caráter produção de grãos, e, com este tamanho de parcela, o ganho esperado com seleção foi maximizado, com o número de repetições utilizado. No presente trabalho determina-se, pela Figura 7a, que a maximização do progresso com seleção ocorre com aproximadamente 15 plantas para o fértil e com aproximadamente 20 plantas para o cerrado, sendo então os tamanhos de parcela indicados.

Quanto ao número de repetições, CHAVES (1985) mostrou que fixando-se a área total ocupada por progênie no

ensaio e minimizando o tamanho da parcela, o máximo de ganho por seleção é conseguido, aumentando-se o número de repetições. Segundo EBERHART (1970), maiores progressos são conseguidos pelo aumento do número de repetições dependendo do tipo de progênie utilizada. De acordo com o autor, a variância fenotípica entre progênies de meios irmãos contém pequena parte da variância genética aditiva em relação a progênies S_1 e devido a isso respondem mais ao aumento do número de repetições do que as últimas.

No presente trabalho, verifica-se pela Figura 6 (a e b) que o aumento do número de repetições de 2 para 3 conduz a considerável aumento no progresso com seleção. Assim sendo, para progênies de meios-irmãos, indica-se a utilização de 3 repetições, o que não acarretará problemas com relação ao número de sementes, já que deverá ser utilizado também um menor número de plantas por parcela. Considerando um mesmo tratamento, o uso de parcelas menores possibilita a utilização de um número de repetições mais elevado, o que leva a uma maior precisão na estimativa da variância residual, pelo aumento do número de graus de liberdade do resíduo. O uso de parcelas maiores no cerrado é indicado também como forma de obterem-se estimativas mais precisas em tal ambiente, visto que os caracteres peso de espigas e índice de espigas apresentaram baixas precisões de estimativas em relação às verificadas no fértil, concorrendo assim para maior eficiência dos programas de seleção conduzidos em solos sob cerrado.

Para os caracteres altura da planta e da espiga, os efeitos dos aumentos do número de plantas por parcela e de repetições, no progresso com seleção, estão caracterizados nas Figuras 8 (a e b) e 9 (a e b). Verifica-se que ambos caracteres exibiram o mesmo tipo de comportamento. No cerrado, o acréscimo no progresso com seleção é um pouco maior pelo aumento do número de repetições de 2 para 3, do que no fértil, para os dois caracteres, sendo que neste o aumento no progresso também é considerável. Quanto ao número de plantas por parcela, verifica-se que 5 no fértil e 3 no cerrado praticamente maximizam o progresso com seleção para ambos caracteres. Assim sendo, para o cerrado, indica-se a utilização de 3 plantas por parcela e 3 repetições.

5. CONCLUSÕES

As interpretações dos resultados obtidos nas condições do presente trabalho permite concluir:

a) A variedade BR 108 apresenta um bom padrão de produtividade, tendo se apresentado superior ao híbrido intervarietal BR 301 em todas as situações, e aproximadamente semelhante ao híbrido duplo comercial XL 670, no ambiente fértil e média dos ambientes, porém, inferior ao mesmo no cerrado.

b) Para todos os materiais, os caracteres peso de espigas, altura da planta e da espiga apresentaram acentuada redução em suas médias, quando avaliados no solo sob cerrado em relação à avaliação realizada no fértil, enquanto que para índice de espigas e dias para florescimento, as médias mantiveram-se praticamente constantes através dos ambientes.

c) As magnitudes das estimativas das variâncias genéticas aditivas mostraram que a variabilidade genética no cerrado, para os caracteres peso de espigas e altura da espiga, apresentou-se baixa em relação à verificada no fértil, o que não ocorreu para altura da planta e dias para florescimento, enquanto que para índice de espigas, a variabilidade no cerrado mostrou-se praticamente nula. Ficou evidenciado que a adaptação às condições de alta acidez do solo, conferida pela tolerância ao alumínio, certamente é o fator preponderante para a expressão de variabilidade genética para caracteres complexos, como peso de espigas, nesses ambientes. Índice de espigas, conforme esperado para um caráter umbral, apresentou-se amplamente dependente das condições ambientais, expressando variabilidade genética suficiente para seleção apenas no ambiente fértil.

d) As magnitudes dos componentes da variação progênes x ambientes apresentaram-se elevadas para o caráter peso de espigas, revelando uma baixa correlação entre médias de progênes nos dois ambientes, mostraram-se negligenciáveis para altura da espiga e dias para florescimento e não significativas para altura da planta e índice de espigas, indicando que para peso de espigas são necessários programas em separado para cada ambiente ou avaliação simultânea nos dois ambientes, enquanto que para os demais caracteres a seleção em qualquer dos ambientes conduz a resultados desejáveis em ambos ambientes.

e) As magnitudes das estimativas dos coeficientes de correlação genética aditiva entre caracteres, de maneira geral, mostraram-se amplamente dependentes dos ambientes em que foram considerados os caracteres, indicando a possibilidade de escolha de ambientes para seleção que conduzam às respostas correlacionadas mais desejáveis.

f) Os progressos genéticos esperados com seleção para o caráter peso de espigas revelaram que a seleção indireta apresenta baixa eficiência quando são utilizados ambientes contrastantes, verificando-se que é menos drástica quando realizada no fértil. Para o cerrado, verifica-se que a seleção baseada na média dos ambientes tende a culminar em maiores progressos do que a seleção no próprio cerrado, uma vez que aproveita a maior variabilidade genética expressa no fértil e menor desvio padrão fenotípico observado na média dos ambientes, enquanto que para o fértil, a melhor situação é a seleção conduzida no próprio.

g) A escolha dos ambientes para seleção no caráter peso de espigas, dependerá, primariamente, dos objetivos do programa de melhoramento. Se for imperativo que produções sejam aumentadas nos solos ácidos, a opção mais indicada é a seleção baseada na média dos ambientes, porém, na possibilidade de utilização de apenas um dos ambientes, a escolha deverá recair sobre o ácido. Por outro lado, se o ob-

jetivo é o melhoramento da produtividade média em ambos ambientes, a melhor opção, evidentemente, é a seleção baseada na média, mas na impossibilidade de utilização dos dois ambientes, o ambiente não ácido deverá ser escolhido e, neste caso, vale ressaltar que os progressos nos ambientes ácidos serão muito baixos. A seleção baseada na média é a melhor situação para os solos ácidos e para produtividade média, o que, de maneira geral, justifica a inclusão de um ambiente ácido para avaliação dos materiais.

h) Para os caracteres altura da planta e da espiga, dias para florescimento e índice de espigas, a seleção massal é muito mais eficiente do que a seleção baseada em médias, ao mesmo tempo em que permite aumentar os diferenciais de seleção para o caráter principal (peso de espigas) e, portanto, recomenda-se selecionar estes caracteres por ocasião da recombinação e obtenção das progênies, devendo-se, também, praticar seleção para os mesmos por ocasião da seleção das melhores progênies. Para índice de espigas, a seleção deverá ser realizada unicamente no fértil, enquanto que para os demais a seleção poderá ser realizada opcionalmente, no fértil ou cerrado, conduzindo a bons resultados.

i) Baseando-se nas respostas correlacionadas, envolvendo as dez combinações entre caracteres, indica-se o cerrado para prática da seleção nos caracteres altura da plan

ta e da espiga por conduzirem a respostas correlacionadas de menores magnitudes nos caracteres peso de espigas e Índice de espigas, e qualquer dos ambientes para seleção em dias para florescimento. No entanto, como a seleção para todos os caracteres de alta herdabilidade deve ser praticada simultaneamente por ocasião da obtenção e recombinação das progênies, pode-se optar pela seleção para Índice de espigas e demais caracteres no ambiente fértil, neste caso, com maior interferência de altura da planta e da espiga sobre peso de espigas e Índice de espigas, ou pela não consideração do caráter Índice de espigas, realizando a obtenção e recombinação das progênies no cerrado.

j) Os estudos relativos a tamanho de parcela revelaram a necessidade de se aumentar o número de plantas por parcela, no cerrado, em relação ao utilizado no fértil, para avaliação do caráter peso de espigas. No presente trabalho, a maximização do progresso com seleção ocorreu com aproximadamente 15 plantas para o fértil e 20 para o cerrado. O uso de parcelas maiores no cerrado é indicado também como forma de obterem-se estimativas mais precisas, visto que as estimativas obtidas para os caracteres peso de espigas e Índice de espigas apresentaram baixas precisões em tal ambiente, concorrendo, assim, para maior eficiência da seleção em solos contendo alumínio tóxico.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ACOSTA, A.E. & CRANE, P.L. Further selection for lower ear height in maize. Crop Science, Madison, 12: 165-7, 1972.
- AGUIAR, P.A. de. Avaliação de progênies de meios irmãos da população de milho CMS-39 em diferentes condições de ambiente. Lavras, 1986. 68p. (Mestrado - Escola Superior de Agricultura de Lavras).
- ALLARD, R.W. Princípios do melhoramento genético das plantas. São Paulo, Edgard Blücher, 1971. 381p.
- ALLEN, F.L.; COMSTOCK, R.E.; RASMUSSEN, D.C. Optimal environments for yield testing. Crop Science, Madison, 18: 747-51, 1978.
- ANDERSON, E.L.; KAMPRATH, E.J.; MOLL, R.H. Nitrogen fertility effects on accumulation, remobilization, and partitioning of N and dry matter in corn genotypes differing in prolificacy. Agronomy Journal, Madison, 76: 397 -404, 1984.
- ANDRADE, J.A.C. & MIRANDA FILHO, J.B. Correlações genéticas e fenotípicas envolvendo caracteres da planta e do pendão do milho. Relatório Científico do Departamento de Genética/ESALQ. Piracicaba, (14): 5-10, 1980.

- ARBOLEDA-RIVERA, F. & COMPTON, W.A. Differential response of maize (*Zea mays* L.) to mass selection in diverse selection environments. Theoretical and Applied Genetics, Berlin. 44: 77-81, 1974.
- BAHIA FILHO, A.F.C.; FRANÇA, G.E.; PITTA, G.V.E.; MAGNAVACA, R.; MENDES, J.F.; BAHIA, F.G.F.T.C.; PEREIRA, P. Avaliação de linhagens e populações de milho em condições de elevada acidez. In: REUNIÃO BRASILEIRA DE MILHO E SORGO, 11., Piracicaba, 1978. Anais. Piracicaba, 1978. p.51-8.
- BAHIA FILHO, A.F.C.; MAGNAVACA, R.; VASCONCELLOS, C.A.; BAHIA, F.G.F.T.C.; PITTA, G.V.E.; NASPOLINI FILHO, V. Caracterização da curva de resposta de híbridos a calagens e ao fósforo em um solo de elevada acidez. In: REUNIÃO BRASILEIRA DE MILHO E SORGO, 12., Goiânia, 1979. Anais. Goiânia, 1979. p.86.
- BARBIN, D. & GOMES, F.P. Variância do coeficiente de herdabilidade obtido a partir de análise de variância segundo o modelo de blocos incompletos. Ciência e Cultura, São Paulo, 23: 80-3, 1971.
- BARBIN, D. Variância e covariância dos componentes de variância no modelo de classificação hierárquica. Piracicaba, Departamento de Matemática e Estatística/ESALQ, 1975. 8p. (Publicação Didática).
- BAUMAN, L.F. Environmental interactions with prolific hybrids. In: ANNUAL HYBRID CORN INDUSTRY RESEARCH CONFERENCE, 14., Chicago, 1959. Proceedings, Washington, 1959. p.53-59.
- BEAR, F.F. Chemistry of the soil. New York, Reinhold, 1957. 373p.

- BIANCO, S. Avaliação do potencial genético de populações de milho (*Zea mays* L.) braquiótico para teor de óleo na semente. Piracicaba, 1984. 98p. (Mestrado - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"/USP).
- BIANCO, S.; TOSELLO, G.A.; SOUZA JÚNIOR, C.L. Correlações genéticas e fenotípicas em duas populações de milho (*Zea mays* L.) braquiótico e suas implicações no melhoramento do teor de óleo no grão. Anais da Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba, 44: 801-10, 1987.
- BIDINGER, F.R.; MAHALAKSHMI, V.; RAO, D.P. Assessment of drought resistance in Pearl Millet (*Pennisetum americanum* L. Leeke); II. Estimation of genotype response to stress. Australian Journal of Agricultural Research, Melbourne, 38: 49-59, 1987.
- BONAPARTE, E.E.N.A. Diallel analysis of leaf number and duration to mid-silk in maize. Canadian Journal of Genetics and Cytology, Ottawa, 19: 251-8, 1977.
- BREWBAKER, J.L. Genética na Agricultura. São Paulo, Polígono, 1969. 217p.
- BUREN, L.L.; MOCK, J.J.; ANDERSON, I.C. Morphological and physiological traits in maize associated with tolerance to high plant density. Crop Science, Madison, 14: 426-9, 1974.
- CANTON, T. Avaliação de oito ciclos de seleção recorrente na população de milho (*Zea mays* L.) SUWAN DMR. Piracicaba, 1988. 112p. (Mestrado - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"/USP).

- CASTRO, M.; GARDNER, C.O.; LONNQUIST, J.H. Cumulative gene effects and the nature of heterosis in maize crosses involving genetically diverse races. Crop Science, Madison, 8: 97-101, 1968.
- CECCARELLI, S. Yield potential and drought tolerance of segregating populations of barley in contrasting environments. Euphytica, Wageningen, 36: 265-73, 1987.
- CECCARELLI, S. & GRANDO, S. Efficiency of empirical selection under stress conditions in barley. Journal of Genetics & Breeding, Roma, 43: 25-31, 1989.
- CHAVES, L.J. Tamanho da parcela para seleção de progênies de milho (*Zea mays* L.). Piracicaba, 1985. 148p. (Doutorado - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"/USP).
- CLARK, R.B. & BROWN, J.C. Differential phosphorus uptake by phosphorus-stressed corn inbreds. Crop Science, Madison, 14: 505-8, 1974.
- COCHRAN, W.G. & COX, G.M. Experimental designs. 2.ed. New York, John Wiley & Sons, 1957. 611p.
- COLEMAN, N.T. & THOMAS, G.W. The basic chemistry of soil acidity. In: PEARSON, R.W. & ADAMS, F., ed. Soil acidity and liming. Madison, Amer. Soc. of Agron., 1967. p. 1-41.
- COMPTON, W.A.; GARDNER, C.O.; LONNQUIST, J.H. Genetic variability in two open-pollinated varieties of corn (*Zea mays* L.) and their F₁ progenies. Crop Science, Madison, 5: 505-8, 1965.

- COMPTON, W.A. & BAHADUR, K. Ten cycles of progress from modified ear-to-row selection in corn. Crop Science, Madison, 17: 378-80, 1977.
- COMPTON, W.A.; MUMM, R.F.; MATHEMA, B. Progress from adaptive mass selection in incompletely adapted maize populations. Crop Science, Madison, 19: 531-3, 1979.
- COMSTOCK, R.E. & ROBINSON, H.F. The components of genetic variance in populations of biparental progenies and their use in estimating the average degree of dominance. Biometrics, Raleigh, 4: 254-66, 1948.
- COMSTOCK, R.E. & ROBINSON, H.F. Experiments for estimation of the average dominance of genes affecting quantitative characters. In GOWEN, J.W., ed. Heterosis. Ames, Iowa State College Press, 1952. p.494-516.
- COMSTOCK, R.E. & MOLL, R.H. Genotype-environment interactions. In: HANSON, W.D. & ROBINSON, H.F. ed. Statistical genetics and plant breeding. Washington, National Academy of Sciences, 1963. p.164-96.
- COORS, J.G. & MARDONES, M.C. Twelve cycles of mass selection for prolificacy in maize. I. Direct and correlated responses. Crop Science, Madison, 29: 262-6, 1989.
- CRISÓSTOMO, J.R. & ZINSLY, J.R. Estimaco de parmetros genticos em duas populaes de milho (*Zea mays* L.). Relatrio Cientfico do Departamento de Gentica/ESALQ, Piracicaba, (11): 33-7, 1977.
- DARRAH, L.L.; EBERHART, S.A.; PENNY, L.H. A maize breeding methods study in Kenya. Crop Science, Madison, 12: 605-8, 1972.

DAY, J.W. The relation of size, shape, and number of replications of plots to probable error in field experimentation. Journal of the American Society of Agronomy, Geneva, 12: 100-5, 1920.

DUDLEY, J.W. Seventy generation of selection for oil and protein the corn kernel. In: ANNUAL CORN AND SORGHUM RESEARCH CONFERENCE, 28., Chicago, 1973. Proceedings. Washington, American Seed Trade Association, 1973. p.123 - 36.

EBERHART, S.A. & RUSSEL, W.A. Stability parameters for comparing varieties. Crop Science, Madison, 6: 36-40, 1966.

EBERHART, S.A. Factors affecting efficiencies of breeding methods. African Soils, Paris, 15: 669-80, 1970.

EBERHART, S.A. Techniques and methods for more efficient population improvement in sorghum. In: RAO, N.G.P. & HOUSE, L.R., ed. Sorghum in seventies. New Delhi, Oxford & IBH Publishing, 1972. p.197-213.

EL-LAKANY, M.A. & RUSSEL, W.A. Relationships of maize characters with yield in testcrosses of inbreds at different densities. Crop Science, Madison, 11: 698-701, 1971.

EMPIG, L.T.; GARDNER, C.O.; COMPTON, W.A. Theoretical gains for different population improvement procedures. Bulletin of the Nebraska Agricultural Experiment Station, Lincoln, MP26, 1972.

EMBRAPA/CNPMS. Relatório técnico anual, 1979. Brasília, 1980. 207p.

ENWEZOR, W.O. The aging of phosphorus in some humid tropical soil of Nigeria. L. The effect of phosphorus reaction time and lime on the dry matter yield of maize in soils of southeastern Nigeria. Soil Science, New Brunswick, 124: 259-64, 1977.

FALCONER, D.S. Introduction to quantitative genetics. 3.ed. New York, The Ronald Press, 1964. 365p.

FEDERER, W.T. Experimental design; theory and application. New York, MacMillan, 1955. 544p.

FISHER, R.A. The correlations between relatives on the supposition of Mendelian inheritance. Transaction Royal Society of Edinburg, Edinburg, 52: 399-433, 1918.

FOY, C.D.; CHANEY, R.L.; WHITE, M.C. The physiology of metal toxicity in plants. Annual Review of Plant Physiology, Stanford, 29: 511-66, 1978.

FREY, K.J. Adaptation reaction of oat strains selected under stress and non-stress environmental conditions. Crop Science, Madison, 4: 55-8, 1964.

FRIESEN, D.K.; MILLER, M.H.; JUO, A.S.R. Liming and lime-phosphorus-zinc interactions in two Nigerian ultisols; II. Effects on maize root and shoot growth. Soil Science Society of America Journal, Madison, 44: 1227-32, 1980.

GALLAIS, A. Use of indirect selection in plant breeding. In: CONGRESS OF EUCARPIA, 10., Wageningen, 1983. Proceedings. Wageningen, 1984. p.45-60.

- GARCIA, O.; SILVA, W.J. da; MASSEI, M.A.S. An efficient method for screening maize inbreds for aluminum tolerance. Maydica, Bergamo, 24: 75-82, 1979.
- GARCIA, O. & SILVA, W.J. da. Análise genética da tolerância ao alumínio em milho. Ciência e Cultura, São Paulo, 31: 585, 1979.
- GARDNER, C.O. Genetic variation in irradiated and control populations of corn after ten cycles of mass selection for high grain yield. In: GARDNER, C.O., ed. Induced mutations in plants. Vienna, International Atomic Energy Agency, 1969. p.469-77.
- GENTER, C.F. & EBERHART, S.A. Performance of original and advanced maize populations and their diallel crosses. Crop Science, Madison, 14: 881-5, 1974.
- GHINI, R. & MIRANDA FILHO, J.B. Herdabilidade da altura da planta e da espiga no segundo ciclo de seleção da população ESALQ-PB1 de milho. Relatório Científico do Departamento de Genética/ESALQ, Piracicaba (13): 130 - 7, 1979.
- GIESBRECHT, J. The inheritance of time of silking and pollen shedding in maize. Canadian Journal of Genetics and Cytology, Ottawa, 1: 329-38, 1960.
- GOODLAND, R. Oligotrofismo e alumínio no cerrado. In: SIMPÓSIO SOBRE CERRADO, 3., São Paulo, 1971. Anais. São Paulo, Edgard Blücher, EDUSP, 1971. p.44-60.

- GOODMAN, M.M. Estimates of genetic variance in adapted and exotic populations of maize. Crop Science, Madison, 5: 87-90, 1965.
- GYORFFY, B. [Effect of variety, plant density and fertilizers in maize growing]. Fajta-, növényszám-és műtrágyahatás a kukoricater-mesztésben. Agrártudományi Közlemények, 38 309-331, 1979. Apud Plant Breeding Abstracts, Cambridge, 51: 775, 1981. (Resumo 8794).
- HALLAUER, A.R. Inheritance of flowering in maize. Genetics, Princeton, 52: 129-37, 1965.
- HALLAUER, A.R. & TROYER, A.F. Prolific corn hybrids and minimizing risk of stress. In: ANNUAL HYBRID CORN INDUSTRY - RESEARCH CONFERENCE, 27., Chicago, 1972. Proceedings. Washington, American Seed Trade Association, 1972. p.140-58.
- HALLAUER, A.R. Heritability of prolificacy in maize. The Journal of Heredity, Washington, 65: 163-8, 1974.
- HALLAUER, A.R. Relation of quantitative genetics to applied maize breeding. Revista Brasileira de Genética, Ribeirão Preto, 3: 207-33, 1980.
- HALLAUER, A.R. & MIRANDA FILHO, J.B. Quantitative genetics in maize breeding. Ames, The Iowa State University Press, 1988. 468p.
- HARRIS, R.E.; MOLL, R.H.; STUBER, C.W. Control and inheritance of prolificacy in maize. Crop Science, Madison, 16: 843-50, 1976.

- HARTLEY, C.P. Progress in methods of produzing higher yield ing strains of corn. Yearbook of Agriculture - 1909, Was hington: 309-24, 1909.
- HATHEWAY, W.H. Convenient plot size. Agronomy Journal, Ma dison, 53: 279-80, 1961.
- HORNER, T.W. & FREY, K.J. Methods for determining natural areas for oat varietal recomendations. Agronomy Journal, Madison, 49: 313-5, 1957.
- HULL, F.H. Recurrent selection and specific combining abi lity in corn. Journal of the American Society of Agronomy, Washington, 37: 134-45, 1945.
- JAIN, H.K.; MUKHERJEE, B.K.; SINGH, R.D.; AGRAWAL, K.N. The present basis and future possibilities of breeding for yield in maize. Journal of Plant Breeding, Berlin, 76: 90-101, 1976.
- JOHNSON, G.R. & FREY, K.J. Heritabilities of quantitative attributes of oats (*Avena* sp.) at varying levels of envi ronmental stress. Crop Science, Madison, 7: 43-6, 1967.
- KAMPRATH, E.J. Soil acidity and liming. In: COMMITTEE ON TROPICAL SOILS. Soils of the humid tropics. Washington, 1972. p.136-49.
- KEMPTHORNE, O. An introdction to genetic statistic. 3.ed. New York, John Wiley & Sons, 1966. 545p.
- KIESSELBACK, T.A. Corn investigations. Research Bulletin of the Nebraska Agricultural Experiment Station, Lincoln, 20, 1922.

- LE CLERG, E.L.; LEONARD, W.H.; CLARK, A.G. Field plot technique. Minneapolis, Burgess Publishing, 1962. 373p.
- LE CLERC, E.L. Significance of experimental design in plant breeding. In: FREY, K.J., ed. Plant breeding. Ames, Iowa State University Press, 1967. 430p.
- LEITE, P.J.S. Respostas correlacionadas à seleção divergente para florescimento em um composto de milho (*Zea mays*, L.). Piracicaba, 1985. 55p. (Mestrado - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"/USP).
- LENG, E.R. Results of long term selection for chemical composition in maize and their significance in evaluating breeding systems. Zeitschrift fur Pflanzenzuchtung, Berlin, 47: 67-91, 1962.
- LINDSEY, M.F.; LONNQUIST, J.H.; GARDNER, C.O. Estimates of genetic variance in open-pollinated varieties of cornbelt corn. Crop Science, Madison, 2: 105-8, 1962.
- LIGON, W.S. & PIERRE, W.H. Soluble aluminum studies. II. Minimum concentrations of aluminum found to be toxic to corn, sorghum, and barley in culture solutions. Soil Science, New Brunswick, 34: 307-17, 1932.
- LIMA, M. & PATERNIANI, E. Seleção entre e dentro de famílias de meios irmãos na população de milho (*Zea mays* L.) ESALQ-VD-2. Relatório Científico do Departamento de Genética/ESALQ, Piracicaba (11): 82-3, 1977.
- LONNQUIST, J.H. An modification of the ear-to-row procedure for the improvement of maize populations. Crop Science, Madison, 4: 227-8, 1964.

- LONNQUIST, J.H. Métodos de seleccion útiles para mejoramiento dentro de poblaciones. Fitotecnia Latinoamericana, San José, 2: 1-10, 1965.
- LONNQUIST, J.H.; COTA, A.O.; GARDNER, C.O. Effect of mass selection and thermal neutron irradiation on genetic variances in a variety of corn (*Zea mays* L.). Crop Science, Madison, 6: 330-2, 1966.
- LONNQUIST, J.H. Mass selection for prolificacy in maize. Der Züchter, Berlin, 37: 185-8, 1967.
- LOPES, A.S. & COX, F.R. A survey of the fertility status of surface soils under "Cerrado" vegetation in Brazil. Soil Science Society of America Journal, Madison, 41: 742 - 7, 1977.
- LOPES, M.A.; MAGNAVACA, R.; BAHIA FILHO, A.F.C.; GAMA, E.E.G. Avaliação de populações de milho e seus cruzamentos para tolerância à toxidez de alumínio em solução nutritiva. Pesquisa Agropecuária Brasileira, Brasília, 22: 257-63, 1987.
- LORDELLO, J.A.C. Parâmetros genéticos das populações de milho Piranão VD-2 e Piranão VF-1. Piracicaba, 1982. 63p. (Mestrado - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"/USP).
- MAGNAVACA, R. Genetic variability and the inheritance of aluminum tolerance in maize (*Zea mays* L.). Lincoln, 1982. 135p. (Doutorado - Ph.D. Graduate College in the University of Nebraska).
- MARECK, J.H. & GARDNER, C.O. Responses to mass selection in maize and stability of resulting populations. Crop Science, Madison, 19: 779-83, 1979.

- MEDERSKI, H.J. & JEFFERS, D.L. Yield response of soybean varieties grown at two soil moisture stress levels. Agronomy Journal, Madison, 65: 410-2, 1973.
- MIRANDA, L.T.; MIRANDA, L.E.C. de; POMMER, C.V.; SAWAZAKI, E. Oito ciclos de coleção entre e dentro de famílias de meios irmãos no milho IAC-1. Bragantia, Campinas, 36: 187- 96, 1977.
- MIRANDA FILHO, J.B. & VENCovsky, R. Estimativas da variância genética aditiva de diversas populações locais de milho. Relatório Científico do Departamento de Genética/ESALQ, Piracicaba, (6): 61-6, 1972.
- MIRANDA FILHO, J.B. & RISSI, R. de. Interação de efeitos genéticos com anos em cruzamento dialélico intervarietal em milho. Relatório Científico do Departamento de Genética/ESALQ, Piracicaba, (9): 102-14, 1975.
- MIRANDA FILHO, J.B. Princípios de experimentação e análise estatística. In: PATERNIANI, E. & VIEGAS, G.P., ed. Melhoramento e produção de milho. 2.ed. Campinas, Fundação Cargill, 1987. v.2, cap. 17, p.765-95.
- MISOVIC, M.S. Maize breeding methodologies for environmental stresses. In: BRANDOLINI, A. & SALAMINI, F., ed. Breeding strategies for maize production improvement in the Tropics. Firenze, FAO, 1985. cap. D3, p.207-226.
- MOCK, J.J. Breeding maize to convert solar energy into food more efficiently. In: ANNUAL CORN AND SORGHUM RESEARCH CONFERENCE, 32., Chicago, 1977. Proceedings. Washington, American Seed Trade Association, 1977. p.32-46.

MOLL, R.H. & ROBINSON, H.F. Observed and expected response in four selection experiments in maize. Crop Science, Madison, 6: 319-24, 1966.

MOLL, R.H. & KAMPRATH, E.J. Effect of population density upon agronomic traits associated with genetic increases in yield of *Zea mays* L. Agronomy Journal, Madison, 69: 81-4, 1977.

MORLY JONES, R. & MATHER, K. Interaction of genotype and environment in continuous variation; 2. Analysis. Biometrics, Washington, 14: 489-98, 1958.

MOTTO, M. & MOLL, R.H. Prolificacy in maize: a review. Maydica, Bergamo, 28: 53-76, 1983.

MURTY, G.S. & ROY, N.N. Study of the Indian collection of maize varieties with reference to the relationship between yield and other characters. Indian Journal of Genetics and Plant Breeding, New Delhi, 17: 73-89, 1957.

NASPOLINI FILHO, V.; VIANA, R.T.; GAMA, E.E.G.; VENCOVSKY, R. Comportamento de progênies de milho sob condições de solo normal e de cerrado. In: REUNIÃO BRASILEIRA DE MILHO E SORGO, 13., Londrina, 1980. Anais. Londrina, IAPAR, 1980. p.18.

NOLL, C.F. Experiments with corn. Bulletin of the Pennsylvania Agricultural Experiment Station, Harrisburg, 139, 1916.

OBILANA, A.T. & HALLAUER, A.R. Estimation of variability of quantitative traits in BSSS by using unselected maize lines. Crop Science, Madison, 14: 99-103, 1974.

- 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, 1987. 109p. (Mestrado - Escola Superior de Agricultura de Lavras).
- PACKER, D.; TERASAWA Jr., F.; PELLICANO, I.J.; RESENDE, M.D.V. de; FUSTINONI, R.; GODOI, R.E.Z. de. Caracterização das populações de milho (*Zea mays* L.) do Centro Nacional de Pesquisas de Milho e Sorgo/EMBRAPA, Piracicaba, Departamento de Genética/ESALQ, 1989. 34p. (Monografia).
- PATERNIANI, E. Selection among and within half-sib families in a brazilian population of maize (*Zea mays* L.). Crop Science, Madison, 7: 212-6, 1967.
- PATERNIANI, E. Avaliação do método de seleção entre e dentro de famílias de meios irmãos no melhoramento do milho (*Zea mays* L.). Piracicaba, 1968. 92p. (Cátedra - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"/USP).
- PATERNIANI, E. Melhoramento genético de populações de milho. In: KERR, W.E., org. Melhoramento e Genética, São Paulo, Melhoramentos, 1969. p.39-57.
- PATERNIANI, E. Resultados de três ciclos de seleção para prolificidade em duas populações de milho. In: REUNIÃO BRASILEIRA DE MILHO E SORGO, 13., Londrina, 1980a. Resumos. Londrina, IAPAR, 1980a. p.15.
- PATERNIANI, E. Seleção massal com controle biparental para prolificidade em milho. Relatório Científico do Departamento de Genética/ESALQ, Piracicaba, (14): 69-76, 1980b.

- PATERNIANI, E. Evolução do milho e implicações no melhoramento. In: COLÓQUIO SOBRE CITOGÊNETICA E EVOLUÇÃO DE PLANTAS, 1., Piracicaba, 1984. Anais. Ribeirão Preto, SBG, 1985. p. 235-9.
- PATERNIANI, E. & MIRANDA FILHO, J.B. Melhoramento de populações. In: PATERNIANI, E. & VIEGAS, G.P., ed. Melhoramento e produção de milho. 2.ed. Campinas, Fundação Cargill, 1987. v.1., cap. 6, p.217-74.
- PENNY, L.H.; RUSSEL, W.A.; SPRAGUE, G.F.; HALLAUER, A.R. Recurrent Selection. In: HANSON, W.D. & ROBINSON, H.F., ed. Statistical genetics and plant breeding. Washington, National Academy of Sciences, 1963. p.352-67.
- POMMER, C.V.; MIRANDA, L.T.; MIRANDA, L.E.C.; SAWAZAKI, E. Estimativas de parâmetros genéticos na população de milho IAC-1 - Opaco 2. Bragantia, Campinas, 36: 197-205, 1977.
- POMMER, C.V. & GERALDI, I.O. Selection among and within half sib families in two maize opaque populations. Revista Brasileira de Genética, Ribeirão Preto, 6: 461-72, 1983.
- QUEIROZ, M.A.; PATERNIANI, E.; MIRANDA FILHO, J.B.; NASPOLINI, V.; COSTA, S.N.; SOUTO, J.P.M.; TIMÓTEO SOBRINHO, A. Estudo das interações genótipos x locais e suas implicações no melhoramento de milho para as diversas regiões ecológicas do Nordeste. Ciência e Cultura, São Paulo, 28: 804, 1976 (Suplemento).
- RAMALHO, M.A.P. Eficiência relativa de alguns processos de seleção intrapopulacional no milho baseados em famílias não endógamas. Piracicaba, 1977. 122p. (Doutorado - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"/USP).

- RHUE, R.S. & GROGAN, C.O. Screening corn to aluminum tolerance. In: WRIGHT, M.J., ed. Plant adaptation to mineral stress in problem soils. New York, Cornell Univ. Agric. Exp. Stn., 1976. p.297-310.
- RHUE, R.D. & GROGAN, C.O. Screening corn for Al tolerance using different Ca and Mg concentrations. Agronomy Journal, Madison, 69: 755-60, 1977.
- RHUE, R.D.; GROGAN, C.O.; STOCKMEYER, E.W.; EVERETT, H. L. Genetic control of aluminum tolerance in corn. Crop Science, Madison, 18: 1063-7, 1978.
- RISSI, R. & PATERNIANI, E. Estimates of genetics parameters in two sub-populations of the variety of maize (*Zea mays* L.) Piranão. Revista Brasileira de Genética, Ribeirão Preto, 4: 579-92, 1981.
- ROBINSON, H.F.; COMSTOCK, R.E.; HARVEY, P.H. Estimates of heritability and the degree of dominance in corn. Agronomy Journal, Madison, 41: 353-9, 1949.
- ROBINSON, H.F.; COMSTOCK, R.E.; HARVEY, P.H. Genotypic and phenotypic correlations in corn and their implications in selection. Agronomy Journal, Madison, 43: 282-7, 1951.
- ROOD, S.B. & MAJOR, D.J. Diallel analysis of flowering-time in corn (*Zea mays* L.) using a corn heat unit transformation. Canadian Journal of Genetics and Cytology, Ottawa, 22: 633-40, 1980.
- ROSIELLE, A.A. & HAMBLIN, J. Theoretical aspects of selection for yield in stress and non-stress environments. Crop Science, Madison, 21: 943-6, 1981.

- ROWE, P.R. & ANDREW, R.H. Phenotypic stability for a systematic series of corn genotypes. Crop Science, Madison, 4: 563-7, 1964.
- ROY, A.K.; SHARMA, A.; TALUKDER, G. Some aspects of aluminum toxicity in plants. The Botanical Review, Lancaster, 54: 145-78, 1988.
- RUSCHEL, R. Interação genótipo x localidades na região Centro-Sul em milho (*Zea mays* L.). Piracicaba, 1968. 60p. (Mestrado - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"/USP).
- RUSCHEL, R. Influência das condições ambientais na produção de cultivares de milho originados por diferentes métodos. Pesquisa Agropecuária Brasileira, Brasília, 5: 243-50, 1970.
- RUSSELL, W.A. & EBERHART, S.A. Testcrosses of one-and two-ear types of corn belt maize inbreds. II. Stability of performance in different environments. Crop Science, Madison, 8: 248-51, 1968.
- SAIGUSA, M.; SHOJI, S.; TAKAHASHI, T. Plant root growth in acid andosols from Northeastern Japan. 2. Exchange acidity y_1 as a realistic measure of aluminum toxicity potential. Soil Science, New Brunswick, 130: 242-50, 1980.
- SAMPAIO, N.F. Propriedades genéticas e potencial para o melhoramento dos compostos de milho (*Zea mays* L.) ESALQ-PB-4 e ESALQ PB-5. Piracicaba, 1986. 106p. (Mestrado - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"/USP).

- SANCHEZ, F.D. Tamaño de muestra para representar poblaciones de maiz. Agrociencia, Chapingo, 8-B: 163-77, 1972.
- SANTOS, M.X. & NASPOLINI FILHO, V. Estimativas de parâmetros genéticos em três ciclos de seleção entre e dentro de famílias de meios irmãos no milho (*Zea mays* L.) Denta-do Composto Nordeste. Revista Brasileira de Genética, Ri-beirão Preto, 9: 307-19, 1986a.
- SANTOS, M.X. & NASPOLINI FILHO, V. Estimativas de parâmetros genéticos para peso de espigas na população de milho "Flint Composto Nordeste". Pesquisa Agropecuária Brasileira, Brasília. 21: 739-46, 1986b.
- SAWAZAKI, E. Treze ciclos de seleção entre e dentro de famílias de meios irmãos para produção de grãos no milho IAC Maya. Piracicaba, 1979. 99p. (Mestrado - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"/USP).
- SEGOVIA SEGOVIA, V.F. Avaliação da seleção massal em ambos os sexos para prolificidade em milho (*Zea mays* L.). Piracica ba, 1983. 91p. (Mestrado - Escola Superior de Agricultu ra "Luiz de Queiroz"/USP).
- SENTZ, J.C. Genetic variances in a synthetic variety of mai ze estimated by two mating designs. Crop Science, Madi-son, 11: 234-8, 1971.
- SHEHATA, A.H.; SALAMA, S.I.; KHALIFA, M.A. Estimates of ma-turity and their implications to yield improvement in maize. Egyptian Journal Genetics and Cytology, Giza, 5: 248-56, 1976.

- SILVA, A.R. da. Application of the plant genetic approach to wheat culture in Brazil. In: WRIGHT, M.J., ed. Plant adaptation on mineral stress in problem soils. New York, Cornell Univ. Agric. Exp. Stn., 1976. p.223-31.
- SILVA, J. & MAGNAVACA, D. Determinação de áreas para indicação de variedades de milho. In: REUNIÃO BRASILEIRA DE MILHO, 8., Porto Alegre, 1970. Anais. Porto Alegre, 1970. p.30-2.
- SILVA, J.C. & HALLAUER, A.R. Estimation of epistatic variance in Iowa Stiff Stalk Synthetic Maize. The Journal of Heredity, Washington, 66: 290-6, 1975.
- SILVA, W.J.; MIRANDA, L.T.; VIEGAS, G.P. Estimativa do progresso genético médio em ensaios de cultivares de milho. Bragantia, Campinas, 20: 247-58, 1963.
- SILVA, W.J. Seleção de milho tolerante ao alumínio. In: REUNIÃO DA SOCIEDADE DE GENÉTICA, 8., Jaboticabal, 1979. Anais. Jaboticabal, UNESP/FCAV, 1979, p.107-13.
- SINGH, M.; KHEHRA, A.S.; DHILLON, B.S. Direct and correlated response to recurrent full-sib selection for prolificacy in maize. Crop Science, Madison, 26: 275-8, 1986.
- SMITH, L.H. & BRUNSON, A.M. An experiment in selecting corn for yield by the method of ear to row breeding plot. Bulletin of Agricultural Experiment Station, 127: 1925.
- SMITH, L.H. The effect of selection upon certain physical characters in the corn plant. Bulletin of Agricultural Experiment Station, 123: 48-62, 1909.

SMITH, H.F. An empirical law describing heterogeneity in the yields of agricultural crops. Journal of Agricultural Science, Cambridge, 28: 1-23, 1938.

SMITH, C.S.; MOCK, J.J.; CROSBIE, T.M. Variability for morphological and physiological traits associated with barrenness and grain yield in the maize population, Iowa Upright Leaf Synthetic # 1. Crop Science, Madison, 22: 828-32, 1982.

SOARES FILHO, W.S. Características fenotípicas e genéticas das populações de milho (*Zea mays* L.) Braquítico Piranão-VD2B e Piranão-VF1B. Piracicaba, 1987. 185p. (Doutorado - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"/USP).

SOUZA JÚNIOR, C.L.; MIRANDA FILHO, J.B.; ZINSKY, J.R. Potencial genético de dois compostos de milho (*Zea mays*, L.) para a obtenção de híbridos. Relatório Científico do Departamento de Genética/ESALQ, Piracicaba, (14): 153-62, 1980a.

SOUZA JÚNIOR, C.L.; GERALDI, I.O.; ZINSKY, J.R. Correlações genéticas e fenotípicas entre seis caracteres da população de milho (*Zea mays* L.) Suwan. Relatório Científico do Departamento de Genética/ESALQ, Piracicaba, (14): 146-52, 1980b.

SOUZA JÚNIOR, C.L.; GERALDI, I.O.; ZINSKY, J.R. Influência do tamanho do pendão na expressão da prolificidade em milho (*Zea mays* L.). Relatório Científico do Departamento de Genética/ESALQ, Piracicaba, (15): 248-57, 1981.

SOUZA JÚNIOR, C.L. Variabilidade genética em milho (*Zea mays* L.) e relações com a seleção recorrente intra e interpopulacional. Piracicaba, 1983. 151p. (Doutorado - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"/USP).

SOUZA JÚNIOR, C.L.; GERALDI, I.O.; ZINSKY, J.R. Influence of tassel size on the expression of prolificacy in maize (*Zea mays* L.). Maydica, Bergamo, 30: 321-8, 1985.

SOUZA JÚNIOR, C.L. Variâncias genéticas interpopulacionais e suas relações com a obtenção e seleção de híbridos. Piracicaba, 1988. 140p. (Livre-Docência - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"/USP).

SOUZA JÚNIOR, C.L. & MIRANDA FILHO, J.B. Genetic variability in two maize (*Zea mays* L.) populations and its relationship with intra - and interpopulation recurrent selection. Revista Brasileira de Genética, Ribeirão Preto, 12: 271-85, 1989.

SOUZA JÚNIOR, C.L. Componentes da variância genética e suas implicações no melhoramento vegetal. Piracicaba, FEALQ, 1989. 134p.

SOUZA JÚNIOR, C.L. & VENCovsky, R. Covariância entre parentes na presença da interação genótipo-ambiente. In: SIMPÓSIO DE ESTATÍSTICA APLICADA À EXPERIMENTAÇÃO AGRONÔMICA, 3., Lavras, 1989. Resumos. Lavras, ESAL, 1989a. p.50-1.

SOUZA JÚNIOR, C.L. & VENCovsky, R. Covariance among relatives and selection response with genotype x environment interactions. 1989b. (em preparação).

- SPAIN, J.M.; FRANCIS, C.A.; HOWELER, R.H.; CALVO, F. Differential species and varietal tolerance to soil acidity in tropical crops and pastures. In: BORNEMISZA, E. & ALVARADO, A., ed. Soil management in Tropical America. Cali, CIAT, 1974. p.308-29.
- SPRAGUE, G.F. & EBERHART, S.A. Corn breeding. In: SPRAGUE, G.F., ed. Corn and corn improvement. Madison, American Society of Agronomy, 1977. p.305-62.
- STEEL, R.G.D. & TORRIE, J.H. Principles and procedures of statistics. New York, McGraw-Hill, 1960. 481p.
- STOCKMEYER, E.W.; EVERETT, H.L.; RHUE, R.H. Aluminum tolerance in maize seedlings as measured by primary root length in nutrient solutions. Maize Genetics Cooperation Newsletter, Urbana, 52: 15-6, 1978.
- STORCK, L. Estimativa para tamanho e forma de parcela e número de repetições para experimentos com milho (*Zea mays* L.). Porto Alegre, 1979. 98p. (Mestrado - Universidade Federal do Rio Grande do Sul).
- STORCK, L. & UITDEWILLIGEN, W.P.M. Estimativa para tamanho e forma de parcela e número de repetições para experimentos com milho (*Zea mays* L.). Agronomia Sulriograndense, Porto Alegre, 16: 269-82, 1980.
- STUBER, C.W.; MOLL, R.H.; HANSON, W.D. Genetic variances and interrelationships of six traits in a hybrid population of *Zea mays* L. Crop Science, Madison, 6: 455-8, 1966.
- SUBANDI & COMPTON, W.A. Genetic studies in an exotic population of corn (*Zea mays* L.) grown under two plant densities; I. Estimates of genetic parameters. Theoretical and Applied Genetics, Berlin, 44: 153-9, 1974.

THOMAS, H.L. & ABOU-EL-FITTOUH, H.A. Optimum plot size and number of replications for estimating forage yield and moisture percentage. Agronomy Journal, Madison, 60: 549-50, 1968.

TORRES SEGOVIA, R. Seis ciclos de seleção entre e dentro de famílias de meios irmãos no milho (*Zea mays* L.) Centralmex. Piracicaba, 1976. 98p. (Doutorado - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"/USP).

TOSELLO, G.A. & GERALDI, I.O. Correlações genéticas e fenotípicas envolvendo caracteres da planta e de qualidade do grão na população ESALQ-VD-OPACO de milho. Relatório Científico do Departamento de Genética/ESALQ, Piracicaba, (14): 190-3, 1980.

TOSELLO, G.A.; SOUZA JÚNIOR, C.L.; GERALDI, I.O. Estimativa de parâmetros genéticos de caracteres da planta e da qualidade do grão em uma população de milho opaco (*Zea mays* L.). Anais da Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba, 44: 627-42, 1987.

TROYER, A.F. & BROWN, W.L. Selection for early flowering in corn. Crop Science, Madison, 12: 301-4, 1972.

TROYER, A.F. & BROWN, W.L. Selection for early flowering in corn: seven late synthetics. Crop Science, Madison, 16: 767-72, 1976.

VELLO, N.A. & VENCOVSKY, R. Variâncias associadas às estimativas de variâncias genéticas e coeficientes de herdabilidade. Relatório Científico do Departamento de Genética/ESALQ, Piracicaba, (8): 238-48, 1974.

- VENCOVSKY, R. Estimativas de parâmetros genéticos em três ciclos de seleção em milho. Relatório Científico do Departamento de Genética/ESALQ, Piracicaba, (2): 88-90, 1968.
- VENCOVSKY, R. Genética quantitativa. In: KERR, W.E., org. Melhoramento e genética. São Paulo, Melhoramentos, 1969. p.17-38.
- VENCOVSKY, R. & GERALDI, I.O. Um modelo multiplicativo aplicado a análise de produção de grãos. Relatório Científico do Departamento de Genética/ESALQ, Piracicaba, (11): 157-65, 1977.
- VENCOVSKY, R. Herança quantitativa. In: PATERNIANI, E. & VIEGAS, G.P., ed. Melhoramento e produção de milho. 2.ed. Campinas, Fundação Cargill, 1987. v.1, cap. 5, p.137-214.
- VENCOVSKY, R.; MIRANDA FILHO, J.B.; SOUZA JÚNIOR, C.L. Quantitative genetics and corn breeding in Brazil. In: INTERNATIONAL CONFERENCE ON QUANTITATIVE GENETICS, 2., Ames, 1987. Proceedings. Sunderland, 1988. p.465-77.
- VENCOVSKY, R. & SOUZA JÚNIOR, C.L. Seleção de genótipos em ambientes contrastantes. In: CONGRESSO NACIONAL DE MILHO E SORGO, 17., Piracicaba, 1988. Resumos. Piracicaba, FEALQ, 1988. p.126-7.
- VERA, G.A. & CRANE, P.L. Effects of selection for lower ear height in synthetic populations of maize. Crop Science, Madison, 10: 286-8, 1970.
- WEBEL, O.D. & LONNQUIST, J.H. An evaluation of modified ear-to-row selection in a population of corn (*Zea mays* L.). Crop Science, Madison, 7: 651-5, 1967.

- WILLIAMS, C.G. Corn breeding and registration. Research Bulletin of the Ohio Agricultural Experiment Station, Wooster, 66, 1907.
- WINTER, F.L. The mean and variability as affected by continuous selection for composition in corn. Journal of Agricultural Research, Washington, 39: 451-76, 1929.
- WOODWORTH, C.M.; LENG, E.R.; JUGENHEIMER, R.W. Fifty generation of selection for oil and protein content in corn. Agronomy Journal, Madison, 44: 60-5, 1952.
- WOOLEY, D.G.; BARACCO, N.P.; RUSSEL, W.A. Performance of four corn inbreds in single-cross hybrids as influenced by plant density and spacing patterns. Crop Science, Madison, 2: 441-4, 1962.
- ZIMBACK, L. Estimaco de parmetros genticos e fenotpicos em uma variedade de milho dentado braqutico opaco. Piracicaba, 1985. 169p. (Mestrado - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"/USP).

TABELAS

Tabela 15. Valores médios e respectivos desvios padrões obtidos para os caracteres: peso de espigas das palhadas (PE) em gramas por planta, altura da planta (AP) e altura da espiga (AE) em centímetros por planta, dias para florescimento (FL) em número de dias por planta, e índice de espigas (IE) em número médio de espigas por planta para as progênes e testemunhas avaliadas para cada ambiente e média dos dois ambientes.

Ambiente		PE	AP	AE	FL	IE
Progênes	Cerrado	136,82±13,45	188,98±8,00	97,52±5,44	64,48±1,69	1,05±0,06
	Fértil	202,40±15,03	229,57±6,79	128,19±6,29	65,47±1,09	1,06±0,07
	Média dos Ambientes	169,61±10,57	209,27±5,39	112,86±4,49	64,97±1,07	1,05±0,05
Testemunhas	Cerrado	XL 670	210,54	116,54	64,25	1,21
		BR 301	186,30	96,05	60,00	1,12
	Fértil	XL 670	248,33	145,83	65,50	1,25
		BR 301	224,50	122,25	61,55	1,14
Média das Testemunhas	Cerrado	XL 670	229,44	131,19	64,87	1,23
		Ambientes BR 301	205,40	109,15	60,77	1,13
	Fértil	XL 670	198,42	106,30	62,12	1,16
		Ambientes	236,42	134,04	63,52	1,19
	Média dos Ambientes		217,42	120,17	62,82	1,18

Tabela 16. Valores e significâncias dos quadrados médios obtidos nas análises de variância agrupadas para peso de espigas (gramas/planta)², altura da planta (centímetros/planta)², altura da espiga (centímetros/planta)², dias para florescimento (dias/planta)² e índice de espigas (numero de espigas/planta)², para os dois ambientes.

FV	GL	QM				
		Peso de espigas	Altura da planta	Altura da espiga	Dias para florescimento	Índice de espigas
CERRADO						
Repetições/Experimento	2	1458,9848	710,2500	649,1250	1,0313	0,0109
Progenies/Experimento	198	451,9680 ⁺	225,9520**	106,1184**	11,9358**	0,0088 ^{ns}
Resíduo Médio	162(160) ^a	361,9807	128,0947	59,0977	5,7000	0,0079
CV (%)		13,91	5,99	7,88	3,70	8,47
FÉRTIL						
Repetições/Experimento	2	1169,1410	238,5000	198,8750	31,7813	0,0111
Progenies/Experimento	198	648,0800**	190,5808**	169,4110**	5,8130**	0,0116*
Resíduo Médio	162(160) ^a	451,6866	92,2964	79,0318	2,3952	0,0090
CV (%)		10,50	4,18	6,94	2,36	8,97

a - valor entre parênteses: graus de liberdade do resíduo para o caráter peso de espigas;
 + - significativo ao nível de 10% de probabilidade;
 *, ** - significativos a níveis de 5% e 1% de probabilidade, respectivamente,
 ns - não significativo

Tabela 17. Valores e significâncias dos quadrados médios obtidos nas análises de variância conjuntas envolvendo os dois ambientes para os caracteres peso de espigas (gramas/planta)², altura da planta (centímetros/planta)², altura da espiga (centímetros/planta)², dias para florescimento (dias/planta)² e índice de espigas (número de espigas/planta)².

FV	GL	QM				
		Peso de espigas	Altura de planta	Altura de espiga	Dias para florescimento	Índice de espigas
Repetições/Ambiente/Experimento	4	1.314,0629	474,3750	424,0000	16,4063	0,0110
Ambientes(L)/Experimento	2	462.965,4400**	171.384,1641**	98.619,0937**	102,3450**	0,0051 ^{ns}
Progenies(P)/Experimento	198	612,4913**	294,5656**	182,9848**	12,6774**	0,0109*
PxL/Experimento	198	487,3842**	121,9680 ^{ns}	92,5471*	5,0722*	0,0096 ^{ns}
Resíduo Médio	324(320) ^a	406,8337	110,1955	69,0647	4,0476	0,0084
CV (%)		11,89	5,02	7,36	3,10	8,69

a - valor entre parênteses: graus de liberdade do resíduo para o caráter peso de espigas;

*,** - significativos a níveis de 5% e 1% de probabilidade, respectivamente;

ns - não significativo.

Tabela 18. Valores dos produtos médios obtidos nas análises de covariância entre caracteres agrupadas por ambiente (cerrado e fértil) para as seguintes combinações entre caracteres: altura da planta - altura da espiga (AP-AE), dias para florescimento - altura da planta (FL-AP), altura da planta - índice de espigas (AP-IE), dias para florescimento - índice de espigas (FL-IE), dias para florescimento - altura da espiga (FL-AE), altura da espiga - índice de espigas (AE-IE), dias para florescimento - peso de espigas (FL-PE), altura da planta - peso de espigas (AP-PE), altura da espiga - peso de espigas (AE-PE) e índice de espigas - peso de espigas (IE-PE).

FC	GL	PM									
		AP-AE	FL-AP	AP-IE	FL-IE	FL-AE	AE-IE	FL-PE	AP-PE	AE-PE	IE-PE
					CERRADO						
Repetições/Experimento	2	663,3125	-18,3906	1,6196	-0,0523	-13,0781	2,6508	18,0127	301,7627	553,0127	2,1164
Progenies/Experimento	198	132,7073	-11,7141	0,0019	-0,0362	-4,0814	0,0406	-32,1363	118,5934	62,0464	0,5071
Resíduo Médio	162	72,0542	-14,7145	-0,0769	-0,0006	-8,6937	-0,0827	-22,0585	82,2778	44,2993	0,5677
					FÉRTIL						
Repetições/Experimento	2	215,3125	86,3594	-2,0055	-0,5055	79,0469	-2,1930	142,2607	455,3857	365,3857	-3,2879
Progenies/Experimento	198	178,7970	1,4950	0,2669	-0,0302	0,9574	0,2893	-11,7163	97,6560	110,4460	1,1999
Resíduo Médio	162	78,6213	-2,4226	-0,0711	0,0105	-2,7374	0,0311	-6,9272	39,3161	44,1072	0,9028

Tabela 19. Valores dos produtos médios obtidos nas análises de covariância conjuntas envolvendo os dois ambientes, para as dez combinações entre caracteres: altura da planta - altura da espiga (AP-AE), dias para florescimento - altura da planta (FL-AP), altura da planta - índice de espigas (AP-IE), dias para florescimento - índice de espigas (FL-IE), dias para florescimento - altura da espiga (FL-AE), altura da espiga - índice de espigas (AE-IE), dias para florescimento - peso de espigas (FL-PE), altura da planta - peso de espigas (AP-PE), altura da espiga - peso de espigas (AE-PE), índice de espigas - peso de espigas (IE-PE).

FC	GL	PM									
		AP-AE	FL-AP	AP-IE	FL-IE	FL-AE	AE-IE	FL-PE	AP-PE	AE-PE	IE-PE
Repetições/Ambiente/ Experimento	4	439,3125	33,9844	-0,1930	-0,2789	32,9844	0,2289	80,1368	378,5742	459,1992	-0,4781
Locais(L)/Experimento	2	129,988,8164	3847,7045	28,7533	1,9975	2891,5697	22,1167	6108,6820	281024,8840	21133,168	47,5920
Progenies(P)/Experimento	198	216,2450	-1,5507	0,2118	-0,0673	2,3734	0,1903	-29,5761	144,8699	104,2639	1,0739
PxL/Experimento	198	90,2228	-8,6611	0,0330	0,0016	-5,4641	0,1430	-14,4323	72,1717	58,2477	0,6337
Resíduo Médio	324	75,3378	-8,5685	0,0740	0,0021	-5,7156	-0,0258	-14,4928	60,7951	44,2040	0,7351

Tabela 20. Estimativas da variância genética entre progênies (σ_p^2), variância do erro ambiental entre parcelas (σ_e^2), variância fenotípica entre plantas dentro de parcelas (σ_d^2), variância genética aditiva (σ_A^2), variâncias fenotípicas entre plantas (σ_F^2) e entre médias de progênies (σ_F^2), herdabilidades no sentido restrito ao nível de plantas (h^2) e ao nível de médias de progênies (h_x^2) e relação σ_d^2/σ_e^2 , juntamente com seus respectivos desvios padrões, para três caracteres nos dois ambientes (cerrado e fértil).

	CERRADO				FÉRTIL			
	Peso de espigas (gramas/planta)	Altura da planta (centímetros/planta)	Altura da espiga (centímetros/planta) ²	Peso de espigas (gramas/planta) ²	Altura da planta (centímetros/planta) ²	Altura da espiga (centímetros/planta) ²	Altura da espiga (centímetros/planta) ²	
σ_p^2	44,9936 ± 30,2506	48,9287 ± 13,3290	23,5103 ± 6,2290	98,1967 ± 40,9843	49,1422 ± 10,8061	45,1896 ± 9,5285		
σ_e^2	269,4107 ± 43,4178	105,8915 ± 14,1674	42,7900 ± 6,5516	368,0257 ± 52,3185	42,8542 ± 10,3411	36,226 ± 8,8577		
σ_d^2	2314,2515 ± 81,7701	111,0158 ± 3,9226	81,5383 ± 2,8810	2091,5243 ± 73,9004	247,2107 ± 3,7348	214,0259 ± 7,5622		
σ_d^2/σ_e^2	8,5901	1,0484	1,9055	5,6831	5,7686	5,9063		
σ_A^2	179,9745 ± 121,0026	195,7147 ± 53,3158	94,0414 ± 24,9161	392,7868 ± 163,937	196,5689 ± 43,2248	180,7584 ± 38,1141		
σ_F^2	2628,6558	265,8359	147,8386	2557,7466	339,2071	295,4421		
σ_F^2	225,9840	112,9760	53,0592	324,0400	95,2904	84,7055		
h^2	0,06847 ± 0,0460	0,7362 ± 0,1876	0,6361 ± 0,1586	0,1536 ± 0,0637	0,5795 ± 0,1180	0,6118 ± 0,1193		
h_x^2	0,1991 ± 0,1197	0,4331 ± 0,0845	0,4431 ± 0,0830	0,3030 ± 0,1042	0,5157 ± 0,0722	0,5335 ± 0,0695		

Tabela 21. Estimativas da variância genética entre progênies (σ_p^2), variância residual (σ^2), variância genética aditiva (σ_A^2), variância fenotípica entre médias de progênies (σ_F^2) e herdabilidade no sentido restrito ao nível de médias de progênies (h_x^2), juntamente com seus respectivos desvios padrões, para dois caracteres nos dois ambientes (Cerrado e Fértil).

	Dias para florescimento (dias/planta) ²	Índice de espigas (nº espigas/planta) ²
	Cerrado	
σ_p^2	3,1179 ± 0,6747	0,00042 ± 0,0006
σ^2	5,7000 ± 0,6295	0,0079 ± 0,0009
σ_A^2	12,4716 ± 2,6988	0,0017 ± 0,0025
σ_F^2	5,9679	0,0044
h_x^2	0,5225 ± 0,0712	0,0965 ± 0,1346
	Fértil	
σ_p^2	1,7089 ± 0,3193	0,0013 ± 0,0008
σ^2	2,3952 ± 0,2645	0,0090 ± 0,0017
σ_A^2	6,8356 ± 1,2773	0,0053 ± 0,0031
σ_F^2	2,9065	0,0058
h_x^2	0,5880 ± 0,0614	0,2281 ± 0,1150

Tabela 22. Estimativas da variância genética entre progênes ($\hat{\sigma}_p^2$), variância residual ($\hat{\sigma}^2$), variância da interação dos efeitos de progênes com ambientes ($\hat{\sigma}_{p1}^2$), variância genética aditiva ($\hat{\sigma}_A^2$), variância da interação dos efeitos aditivos com ambientes ($\hat{\sigma}_{A1}^2$), variância fenotípica entre médias de progênes ($\hat{\sigma}_F^2$) e herdabilidade no sentido restrito ao nível de médias de progênes (h_x^2), obtidas a partir das análises de variância conjuntas envolvendo os dois ambientes, juntamente com seus respectivos desvios padrões, para cinco caracteres.

	Peso de espigas (gramas por planta) ²	Altura da planta (centímetros por planta) ²	Altura da espiga (centímetros por planta) ²	Dias para florescimento (dias por planta) ²	Índice de espigas (nº espigas por planta) ²
$\hat{\sigma}_p^2$	51,4144 ± 17,2835	46,0925 ± 7,6738	28,4800 ± 4,7703	2,1575 ± 0,3267	0,0006 ± 0,0003
$\hat{\sigma}^2$	406,8337 ± 32,0630	110,1955 ± 6,6312	69,0647 ± 5,4096	4,0476 ± 0,3170	0,0085 ± 0,0007
$\hat{\sigma}_{p1}^2$	20,1376 ± 14,5848	2,9431 ± 3,3755	5,8706 ± 2,6799	0,2562 ± 0,1495	0,0003 ± 0,0003
$\hat{\sigma}_A^2$	205,6576 ± 69,1339	184,3701 ± 30,6951	113,9201 ± 19,0814	8,6298 ± 1,3068	0,0024 ± 0,0013
$\hat{\sigma}_{A1}^2$	80,5506 ± 58,3393	11,7725 ± 14,9419	23,4824 ± 10,7198	1,0246 ± 0,5982	0,0011 ± 0,0012
$\hat{\sigma}_F^2$	153,1228	73,6414	45,7462	3,1694	0,0027
h_x^2	0,2043 ± 0,1125	0,5859 ± 0,0586	0,4942 ± 0,0715	0,5999 ± 0,0566	0,1193 ± 0,1246

Tabela 23. Estimativa da covariância genética ($\sigma_p^2 - \sigma_{p1}^2$)_{cf} e correlação genética aditiva (r_{Acf}) entre as médias de progênies nos ambientes cerrado e fértil, interação progênies x ambientes (σ_{p1}^2) e seu desdobramento em parte simples e complexa para os caracteres peso de espigas (gramas/planta)², altura da planta (centímetros/planta)², altura da espiga (centímetros/planta)², dias para florescimento (dias/planta)² e índice de espigas (número de espigas/planta)².

Caráter	$(\sigma_p^2 - \sigma_{p1}^2)_{cf}$	r_{Acf}	σ_{p1}^2		
			Simples (%)	Complexa (%)	Total (%)
Peso de espigas	31,2768	0,4705	2,5600 (12,71)	17,5777 (87,29)	20,1376 (100)
Altura da planta	43,1494	0,8800	0,0001 (0,02)	2,9431 (99,998)	2,9431 (100)
Altura da espiga	22,6094	0,6937	0,8777 (14,95)	4,9929 (85,05)	5,8706 (100)
Dias para florescimento	1,9013	0,8237	0,0526 (20,53)	0,2036 (79,47)	0,2562 (100)
Índice de espigas	0,0003	0,4338	0,0001 (22,92)	0,0002 (77,08)	0,0003 (100)

Tabela 25. Estimativas da covariância genética entre caracteres (CÔVp), covariância ambiental entre parcelas (CÔVe), covariância de interação progenies x ambientes entre caracteres (CÔVp1), covariância genética aditiva entre caracteres (CÔVA), covariância da interação dos efeitos aditivos com ambientes entre caracteres (CÔVA1) e covariância fenotípica entre caracteres ao nível de médias de progenies (CÔV $\bar{F}$), obtidas a partir da análise de covariância conjunta envolvendo os dois ambientes, para as seguintes combinações entre caracteres: altura da planta - altura da espiga (AP-AE), dias para florescimento - altura da planta (FL-AP), altura da planta - índice de espigas (AP-IE), dias para florescimento - índice de espigas (FL-AE), altura da espiga - índice de espigas (AE-IE), dias para florescimento - peso de espigas (FL-PE), altura da planta - peso de espigas (AP-PE), altura da espiga - peso de espigas (AE-PE) e índice de espigas - peso de espigas (IE-PE).

Parâmetros	Combinações entre caracteres									
	AP-AE	FL-AP	AP-IE	FL-IE	FL-AE	AE-IE	FL-PE	AP-PE	AE-PE	IE-PE
CÔVp	35,2268	1,7544	0,0714	-0,0175	2,0222	0,0540	-3,7708	21,0187	15,0150	0,0847
CÔVe	75,3378	-8,5685	-0,0740	0,0021	-5,7156	-0,0258	-14,4928	60,7951	44,2040	0,7351
CÔVp1	3,7213	-0,0232	0,0268	-0,0001	0,0629	0,0422	0,0151	2,8441	3,5109	-0,0253
CÔVA	140,9072	7,0177	0,2858	-0,0694	8,0890	0,2161	-15,0834	84,0747	60,0599	0,3388
CÔVA1	14,8850	-0,0926	0,1070	-0,0005	0,2515	0,1688	0,0605	11,3766	14,0437	-0,1014
CÔV $\bar{F}$	54,0613	-0,3877	0,0529	-0,0168	0,5934	0,0476	-7,3940	36,2175	26,0660	0,2685

Tabela 26. Estimativas obtidas para os coeficientes de correlação genética aditiva (r_{Axy}), fenotípica entre médias de progenies (r_{Fxy}) e ambiental (r_{Exy}) entre os caracteres x e y em cada um dos ambientes (cerrado e fértil), na média dos ambientes e correlação genética aditiva entre tais caracteres, quando o caráter x é avaliado no cerrado e o y no fértil (r_{Axy}^c) e vice-versa (r_{Axy}^f) para as seguintes combinações entre caracteres: altura da planta - altura da espiga (AP-AE), dias para florescimento - altura da planta (FL-AP), altura da planta - índice de espigas (AP-IE), dias para florescimento - índice de espigas (FL-IE), dias para florescimento - altura da espiga (FL-AE), altura da espiga - índice de espigas (AE-IE), dias para florescimento - peso de espigas (FL-PE), altura da planta - peso de espigas (AP-PE), altura da espiga - peso de espigas (AE-PE) e índice de espigas - peso de espigas (IE-PE).

	AP-AE	FL-AP	AP-IE	FL-IE	FL-AE	AE-IE	FL-PE	AP-PE	AE-PE	IE-PE
r_{Axy}	0,8942	0,1215	0,2741	-0,4125	0,2964	0,6186	-0,4152	0,3870	0,2663	-0,2142
r_{Fxy}	0,8570**	-0,2256**	0,0007 ^{ns}	-0,1119 ^{ns}	-0,1147 ^{ns}	0,0421 ^{ns}	-0,4375**	0,3711**	0,2833**	0,2548**
r_{Exy}	0,8282	-0,5446	-0,0764	-0,0293	-0,4737	-0,1209	-0,4887	0,3821	0,3048	0,3374
	FÉRTIL									
r_{Axy}	1,0090	0,2138	0,6616	-0,4270	0,2102	0,5271	-0,1823	0,4141	0,4170	0,4056
r_{Fxy}	0,9672**	0,0449 ^{ns}	0,1792*	-0,1162 ^{ns}	0,0305 ^{ns}	0,2060**	-0,1909**	0,2779**	0,3031**	0,4368**
r_{Exy}	0,9206	-0,1629	-0,0781	0,0712	-0,1990	0,0369	-0,2119	0,1938	0,2349	0,4508
	DOIS AMBIENTES EM CONJUNTO									
r_{Axy}	0,9723	0,1759	0,4263	-0,4786	0,2580	0,4101	-0,3580	0,4318	0,3924	0,4786
r_{Fxy}	0,9314**	-0,0254 ^{ns}	0,1182 ^{ns}	-0,1811*	0,0493 ^{ns}	0,1348 ^{ns}	-0,3356**	0,3411**	0,3114**	0,4156**
r_{Exy}	0,8636	-0,5274	-0,0767	0,0114	-0,3419	-0,0338	-0,3594	0,2889	0,2654	0,3986
	DE UM AMBIENTE PARA OUTRO									
r_{Axy}^c	0,6700	0,1436	0,1753	-0,2676	0,1651	0,0669	-0,2164	0,2621	0,2394	0,7959
r_{Axy}^f	0,9269	0,1944	0,3099	-0,6405	0,3091	0,0855	-0,4318	0,3865	0,2551	0,6228

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

ns - não significativo.

Tabela 27. Progressos genéticos esperados (Gs)* com seleção entre médias de progênies de meios irmãos e médias (m) dos ambientes onde se referem os progressos para três caracteres, considerando – se várias situações: Gs(c/f): seleção no ambiente fértil (f) e progresso no cerrado (c), e seleção e progresso no ambiente c para f=c; Gs(cf/c): seleção no ambiente c e progresso na média dos ambientes c e f; Gs(cf/cf): seleção na média dos ambientes e progresso na média dos ambientes; Gs(c/cf): seleção na média dos ambientes e progresso no ambiente c.

Progresso com seleção	Índice de espigas (nº espigas/planta)		Dias para florescimento (dias/planta)		Peso de espigas (gramas/planta)				
	$\bar{m}$	Gs($\times 10^{-2}$)	Gs/ciclo (%)	$\bar{m}$	Gs/ciclo (%)	Gs/ciclo (%)	Gs/ciclo (%)		
Gs(c/c)	1,05	1,12	1,07	64,48	2,24	3,47	136,82	5,25	3,84
Gs(f/f)	1,06	3,05	2,89	65,47	1,76	2,69	202,40	9,57	4,73
Gs(c/f)	1,05	0,75	0,71	64,48	1,96	3,04	136,82	3,05	2,23
Gs(f/c)	1,06	0,86	0,81	65,47	1,37	2,09	202,40	3,55	1,80
Gs(cf/f)	1,05	1,90	1,80	64,97	1,86	2,86	169,61	6,31	3,72
Gs(cf/c)	1,05	0,99	0,94	64,97	1,80	2,77	169,61	4,45	2,62
Gs(cf/cf)	1,05	2,02	1,91	64,97	2,13	3,27	169,61	7,29	4,30
Gs(c/cf)	1,05	1,26	1,20	64,48	2,47	3,84	136,82	5,41	3,95
Gs(f/cf)	1,06	2,78	2,63	65,47	1,78	2,72	202,40	9,18	4,54

* Considerou-se a mesma intensidade de seleção (10%) e seleção truncada.

Tabela 28. Progressos esperados (Gs)* com seleção entre médias de progênes de meios irmãos e médias (m) dos ambientes onde se referem os progressos para dois caracteres, considerando-se várias situações onde: Gs(c/f): seleção no ambiente fértil (f) e progresso no cerrado (c), e seleção e progresso no ambiente c para f=c; Gs(cf/c): seleção no ambiente c e progresso na média dos ambientes c e f; Gs(cf/cf): seleção na média dos ambientes e progresso na média dos ambientes; Gs(c/cf): seleção na média dos ambientes e progresso no ambiente c.

Progresso com seleção	Altura da planta (centímetros/planta)		Altura da espiga (centímetros/planta)			
	$\hat{m}$	Gs/ciclo	Gs/ciclo(%)	$\hat{m}$	Gs/ciclo	Gs/ciclo(%)
Gs(c/c)	188,98	8,08	4,27	97,52	5,66	5,81
Gs(f/f)	229,57	8,83	3,85	128,19	8,62	6,72
Gs(c/f)	188,98	7,76	4,11	97,52	4,31	4,42
Gs(f/c)	229,57	7,12	3,10	128,19	5,45	4,25
Gs(cf/f)	209,27	8,30	3,93	112,86	6,46	5,73
Gs(cf/c)	209,27	7,60	3,63	112,86	5,56	4,92
Gs(cf/cf)	209,27	9,43	4,50	112,86	7,39	6,55
Gs(c/cf)	188,98	9,41	4,98	97,52	5,98	6,14
Gs(f/cf)	229,57	9,44	4,11	128,19	8,80	6,86

* Considerou-se a mesma intensidade de seleção (10%) e seleção truncada.

Tabela 29. Respostas correlacionadas (RC)* no caráter x quando a seleção é praticada no caráter y (RC(x/y)) e vice-versa (RC(y/x)) e médias (m) onde se referem as respostas correlacionadas, considerando-se várias situações onde: RC(x/y)(c/f): seleção no caráter y no ambiente fértil (f) e resposta correlacionada no caráter x no cerrado (c) e seleção no caráter y no ambiente te c e resposta correlacionada no caráter x no mesmo ambiente para f=c; RC(x/y)(cf/c): seleção no caráter y no ambiente c e resposta correlacionada no caráter x na média dos ambientes c e f; RC(x/y)(cf/cf): seleção no caráter y na média dos ambientes e resposta correlacionada no caráter x na média dos ambientes; RC(x/y)(c/cf): seleção no caráter y na média dos ambientes e resposta correlacionada no caráter x no ambiente c.

Combinação entre os caracteres: Dias para florescimento(x)-Altura da planta(y)							
RC(x/y)	m	RC	RC(%)	RC(y/x)	m	RC	RC(%)
(c/c)	64,48	0,25	0,38	(c/c)	188,98	1,78	0,57
(f/f)	65,47	0,35	0,54	(f/f)	229,57	2,02	0,88
(c/f)	64,48	0,32	0,50	(c/f)	188,98	1,83	0,97
(f/c)	65,47	0,29	0,45	(f/c)	229,57	1,28	0,56
(cf/cf)	64,97	0,36	0,55	(cf/cf)	209,27	1,73	0,83
(cf/f)	64,97	0,34	0,52	(cf/f)	209,27	1,92	0,92
(cf/c)	64,97	0,27	0,42	(cf/c)	209,27	1,09	0,52
(c/cf)	64,48	0,34	0,52	(c/cf)	188,98	1,62	0,85
(f/cf)	65,47	0,38	0,58	(f/cf)	229,57	1,84	0,80

*Considerou-se a mesma intensidade de seleção (10%) e seleção truncada.

Tabela 30. Respostas correlacionadas (RC)* no caráter x quando a seleção é praticada no caráter y (RC(x/y)) e vice-versa (RC(y/x)) e médias (m) onde se referem as respostas correlacionadas, considerando-se várias situações onde: RC(x/y)(c/f): seleção no caráter y no ambiente fértil (f) e resposta correlacionada no caráter x no cerrado (c) e seleção no caráter y no ambiente c e resposta correlacionada no caráter x no mesmo ambiente para f=c; RC(x/y)(cf/c): seleção no caráter y no ambiente c e resposta correlacionada no caráter x na média dos ambientes e respostas correlacionadas c e f; RC(x/y)(cf/cf): seleção no caráter y na média dos ambientes e resposta correlacionada no caráter x na média dos ambientes; RC(x/y)(c/cf): seleção no caráter y na média dos ambientes e resposta correlacionada no caráter x no ambiente c.

Combinação entre os caracteres: Dias para florescimento(x)-Altura da espiga(y)

RC(x/y)	m	RC	RC(%)	RC(y/x)	m	RC	RC(%)
(c/c)	64,48	0,56	0,86	(c/c)	97,52	1,66	1,70
(f/f)	65,47	0,35	0,54	(f/f)	128,19	1,90	1,48
(c/f)	64,48	0,37	0,58	(c/f)	97,52	2,02	2,07
(f/c)	65,47	0,47	0,72	(f/c)	128,19	1,41	1,09
(cf/cf)	64,97	0,52	0,81	(cf/cf)	112,86	1,99	1,76
(cf/f)	64,97	0,36	0,56	(cf/f)	112,86	1,96	1,74
(cf/c)	64,97	0,51	0,79	(cf/c)	112,86	1,53	1,36
(c/cf)	64,48	0,55	0,86	(c/cf)	97,52	2,10	2,16
(f/cf)	65,47	0,49	0,75	(f/cf)	128,19	1,88	1,46

* Considerou-se a mesma intensidade de seleção (10%) e seleção truncada.

Tabela 31. Respostas correlacionadas (RC)* no caráter x quando a seleção é praticada no caráter y (RC(x/y)) e vice-versa (RC(y/x)) e médias (m) onde se referem as respostas correlacionadas, considerando-se várias condições onde: RC(x/y)(c/f): seleção no caráter y no ambiente fértil (f) e resposta correlacionada no caráter x no cerrado (c) e seleção no caráter y no ambiente te c e resposta correlacionada no caráter x no mesmo ambiente para f=c; RC(x/y)(cf/c): seleção no caráter y no ambiente c e resposta correlacionada no caráter x na média dos ambientes c e f; RC(x/y)(cf/cf): seleção no caráter y na média dos ambientes e resposta correlacionada no caráter x na média dos ambientes; RC(x/y)(c/cf): seleção no caráter y na média dos ambientes e resposta correlacionada no caráter x no ambiente c.

Combinação entre os caracteres: Dias para florescimento(x)-Peso de espigas(y)						
RC(x/y)	m	RC	RC(%)	RC(y/x)	m	RC
(c/c)	64,48	-0,59	-0,91	(c/c)	136,83	-3,62
(f/f)	65,47	-0,23	-0,36	(f/f)	202,40	-2,47
(c/f)	64,48	-0,37	-0,57	(c/f)	136,83	-3,90
(f/c)	65,47	-0,44	-0,68	(f/c)	202,40	-2,72
(cf/cf)	64,97	-0,53	-0,82	(cf/cf)	169,61	-3,70
(cf/f)	64,97	-0,30	-0,46	(cf/f)	169,61	-3,18
(cf/c)	64,97	-0,52	-0,79	(cf/c)	169,61	-3,17
(c/cf)	64,48	-0,63	-0,97	(c/cf)	136,83	-4,35
(f/cf)	65,47	-0,44	-0,67	(f/cf)	202,40	-3,05
						-2,65
						-1,22
						-2,85
						-1,34
						-2,18
						-1,88
						-1,87
						-3,18
						-1,51

* Considerou-se a mesma intensidade de seleção (10%) e seleção truncada.

Tabela 32. Respostas correlacionadas (RC)* no caráter x quando a seleção é praticada no caráter y ($RC(x/y)$) e vice-versa ($RC(y/x)$) e médias (m) onde se referem as respostas correlacionadas, considerando-se várias situações onde: $RC(x/y)(c/f)$: seleção no caráter y no ambiente fértil (f) e resposta correlacionada no caráter x no cerrado (c) e seleção no caráter y no ambiente te c e resposta correlacionada no caráter x no mesmo ambiente para $f=c$; $RC(x/y)(cf/c)$: seleção no caráter y no ambiente c e resposta correlacionada no caráter x na média dos ambientes e resposta correlacionada no caráter x na média dos ambientes; $RC(x/y)(c/cf)$: seleção no caráter y na média dos ambientes e resposta correlacionada no caráter x no ambiente c.

Combinação entre os caracteres: Dias para florescimento(x)-Índice de espigas(y)

$RC(x/y)$	m	RC	RC(%)	$RC(y/x)$	m	$RC(x \times 10^{-2})$	RC(%)
(c/c)	64,48	-0,40	-0,62	(c/c)	1,05	-1,08	-1,02
(f/f)	65,47	-0,47	-0,71	(f/f)	1,06	-2,09	-1,98
(c/f)	64,48	-0,40	-0,61	(c/f)	1,05	-1,77	-1,69
(f/c)	65,47	-0,46	-0,70	(f/c)	1,06	-1,24	-1,17
(cf/cf)	64,97	-0,58	-0,90	(cf/cf)	1,05	-1,72	-1,63
(cf/f)	64,97	-0,43	-0,66	(cf/f)	1,05	-1,93	-1,83
(cf/c)	64,97	-0,43	-0,66	(cf/c)	1,05	-1,16	-1,09
(c/cf)	64,48	-0,54	-0,84	(c/cf)	1,05	-1,59	-1,51
(f/cf)	65,47	-0,63	-0,96	(f/cf)	1,06	-1,85	-1,75

* Considerou-se a mesma intensidade de seleção (10%) e seleção truncada.

Tabela 33. Respostas correlacionadas (RC)* no caráter x quando a seleção é praticada no caráter y (RC(x/y)) e vice-versa (RC(y/x)) e médias (m) onde se referem as respostas correlacionadas, considerando-se várias situações onde: RC(x/y)(c/f): seleção no caráter y no ambiente fértil (f) e resposta correlacionada no caráter x no cerrado (c) e seleção no caráter y no ambiente c e resposta correlacionada no caráter x no mesmo ambiente para f=c; RC(x/y)(cf/c): seleção no caráter y no ambiente c e resposta correlacionada no caráter x na média dos ambientes c e f; RC(x/y)(cf/cf): seleção no caráter y na média dos ambientes e resposta correlacionada no caráter x na média dos ambientes; RC(x/y)(c/cf): seleção no caráter y na média dos ambientes e resposta correlacionada no caráter x no ambiente c.

Combinação entre os caracteres: Altura da planta(x) - Altura da espiga(y)							
RC(x/y)	m	RC	RC(%)	RC(y/x)	m	RC	RC(%)
(c/c)	188,98	7,31	3,87	(c/c)	97,52	5,01	5,13
(f/f)	229,57	9,07	3,95	(f/f)	128,19	8,56	6,67
(c/f)	188,98	6,01	3,18	(c/f)	97,52	5,66	5,81
(f/c)	229,57	7,59	3,31	(f/c)	128,19	5,20	4,06
(cf/cf)	209,27	9,14	4,37	(cf/cf)	112,86	7,21	6,38
(cf/f)	209,27	7,54	3,60	(cf/f)	112,86	7,11	6,30
(cf/c)	209,27	7,45	3,56	(cf/c)	112,86	5,10	4,52
(c/cf)	188,98	8,02	4,24	(c/cf)	97,52	6,32	6,48
(f/cf)	229,57	10,26	4,47	(f/cf)	128,19	8,09	6,31

* Considerou-se a mesma intensidade de seleção (10%) e seleção truncada.

Tabela 34. Respostas correlacionadas (RC)* no caráter x quando a seleção é praticada no caráter y (RC(x/y)) e vicer-versa (RC(y/x)) e médias (m) onde se referem as respostas correlacionadas, considerando-se várias situações onde: RC(x/y)(c/f): seleção no caráter y no ambiente fértil (f) e resposta correlacionada no caráter x no cerrado (c) e seleção no caráter y no ambiente c e resposta correlacionada no caráter x no mesmo ambiente para f=c; RC(x/y)(cf/c): seleção no caráter y no ambiente c e resposta correlacionada no caráter x na média dos ambientes e respostas correlacionadas c e f; RC(x/y)(cf/cf): seleção no caráter y na média dos ambientes e resposta correlacionada no caráter x na média dos ambientes; RC(x/y)(c/cf): seleção no caráter y na média dos ambientes e resposta correlacionada no caráter x no ambiente c.

Combinação entre os caracteres: Altura da planta(x) - Peso de espigas(y)

RC(x/y)	m	RC	RC(%)	RC(y/x)	m	RC	RC(%)
(c/c)	188,98	2,12	1,12	(c/c)	136,83	2,99	2,19
(f/f)	229,57	2,84	1,24	(f/f)	202,40	5,24	2,59
(c/f)	188,98	1,77	0,94	(c/f)	136,83	3,27	2,39
(f/c)	229,57	2,12	0,92	(f/c)	202,40	3,00	1,48
(cf/cf)	209,27	2,97	1,42	(cf/cf)	169,61	4,28	2,52
(cf/f)	209,27	2,31	1,10	(cf/f)	169,61	4,26	2,51
(cf/c)	209,27	2,12	1,01	(cf/c)	169,61	2,99	1,77
(c/cf)	188,98	2,58	1,36	(c/cf)	136,83	3,72	2,72
(f/cf)	229,57	3,36	1,46	(f/cf)	202,40	4,84	2,39

* Considerou-se a mesma intensidade de seleção (10%) e seleção truncada.

Tabela 35. Respostas correlacionadas (RC)* no caráter x quando a seleção é praticada no caráter y ($RC(x/y)$) e vice-versa ($RC(y/x)$) e médias (m) onde se referem as respostas correlacionadas, considerando-se várias situações onde: $RC(x/y)(c/f)$: seleção no caráter y no ambiente fértil (f) e resposta correlacionada no caráter x no cerrado (c) e seleção no caráter y no ambiente c e resposta correlacionada no caráter x no mesmo ambiente para $f=c$; $RC(x/y)(cf/c)$: seleção no caráter y no ambiente c e resposta correlacionada no caráter x na média dos ambientes c e f; $RC(x/y)(cf/cf)$: seleção no caráter y na média dos ambientes e resposta correlacionada no caráter x na média dos ambientes; $RC(x/y)(c/cf)$: seleção no caráter y na média dos ambientes e resposta correlacionada no caráter x no ambiente c.

Combinação entre os caracteres: Altura da espiga(x) - Peso de espigas(y)						
$RC(x/y)$	m	RC	RC(%)	$RC(y/x)$	m	RC
(c/c)	97,52	1,04	1,06	(c/c)	136,83	2,14
(f/f)	128,19	2,75	2,14	(f/f)	202,40	5,37
(c/f)	97,52	0,65	0,66	(c/f)	136,83	2,19
(f/c)	128,19	1,34	1,05	(f/c)	202,40	2,77
(cf/cf)	112,86	2,13	1,89	(cf/cf)	169,61	3,90
(cf/f)	112,86	1,93	1,71	(cf/f)	169,61	3,78
(cf/c)	112,86	1,19	1,05	(cf/c)	169,61	2,45
(c/cf)	97,52	1,45	1,48	(c/cf)	136,83	2,64
(f/cf)	128,19	2,81	2,19	(f/cf)	202,40	5,15
						2,54

* Considerou-se a mesma intensidade de seleção (10%) e seleção truncada.

Tabela 36. Respostas correlacionadas (RC)* no caráter x quando a seleção é praticada no caráter y ($RC(x/y)$) e vice-versa ($RC(y/x)$) e médias (m) onde se referem as respostas correlacionadas, considerando-se várias situações onde: $RC(x/y)(c/f)$: seleção no caráter y no ambiente fértil (f) e resposta correlacionada no caráter x no cerrado (c) e seleção no caráter y no ambiente c e resposta correlacionada no caráter x no mesmo ambiente para $f=c$; $RC(x/y)(cf/c)$: seleção no caráter y no ambiente c e resposta correlacionada no caráter x na média dos ambientes c e f; $RC(x/y)(cf/cf)$: seleção no caráter y na média dos ambientes e resposta correlacionada no caráter x na média dos ambientes; $RC(x/y)(c/cf)$: seleção no caráter y na média dos ambientes e resposta correlacionada no caráter x no ambiente c.

Combinação entre os caracteres: Índice de espigas(x) - Peso de espigas(y)

$RC(x/y)$	m	$RC(\times 10^{-2})$	RC(%)	$RC(y/x)$	m	RC	RC(%)
(c/c)	1,05	-0,35	-0,34	(c/c)	136,83	-0,80	-0,59
(f/f)	1,06	1,45	1,37	(f/f)	202,40	3,42	1,69
(c/f)	1,05	1,07	1,02	(c/f)	136,83	2,53	1,85
(f/c)	1,06	1,29	1,21	(f/c)	202,40	2,92	1,44
(cf/cf)	1,05	1,20	1,14	(cf/cf)	169,61	2,84	1,68
(cf/f)	1,05	1,26	1,20	(cf/f)	169,61	2,97	1,75
(cf/c)	1,05	0,47	0,44	(cf/c)	169,61	1,06	0,62
(c/cf)	1,05	0,57	0,54	(c/cf)	136,83	1,34	0,98
(f/cf)	1,06	1,83	1,73	(f/cf)	202,40	4,35	2,15

* Considerou-se a mesma intensidade de seleção (10%) e seleção truncada.

Tabela 37. Respostas correlacionadas (RC)* no caráter x quando a seleção é praticada no caráter y ($RC(x/y)$) e vice-versa ($RC(y/x)$) emédias (m) onde se referem as respostas correlacionadas, considerando-se várias situações onde: $RC(x/y)(c/f)$: seleção no caráter y no ambiente fértil (f) e resposta correlacionada no caráter x no cerrado (c) e seleção no caráter y no ambiente c e resposta correlacionada no caráter x no mesmo ambiente para $f=c$; $RC(x/y)(cf/c)$: seleção no caráter y no ambiente c e resposta correlacionada no caráter x na média dos ambientes e resposta correlacionada no caráter y na média dos ambientes; $RC(x/y)(c/cf)$: seleção no caráter y na média dos ambientes e resposta correlacionada no caráter x no ambiente c.

Combinação entre os caracteres: Altura da planta(x) - Índice de espigas(y)						
$RC(x/y)$	m	RC	RC(%)	$RC(y/x)$	m	$RC(x10^{-2})$ RC(%)
(c/c)	188,98	0,0046	0,0024	(c/c)	1,05	0,65 0,0062
(f/f)	229,57	3,89	1,69	(f/f)	1,06	3,04 2,87
(c/f)	188,98	1,03	0,54	(c/f)	1,05	0,80 0,76
(f/c)	229,57	1,18	0,52	(f/c)	1,06	0,74 0,69
(cf/cf)	209,27	2,50	1,20	(cf/cf)	1,05	1,52 1,44
(cf/f)	209,27	2,46	1,17	(cf/f)	1,05	1,92 1,82
(cf/c)	209,27	1,11	0,53	(cf/c)	1,05	0,69 0,66
(c/cf)	188,98	1,41	0,75	(c/cf)	1,05	0,86 0,82
(f/cf)	229,57	3,59	1,56	(f/cf)	1,06	2,19 2,10

* Considerou-se a mesma intensidade de seleção (10%) e seleção truncada.

Tabela 38. Respostas correlacionadas (RC)* no caráter x quando a seleção é praticada no caráter y ($RC(x/y)$) e vice-versa ($RC(y/x)$) emédias (m) onde se referem as repostas correlacionadas, considerando-se várias situações onde: $RC(x/y)(c/f)$: seleção no caráter y no ambiente fértil (f) e resposta correlacionada no caráter x no cerrado (c) e seleção no caráter y no ambiente te c e resposta correlacionada no caráter x no mesmo ambiente para $f=c$; $RC(x/y)(cf/c)$: seleção no caráter y no ambiente c e resposta correlacionada no caráter x na média dos ambientes c e f; $RC(x/y)(cf/cf)$: seleção no caráter y na média dos ambientes e resposta correlacionada no caráter x na média dos ambientes; $RC(x/y)(c/cf)$: seleção no caráter y na média dos ambientes e resposta correlacionada no caráter x no ambiente c.

Combinação entre os caracteres: Altura da espiga(x) - Índice de espigas(y)							
RC(x/y)	m	RC	RC (%)	RC(y/x)	m	RC(x10 ⁻²)	RC (%)
(c/c)	97,52	1,63	1,68	(c/c)	1,05	1,49	1,41
(f/f)	128,19	2,97	2,32	(f/f)	1,06	2,46	2,33
(c/f)	97,52	0,27	0,28	(c/f)	1,05	0,23	0,21
(f/c)	128,19	0,31	0,24	(f/c)	1,06	0,29	0,27
(cf/cf)	112,86	1,80	1,60	(cf/cf)	1,05	1,39	1,32
(cf/f)	112,86	1,62	1,44	(cf/f)	1,05	1,34	1,28
(cf/c)	112,86	0,97	0,86	(cf/c)	1,05	0,89	0,84
(c/cf)	97,52	1,24	1,27	(c/cf)	1,05	0,95	0,91
(f/cf)	128,19	2,37	1,85	(f/cf)	1,06	1,83	1,73

* Considerou-se a mesma intensidade de seleção (10%) e seleção truncada.

F I G U R A S

Figura 1. Distribuição de frequências das médias ajustadas para o caráter peso de espigas, em gramas/planta, no cerrado, fértil e média dos ambientes.

Figura 2. Distribuição de frequências das médias ajustadas para o caráter índice de espigas, em número médio de espigas/planta, no cerrado, fértil e média dos ambientes.

Figura 3. Distribuição de frequências das médias ajustadas para o caráter altura da planta, em centímetros/planta, no cerrado, fértil e média dos ambientes.

Figura 4. Distribuição de frequências das médias ajustadas para o caráter altura da espiga, em centímetros/planta, no cerrado, fértil e média dos ambientes.

Figura 5. Distribuição de frequências das médias ajustadas para o caráter dias para florescimento, em número de dias/planta, no cerrado, fértil e média dos ambientes.

Figura 6. Relação entre o progresso esperado com seleção em porcentagem da média de cada ambiente ($G_s(\%)$) e número de plantas por parcela (X) para o caráter peso de espigas, com diferentes números de repetições (r) no cerrado (a) e fértil (b).

Figura 7. Taxa de incremento (%) no progresso esperado com seleção com o aumento do número de plantas por parcela a partir de 5, acumulada (a) e correspondente a cada acréscimo de 5 plantas (b), para o caráter peso de espigas no cerrado e fértil.

Figura 8. Relação entre o progresso esperado com seleção em porcentagem da média de cada ambiente ($G_s(\%)$) e número de plantas por parcela (X) para o caráter altura da planta, com diferentes números de repetições (r) no cerrado (a) e fértil (b).

Figura 9. Relação entre o progresso esperado com seleção em porcentagem da média de cada ambiente ($G_s(\%)$) e número de plantas por parcela (X) para o caráter altura da espiga, com diferentes números de repetições (r) no cerrado (a) e fértil (b).

A P E N D I C E

Apêndice 1. Médias ajustadas de progênie para o caráter peso de espigas (gramas por planta) no ambiente de solo fértil.

Progênie	Médias	Progênie	Médias	Progênie	Médias
1	212,76	35	215,00	68	242,05
2	224,96	36	240,13	69	206,94
3	252,88	37	217,19	70	207,30
4	218,92	38	202,20	71	216,89
5	209,04	39	206,88	72	258,24
6	221,64	40	235,40	73	212,41
7	202,64	41	217,48	74	190,66
8	186,48	42	197,84	75	206,54
9	228,76	43	213,30	76	227,38
10	219,72	44	238,04	77	202,90
11	222,36	45	219,29	78	223,48
12	215,68	46	210,89	79	213,66
13	214,60	47	207,79	80	230,64
14	197,12	48	198,28	81	232,84
15	231,12	49	231,61	82	231,12
16	236,32	50	221,91	83	210,90
17	239,40	51	204,73	84	219,40
18	214,04	52	217,52	85	208,44
19	211,84	53	210,41	86	233,89
20	212,56	54	204,88	87	205,01
21	209,52	55	188,92	88	186,26
22	196,98	56	217,91	89	216,84
23	224,44	57	232,74	90	213,28
24	179,32	58	230,34	91	197,80
25	210,52	59	246,72	92	197,84
26	191,58	60	219,46	93	217,48
27	221,88	61	189,19	94	232,14
28	223,20	62	252,53	95	212,95
29	174,46	63	228,24	96	238,31
30	209,36	64	213,10	97	225,17
31	275,34	65	200,02	98	164,76
32	224,92	66	231,68	99	193,71
33	196,84	67	200,20	100	218,23
34	187,44				

Continua

Apêndice 1. Continuação.

Progenie	Médias	Progenie	Médias	Progenie	Médias
101	179,04	135	160,90	168	203,40
102	184,44	136	167,62	169	161,86
103	159,28	137	214,82	170	195,04
104	227,28	138	206,32	171	172,82
105	210,54	139	196,22	172	174,68
106	191,96	140	181,74	173	167,86
107	203,40	141	207,04	174	179,50
108	219,64	142	177,42	175	200,10
109	217,14	143	202,82	176	202,32
110	155,86	144	195,00	177	196,78
111	198,22	145	194,82	178	206,78
112	220,82	146	174,68	179	176,98
113	161,36	147	191,50	180	153,86
114	210,56	148	175,04	181	203,36
115	186,92	149	182,10	182	198,00
116	172,00	150	207,72	183	176,28
117	203,86	151	176,22	184	182,92
118	193,04	152	200,00	185	158,68
119	217,04	153	185,14	186	213,28
120	211,40	154	216,10	187	179,92
121	167,42	155	182,44	188	203,36
122	175,04	156	173,86	189	174,08
123	175,64	157	192,44	190	189,04
124	182,08	158	212,80	191	187,86
125	218,54	159	209,64	192	197,40
126	200,90	160	181,40	193	166,10
127	164,92	161	186,08	194	176,82
128	209,86	162	182,82	195	186,56
129	230,22	163	155,28	196	202,68
130	180,46	164	178,46	197	177,74
131	179,26	165	183,86	198	199,40
132	155,86	166	169,14	199	187,64
133	196,68	167	191,86	200	206,44
134	190,54				

Apêndice 2. Médias ajustadas de progênie para o caráter peso de espigas (gramas por planta) no ambiente de solo sob cerrado.

Progênie	Médias	Progênie	Médias	Progênie	Médias
1	130,84	34	141,60	67	109,66
2	116,79	35	128,12	68	148,44
3	133,16	36	126,66	69	136,45
4	162,08	37	141,36	70	126,29
5	156,64	38	108,60	71	130,45
6	147,84	39	146,64	72	119,58
7	121,58	40	109,04	73	126,77
8	115,68	41	131,87	74	111,40
9	112,22	42	114,88	75	108,37
10	122,07	43	151,64	76	148,63
11	130,60	44	88,72	77	130,64
12	120,55	45	132,05	78	161,84
13	127,20	46	131,92	79	146,45
14	132,91	47	133,66	80	138,99
15	133,48	48	115,50	81	134,93
16	144,77	49	124,44	82	157,42
17	123,88	50	124,99	83	126,20
18	115,40	51	108,61	84	137,54
19	140,24	52	131,52	85	147,79
20	142,48	53	112,28	86	149,29
21	137,03	54	119,60	87	152,22
22	124,48	55	132,28	88	132,30
23	111,64	56	167,48	89	153,63
24	122,96	57	153,07	90	130,59
25	148,04	58	145,16	91	148,43
26	147,88	59	142,64	92	123,18
27	141,44	60	141,96	93	109,83
28	105,20	61	158,81	94	123,92
29	131,35	62	134,64	95	119,29
30	134,04	63	100,09	96	112,11
31	129,00	64	136,98	97	138,52
32	117,24	65	144,75	98	140,20
33	122,66	66	132,06	99	145,01
				100	128,85

Continua

Apêndice 2. Continuação.

Progenie	Médias	Progenie	Médias	Progenie	Médias
101	147,69	134	157,30	167	159,12
102	127,37	135	119,18	168	131,43
103	111,16	136	155,06	169	139,42
104	126,37	137	148,41	170	160,39
105	138,72	138	149,29	171	126,33
106	132,41	139	142,13	172	143,37
107	141,78	140	145,81	173	112,28
108	144,78	141	173,64	174	145,89
109	128,64	142	126,38	175	140,24
110	131,34	143	120,12	176	159,39
111	121,68	144	165,32	177	151,76
112	130,56	145	156,41	178	142,92
113	136,88	146	140,98	179	159,78
114	134,97	147	166,89	180	128,74
115	124,44	148	147,19	181	159,96
116	135,59	149	129,32	182	166,96
117	132,20	150	150,31	183	143,36
118	135,08	151	147,34	184	140,92
119	174,52	152	135,26	185	137,30
120	146,06	153	158,28	186	144,85
121	117,48	154	144,20	187	161,25
122	137,94	155	148,98	188	160,39
123	99,15	156	130,29	189	137,77
124	175,60	157	165,03	190	134,61
125	157,72	158	158,35	191	152,79
126	136,82	159	130,75	192	131,83
127	130,76	160	129,03	193	126,02
128	147,92	161	149,46	194	132,21
129	122,34	162	131,64	195	150,28
130	122,76	163	147,65	196	151,42
131	146,72	164	125,12	197	132,06
132	148,32	165	156,48	198	154,22
133	135,08	166	127,22	199	146,78
				200	161,90