

**ESTIMAÇÃO DE PARÂMETROS GENÉTICOS DE CARACTERES
DO PENDÃO EM MILHO (*Zea mays* L.) E PERSPECTIVAS
DE MELHORAMENTO**

ISAIAS OLÍVIO GERALDI

Orientador: JOSÉ BRANCO DE MIRANDA FILHO

Dissertação apresentada à Escola Superior de Agricultura
"Luiz de Queiroz", da Universidade de São Paulo,
para obtenção do título de Mestre em Genética e
Melhoramento de Plantas.

P I R A C I C A B A
Estado de São Paulo - Brasil
Outubro, 1977

*Para Vitalina Andia Geraldi,
minha mãe,
DEDICO.*

AGRADECIMENTOS

O autor manifesta os mais profundos agradecimentos a todos aqueles que direta ou indiretamente contribuíram para a realização do presente trabalho. Em especial às seguintes pessoas e instituições:

- Prof. Dr. José Branco de Miranda Filho pela orientação e estímulos dedicados a este trabalho;

- Prof. Dr. Roland Vencovsky pela iniciação científica, estímulos constantes e co-orientação neste trabalho;

- Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (EMBRAPA), pela oportunidade de treinamento a nível de pós-graduação;

- Prof. Dr. Natal Antonio Vello, pelos inúmeros ensinamentos recebidos;

- Prof. Dr. Ernesto Paterniani, pelas valiosas sugestões e também pelas facilidades concedidas como diretor do Departamento de Genética;

- Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de São Paulo (FAPESP), por diversas bolsas de estudo concedidas;

- Prof. Magno Antonio Patto Ramalho, por inúmeras sugestões e auxílios;

- Prof. Cláudio Visockas Costa, pelo auxílio na correção do manuscrito;

- Srta. Érica Spruck pelas inúmeras contribuições na qualidade de secretária do Departamento de Genética;

- Sr. José Broglio pelo apoio prestado na fase final de elaboração deste trabalho;

- Srs. Antonio de Oliveira, Suzano Vieira Neto e Wilson Luiz Volpato pelo auxílio na coleta dos dados;

- Demais colegas do Departamento de Genética.

ÍNDICE

	<u>página</u>
1. RESUMO	1
2. INTRODUÇÃO	3
3. REVISÃO DE LITERATURA	6
4. MATERIAL	16
5. MÉTODOS	20
5.1. Execução Experimental	20
5.2. Análise estatístico-genética	21
6. RESULTADOS	34
6.1. Análise geral dos dados	34
6.2. Estimativas de parâmetros genéticos e fenotípicos e pro gressos esperados com seleção	36
6.3. Coeficientes de variação das estimativas de parâmetros genéticos e fenotípicos	41
7. DISCUSSÃO	45
7.1. Parâmetros genéticos e fenotípicos	45
7.2. Progressos esperados com seleção	51
7.3. Precisão experimental e das estimativas	58
8. CONCLUSÕES	63
9. SUMMARY	66
10. LITERATURA CITADA	68
TABELAS DE RESULTADOS	76
APÊNDICE 1	91
APÊNDICE 2	100

LISTA DE TABELAS

	<u>página</u>
Tabela 1. Esperança matemática dos quadrados médios [E(Q.M.)], obtidos nas análises de variância segundo o delineamento em látice ou blocos ao acaso, para os diversos caracteres estudados, ao nível de totais de parcelas e ao nível de plantas individuais. Milho. Piracicaba, SP, 1974/75.	25
Tabela 2. Esperanças dos produtos médios [E(P.M.)], obtidos nas análises de covariância segundo o delineamento em látice ou blocos ao acaso, para os diversos caracteres estudados, ao nível de totais de parcelas e ao nível de totais de plantas individuais. Milho. Piracicaba, SP, 1974/75.	29
Tabela 3. Valores médios, obtidos para os caracteres peso do pendão (PP), produção de grãos (PG), número de ramificações do pendão (NR) e comprimento do pendão (CP), para as três populações estudadas, nos dois grupos e testemunhas. Milho. Piracicaba, SP, 1974/75.	77
Tabela 4. Coeficientes de variação experimental (C.V.%), obtidos através das análises conjuntas de dois experimentos de cada população, para os caracteres peso do pendão (PP), produção de grãos (PG), número de ramificações do pendão (NR) e comprimento do pendão (CP), nos dois grupos. Milho. Piracicaba, SP. 1974/75.	77
Tabela 5. Valores e significâncias dos quadrados médios ao nível de plantas, obtidos nas análises conjuntas dos dois experimentos de cada população, para os quatro caracteres, nos dois grupos. Milho. Piracicaba, SP, 1974/75.	78

- Tabela 6. Produtos médios ao nível de plantas, obtidos nas análises conjuntas de dois experimentos de cada população, entre combinações dos seguintes caracteres: peso do pendão (PP), produção de grãos (PG), número de ramificações do pendão (NR) e comprimento do pendão (CP), nos dois grupos. Milho. Piracicaba, SP, 1974/75. 79
- Tabela 7. Estimativas, obtidas ao nível de plantas (g/planta) para o peso do pendão, da variância genética entre progênies ($\hat{\sigma}_p^2$), variância do erro ambiental entre parcelas ($\hat{\sigma}_e^2$), variância fenotípica dentro de progênies ($\hat{\sigma}_d^2$), variância genética aditiva entre plantas ($\hat{\sigma}_A^2$), variância fenotípica entre plantas ($\hat{\sigma}_F^2$), e entre médias de progênies ($\hat{\sigma}_F^2$), juntamente com os respectivos desvios-padrões, em valor absoluto e em porcentagem das estimativas correspondentes (CV%). Grupos I e II. Milho. Piracicaba, SP, 1974/75. 80
- Tabela 8. Estimativas, obtidas ao nível de plantas (g/planta) para produção de grãos, de variância genética entre progênies ($\hat{\sigma}_p^2$), variância do erro ambiental entre parcelas ($\hat{\sigma}_e^2$), variância fenotípica dentro de progênies ($\hat{\sigma}_d^2$), variância genética aditiva entre plantas ($\hat{\sigma}_A^2$), variância fenotípica entre plantas ($\hat{\sigma}_F^2$), e entre médias de progênies ($\hat{\sigma}_F^2$), juntamente com os respectivos desvios-padrões, em valor absoluto e em porcentagem das estimativas correspondentes (CV%). Grupos I e II. Milho. Piracicaba, SP, 1974/75. 81.

- Tabela 9. Estimativas, obtidas ao nível de plantas (ram/planta) para o número de ramificações do pendão, da variância genética entre progênies ($\hat{\sigma}_p^2$), variância do erro ambiental entre parcelas ($\hat{\sigma}_e^2$), variância fenotípica dentro de progênies ($\hat{\sigma}_d^2$), variância genética aditiva entre plantas ($\hat{\sigma}_A^2$), variância fenotípica entre plantas ($\hat{\sigma}_F^2$) e entre médias de progênies ($\hat{\sigma}_{\bar{F}}^2$) juntamente com os respectivos desvios-padrões, em valor absoluto e em porcentagem das estimativas correspondentes (CV%). Grupo II. Milho. Piracicaba, SP, 1974/75. 82
- Tabela 10. Estimativas, obtidas ao nível de plantas (cm/planta) para o comprimento do pendão, da variância genética entre progênies ($\hat{\sigma}_p^2$), variância do erro ambiental entre parcelas ($\hat{\sigma}_e^2$), variância fenotípica dentro de progênies ($\hat{\sigma}_d^2$), variância genética aditiva entre plantas ($\hat{\sigma}_A^2$), variância fenotípica entre plantas ($\hat{\sigma}_F^2$) e entre médias de progênies ($\hat{\sigma}_{\bar{F}}^2$), juntamente com os respectivos desvios-padrões, em valor absoluto e em porcentagem das estimativas correspondentes (CV%). Grupo II. Milho. Piracicaba, SP, 1974/75. 83
- Tabela 11. Estimativas obtidas ao nível de plantas, para as covariâncias entre os caracteres peso do pendão e produção de grãos. Grupo I. Milho. Piracicaba, SP, 1974/75. . 84
- Tabela 12. Estimativas obtidas ao nível de plantas, para as covariâncias entre os caracteres produção de grãos e número de ramificações do pendão. Grupo II. Piracicaba, SP, 1974/75. 84
- Tabela 13. Estimativas, obtidas ao nível de plantas, para as covariâncias entre os caracteres peso do pendão e número de ramificações do pendão. Grupo II. Milho. Piracicaba, SP, 1974/75. 85

Tabela 14. Estimativas, obtidas ao nível de plantas, para as covariâncias entre os caracteres peso do pendão e comprimento do pendão. Grupo II. Milho. Piracicaba, SP, 1974/75.	85
Tabela 15. Estimativas, obtidas ao nível de plantas, para os coeficientes de herdabilidade no sentido restrito, juntamente com os desvios-padrões correspondentes, em valor absoluto e em porcentagem das estimativas (CV%), para os seguintes caracteres: peso do pendão (PP), número de ramificações do pendão (NR), comprimento do pendão (CP) e produção de grãos (PG). Grupos I e II. Milho. Piracicaba, SP, 1974/75.	86
Tabela 16. Estimativas, obtidas ao nível de plantas, para os coeficientes de correlação entre os caracteres peso do pendão e produção de grãos. Grupo I. Milho. Piracicaba, SP, 1974/75.	87
Tabela 17. Estimativas, obtidas ao nível de plantas, para os coeficientes de correlação entre os caracteres produção de grãos e número de ramificações do pendão. Grupo II. Milho. Piracicaba, SP, 1974/75.	87
Tabela 18. Estimativas, obtidas ao nível de plantas, para os coeficientes de correlação entre os caracteres peso do pendão e número de ramificações do pendão. Grupo II. Milho. Piracicaba, SP. 1974/75.	88
Tabela 19. Estimativas, obtidas ao nível de plantas, para os coeficientes de correlação entre os caracteres peso do pendão e comprimento do pendão. Grupo II. Piracicaba, SP, 1974/75.	88

Tabela 20. Estimativas dos coeficientes de correlação genética aditiva totais e parciais de 1a. ordem, considerando-se os caracteres peso do pendão (X), produção de grãos (Y) e número de ramificações do pendão (Z). Milho. Piracicaba, SP, 1974/75.	89
Tabela 21. Progressos esperados com seleção, por geração (devido ao ganho por seleção direta ou resposta correlacionada), em porcentagem das médias dos caracteres produção de grãos e número de ramificações do pendão, por seleção visando o aumento da produção de grãos e a diminuição do número de ramificações, considerando-se quatro esquemas seletivos. Milho. Piracicaba, SP, 1974/75 .	90

1. RESUMO

O presente trabalho tem por objetivo o estudo de caracteres do pendão de milho (peso, número de ramificações e comprimento) e suas relações com a eficiência da planta na produção de grãos.

O material utilizado compreende progênies de meios irmãos de cada uma das seguintes populações: Composto Dentado Branco, Composto Flint Branco e variedade Centralmex. Tais progênies foram avaliadas em lâminas 10 x 10 com três repetições, no ano agrícola 1974/75.

Após decorrido o período mais intenso do processo normal de polinização, foi coletada uma amostra de pendões de cada parcela, sendo estes avaliados quanto aos seguintes caracteres: peso, número de ramificações primárias e comprimento. Posteriormente foram obtidos os dados de produção de grãos.

Os dados experimentais foram submetidos às análises de variância e covariância. A partir destas foram estimados os coeficientes de herdabilidade para os quatro caracteres, os coeficientes de correlação genética aditiva e fenotípica para algumas combinações destes e os progressos

so esperados e respostas correlacionadas esperadas com seleção.

Os coeficientes de herdabilidade estimados para os caracteres do pendão foram relativamente altos, em média, 36,1%, 45,8% e 28,8%, respectivamente para o peso, número de ramificações e comprimento. Tais estimativas indicam que a seleção fenotípica pode ser eficiente no melhoramento de tais caracteres.

As estimativas das correlações genéticas aditivas indicam que o peso do pendão e a produção de grãos são negativamente correlacionados ($r_A = -0,143$), bem como o número de ramificações do pendão e a produção de grãos ($r_A = -0,650$). Entretanto, as estimativas das correlações genéticas aditivas parciais indicam que o caráter primário negativamente correlacionado à produção de grãos é o número de ramificações, e que o peso do pendão apresenta correlação negativa com a produção de grãos pelo fato de ser positivamente correlacionado ao número de ramificações ($r_A = +0,477$).

Os progressos esperados e as respostas correlacionadas esperadas com seleção indicam que a seleção visando à diminuição do número de ramificações do pendão deve acarretar aumentos substanciais na produção de grãos. A possibilidade de se avaliar visualmente o número de ramificações no campo, sem necessidade de remoção do pendão, e a herdabilidade relativamente alta desse caráter, tornam o processo seletivo relativamente mais simples.

2. INTRODUÇÃO

O milho (*Zea mays* L.) é, dentre as espécies cultivadas, uma das que mais sofreu processos de melhoramento genético. Conforme ocorreu com a maioria das espécies, as técnicas convencionais de melhoramento do milho no passado deram ênfase principalmente ao melhoramento através de seleção para produção e eliminação dos defeitos mais graves, como suscetibilidade a doenças, insetos, acamamento, etc.. Tais processos, associados a práticas culturais adequadas, contribuíram e contribuem substancialmente para o aumento da produção e melhoria da qualidade do produto em muitas espécies, inclusive o milho (FREY, 1970) ^{1/}.

Mais recentemente, porém, tem-se dado ênfase também ao melhoramento da eficiência fotossintética das espécies para as mais diferentes condições ambientais. Um dos caminhos pelo qual tal objetivo pode ser atingido é através da modificação da arquitetura das plantas, no sentido de se melhorar o sistema de recebimento e aproveitamento da energia solar (DONALD, 1968; MOSS e MUSGRAVE, 1971; WITTWER, 1974). Desse modo, podem ser obtidas plantas não só mais produtivas, mas também mais eficientes na

^{1/} Citado por MOCK e PEARCE (1975).

conversão de nutrientes em grãos.

Tem sido reconhecido que a planta de milho atual está ainda distante de um tipo ideal (*ANDERSON, 1967*; *PENDLETON, 1968*), principalmente nas condições do Brasil, em que os cultivares existentes, embora tenham boa produtividade, deixam muito a desejar no que diz respeito à arquitetura da planta (*BARRIGA BEZANILLA, 1971*).

Em milho, existem diversos caracteres que se relacionam à eficiência das plantas: porte, resistência ao acamamento, área foliar, número de folhas, orientação foliar, desenvolvimento do sistema radicular, etc.. Neste sentido, o Departamento de Genética da ESALQ vem, há vários anos, conduzindo programas bastante específicos, podendo se ressaltar: a síntese de uma variedade de porte mais baixo (*PATERNIANI, 1973*), a formação de germoplasmas com várias combinações de genes recessivos que alteram a arquitetura geral da planta (*ZINSLY e VENCOVSKY, 1971*) e estudos detalhados sobre a eficiência de cultivares de milho na produção de grãos (*BARRIGA BEZANILLA, 1971*).

Outro caráter que deve estar relacionado à eficiência das plantas de milho é o tamanho do pendão, pois há muito tempo é conhecido o fato de que tais plantas produzem grãos de pólen em excesso. Já foi estimado que para cada óvulo que se desenvolve em grão, uma planta individual liberta 9.000 (*BONNETT, 1947*)^{2/} a 50.000 (*WEATHERWAX, 1955*)^{2/} grãos de pólen. Este último relata ainda que nas variedades tropicais, com pendões maiores e espigas menores, tal proporção é provavelmente maior.

^{2/} Citados por *PATERNIANI e STORT (1974)*

Em vista destes fatos, e considerando-se que nas nossas condições praticamente nada tem sido feito a respeito desse caráter, entende-se que o tamanho do pendão deve merecer uma pesquisa mais detalhada. Dessa maneira, os objetivos do presente trabalho compreendem basicamente a investigação da estrutura genética de três populações de milho com relação ao tamanho do pendão, avaliado através do peso, número de ramificações primárias e comprimento, procurando-se estimar para tais caracteres: 1. a quantidade de variação genética aditiva presente e conseqüentemente o coeficiente de herdabilidade; 2. o coeficiente de correlação genética aditiva e fenotípica destes com a produção de grãos; 3. as possibilidades de melhoramento da eficiência da planta de milho quanto à produção de grãos, por seleção praticada nestes caracteres.

3. REVISÃO DE LITERATURA

Já em fins do século passado e início deste século, sabia-se que a inflorescência masculina, isto é, o pendão, tinha alguma influência na produção de grãos em milho. Nessa época, diversos autores constataram aumentos na produção de grãos em decorrência da remoção do pendão, isto é, do despendoamento (*WATSON, 1893; NEWMAN, 1893; SMITH et alii, 1895; KIMBROUGH, 1911 e KIESSELBACH, 1922*)^{3/}. Outros autores, porém, constataram reduções na produção de grãos das plantas despendoadas (*HAYWARD, 1891; INGERSOLL, 1892 e MILLS, 1893*)^{3/} e ainda outros, não detectaram nenhuma alteração na produção de grãos de tais plantas (*MORROW e GARDNER, 1892*)^{3/}.

Nota-se portanto, que havia muitas discordâncias quanto ao efeito do despendoamento na produção de grãos. De acordo com *GROGAN (1956)*, diversos fatores podem ter concorrido para a ocorrência de tais discrepâncias. O principal deles provavelmente se refere aos diferentes métodos de despendoamento empregados, visto que muitos deles acarretavam mutilações nas porções superiores das plantas, e, conseqüentemente, danos

^{3/} Citados por *LEONARD e KIESSELBACH (1932)*

severos às mesmas. Também, em certas regiões, a ocorrência de ataques mais severos de doenças como o carvão, favorecidas pelas injúrias causadas pelo despendoamento, pode ter concorrido para tais divergências.

Tais observações, entretanto, foram feitas mais a título de curiosidade, sem muitas implicações práticas. Posteriormente, com o advento do milho híbrido, os interesses em relação aos efeitos do despendoamento aumentaram. Como essa prática fazia parte obrigatória do processo de produção de semente híbrida, tornou-se importante verificar se a mesma não causava danos fisiológicos às plantas. Desse modo, passaram a ser realizados trabalhos mais bem programados para avaliar a influência de tal prática.

Neste sentido, *LEONARD e KIESSELBACH (1932)* constataram um acréscimo não significativo de 1,5% na produção de grãos das plantas despendoadas. *DUNGAN e WOODWORTH (1939)* constataram um acréscimo de 1,4%, também não significativo, na produção de grãos de tais plantas. *KIESSELBACH (1945)* constatou uma pequena diminuição na produção de grãos com o despendoamento, porém não significativa. Entretanto, diversos autores verificaram a ocorrência de reduções significativas na produção de grãos, quando foram removidas uma ou mais folhas com o pendão (*DUNGAN e WOODWORTH, 1939; BORGESON, 1943; KIESSELBACH, 1945*). Assim, por exemplo, Dungan e Woodworth constataram reduções de 8,3%; 15,3%; 18,1% e 29,2%, quando foram removidas uma, duas, três e quatro folhas, respectivamente. Esses autores concluíram, portanto, que a remoção do pendão não acarretava prejuízos na produção de grãos, desde que tal prática não fosse acompanhada de mutilações nas folhas superiores.

Mais recentemente, *HUNTER et alii (1973)* constataram, para dois grupos de linhagens, precoces e tardias, e através da remoção do pendão pouco antes da antese, um aumento médio na produção de grãos de 6,9% (variando de -1,8% a 22,7%), expresso através de um aumento no peso dos grãos e do número de grãos por fileira. Verificaram também que o efeito prejudicial da remoção de folhas juntamente com o pendão foi bem mais evidente nas linhagens precoces, devido, provavelmente, a uma maior porcentagem de área foliar removida, para um mesmo número de folhas. Tal fato também foi verificado por *BORGESON (1943)*.

Porém, no geral, esses trabalhos foram conduzidos em condições normais de cultivo, com o objetivo de verificar apenas os efeitos prejudiciais do despendoamento, e em nenhum deles se procurou verificar os efeitos benéficos de tal prática. *GROGAN (1956)* também não constatou alterações significativas na produção de grãos das plantas despendoadas, em condições ambientais favoráveis. Entretanto, constatou aumentos substanciais na produção de grãos, expressos através de menor quantidade de plantas sem espiga e espigas maiores, quando o despendoamento foi praticado em plantas cultivadas nas seguintes condições adversas: a. em condição de seca; b. em condições de baixa fertilidade; c. em condições de alta densidade populacional; ou seja, basicamente quando os nutrientes do solo limitavam a máxima produção. Nestes três casos os aumentos verificados na produção de grãos foram de 56,6%, 95,7% e 51,3%, respectivamente.

Além disso, este autor verificou também que o pendão é o primeiro órgão reprodutivo a funcionar na planta e, portanto, começa a exigir os nutrientes essenciais antes da espiga ter se desenvolvido bem. Devido a isso verificou também que nas plantas despendoadas a espiga floresce

mais depressa (dois a três dias antes), fato também verificado por *SCHWANKKE (1965)*^{4/}. Concluíram que com o despendoamento coloca-se à disposição da espiga um fluxo maior de nutrientes, e que portanto, o efeito negativo do pendão na produção de grãos decorre da competição para nutrientes disponíveis, sendo este efeito tão mais severo quanto maiores as condições adversas. Conclusões semelhantes foram apresentadas por *CHINWUBA et alii (1961)*.

Outros autores, porém, lançaram a hipótese de que as respostas positivas na produção associadas ao despendoamento, resultam também de reduções no sombreamento das partes superiores, principalmente em altas densidades populacionais. *HUNTER et alii (1969)* verificaram que quando o pendão foi removido, e logo em seguida recolocado na planta, de modo que não competia para nutrientes (presença física apenas), as plantas tiveram produções semelhantes às não despendoadas. Por outro lado, verificaram que com a remoção definitiva do pendão inteiro ou das ramificações laterais houve um aumento na produção. Em tais condições, segundo eles, o único fator explicativo para tais respostas seria a redução do sombreamento.

De acordo com *DUNCAN et alii (1967)*, em altas densidades populacionais pequenas diferenças na incidência de luz podem ter um grande efeito sobre o número de plantas sem espiga. Nas condições de seus experimentos, verificaram que a área da sombra projetada por um pendão em média variou de 90 cm² a 141 cm² no transcorrer de um dia. Devido a isso, em tais condições, segundo eles, esperam-se reduções de 4% a 12% na produção, com densidades populacionais entre 25.000 e 75.000 plantas por hectare.

É importante ressaltar, porém, que estes autores não ex-

^{4/} Citado por *HUNTER et alii (1969)*

cluem a hipótese da competição para nutrientes e admitem que a redução do sombreamento é apenas um dos fatores que concorrem para que haja uma resposta positiva na produção de grãos associada ao despendoamento.

Com o advento dos citoplasmas macho-estéreis na produção de milho híbrido, e considerando-se as respostas obtidas com o despendoamento, houve interesse em se verificar a influência de tais citoplasmas na produção de grãos. Desse modo, diversos trabalhos foram realizados visando medir tal influência, através da comparação entre plantas macho-estéreis e as correspondentes normais, isto é, comparando-se os mesmos genótipos, com citoplasma normal e macho-estéril.

Neste sentido, *ROGERS e EDWARDSON (1952)* constataram uma maior produção de grãos nas plantas macho-estéreis. *CHINWUBA et alii (1961)* verificaram que a superioridade das plantas macho-estéreis na produção de grãos foi bem mais evidente em condições de maior competição entre as plantas. Enquanto que numa densidade de 33.000 plantas por hectare os híbridos macho-estéreis superaram os correspondentes normais em aproximadamente 17%, com 68.000 plantas por hectare tal superioridade foi de aproximadamente 41%. *DUVICK (1958)* constatou que a utilização da macho-esterilidade acarretou reduções significativas no número de plantas sem espiga em híbridos cultivados em densidades superiores a 54.380 plantas por hectare. *JOSEPHSON e KINCER (1962)* verificaram, em vinte casos estudados, que as plantas macho-estéreis superaram as normais em produção somente em condições mais adversas. *BRUCE et alii (1966)* constataram que a superioridade das plantas macho-estéreis, devido principalmente a um maior número de espigas secundárias produzidas, foi tão mais evidente quanto maiores as tensões máximas de água do solo,

Com base nesses resultados, estes autores concluíram que a macho-esterilidade acarreta uma resposta similar ao despendoamento, isto é, devido a um menor fluxo de nutrientes para o pendão nas plantas macho-estéreis, tem-se um suprimento maior disponível à espiga, resultando em maiores produções, principalmente em condições adversas.

Tais conclusões foram corroboradas por diversos autores, através de estudos que envolveram a comparação entre as plantas normais e as correspondentes macho-estéreis quanto à composição dos diversos órgãos. *SANFORD et alii (1965)* constataram, em híbridos e linhagens, que as plantas normais apresentaram maiores quantidades de nitrogênio no pendão que as plantas macho-estéreis, antes e principalmente durante a antese, tendendo a igualarem-se nos períodos posteriores. Assim, por exemplo, durante a antese, as plantas normais apresentaram aproximadamente 130% a mais de nitrogênio no pendão do que as macho-estéreis. Por outro lado, verificaram que as plantas macho-estéreis apresentaram maiores quantidades de nitrogênio nas espigas e palhas que as plantas normais, devido principalmente a um aumento no número e tamanho das espigas, o que resultou num aumento da produção (aproximadamente 30% para os híbridos). Para os colmos e folhas não constataram diferenças. Entretanto, o conteúdo de nitrogênio total, que foi semelhante entre estas plantas até o período da antese, tornou-se superior nas plantas macho-estéreis nos períodos posteriores e principalmente na época da maturação, devido provavelmente à quantidade perdida pelas plantas normais com o desprendimento do pólen.

Em um estudo semelhante, mas avaliando o conteúdo de matéria seca, *GROGAN et alii (1965)* constataram um maior conteúdo de matéria seca nos pendões para as plantas normais no período da antese, e um maior

conteúdo de matéria seca nas espigas e palhas para as plantas macho-estéreis a partir de três semanas da antese, que se manteve até o período da maturação. Também, não constataram diferenças entre as plantas normais e macho-estéreis quanto ao conteúdo de matéria seca nos colmos e folhas. Resultados semelhantes foram obtidos por *CRISWELL et alii* (1974) que verificaram, utilizando a técnica do carbono radioativo (^{14}C), que houve uma menor translocação de carboidratos para os pendões nas plantas macho-estéreis, em relação às plantas normais, e concomitantemente uma maior translocação para as espigas nos estágios iniciais de desenvolvimento das mesmas.

Estes fatos têm uma importância muito grande, visto que recentemente tem sido dada muita ênfase à tolerância a altas densidades populacionais, a fim de se poder aumentar a densidade de plantio e, consequentemente, a produtividade (*LANG et alii*, 1956; *WOOLEY et alii*, 1962; *RUSSEL*, 1968)^{5/}. Sabe-se que um dos principais fatores que limitam uma conversão adequada de energia solar em grãos, em altas densidades populacionais, é o aparecimento de plantas sem espiga (*STINSON e MOSS*, 1960^{5/}; *WOOLEY et alii*, 1962^{5/}; *DUNCAN et alii*, 1967; *BUREN et alii*, 1974) e os dados apresentados evidenciam que o despendoamento e a macho-esterilidade são fatores que tendem a aumentar a tolerância a altas densidades.

Tais fatos foram corroborados por diversos autores, através de estudos que envolveram a caracterização dos tipos tolerantes. Neste sentido, *MOCK e BUREN* (1972) constataram, em baixas densidades populacionais (12.400 plantas por hectare), pequenas diferenças entre as produções de algumas linhagens e nenhuma associação forte entre a produção e outras características. Porém, verificaram que em altas densidades populacionais

^{5/} Citados por *MOCK e BUREN* (1972) e *BUREN et alii* (1974).

(98.800 plantas por hectare), as linhagens mais produtivas, e portanto mais tolerantes, foram caracterizadas por: pequeno número de plantas sem espiga, maior precocidade, espigas maiores, período mais curto de florescimento da espiga, intervalo menor entre o florescimento do pendão e da espiga, maior produção por unidade de área foliar e pendões menores (avaliado através do peso seco na época do desprendimento do pólen). Resultados semelhantes foram obtidos por *BUREN e ANDERSON (1970)*.

Nessa mesma densidade populacional (98.800 plantas por hectare), *BUREN et alii (1974)* detectaram, em três experimentos, correlações negativas entre o peso seco do pendão na época do desprendimento do pólen e produção de grãos (r_1) e correlações fenotípicas positivas entre o peso seco do pendão e o número de plantas sem espiga (r_2), embora nem todas tenham sido estatisticamente significativas ($r_1 = -0,41, -0,65$ e $-0,80^{**}$; $r_2 = 0,41, 0,37$ e $0,74^{**}$, respectivamente para os experimentos 1, 2 e 3). Conforme ressaltam os autores, a não significância das correlações nos experimentos 1 e 2 se deve provavelmente ao fato dos mesmos terem sido compostos de híbridos simples já selecionados para tolerância a altas densidades, ao passo que o experimento 3 foi composto por híbridos resultantes de uma série dialélica entre linhagens tolerantes e não tolerantes a altas densidades.

Os dados até aqui apresentados evidenciaram de forma bastante clara que a redução da competição do pendão é um dos fatores que tende a melhorar a eficiência da planta de milho. Em vista desses resultados, e considerando-se que a planta de milho produz grãos de pólen em excesso (*BONNETT, 1947 e WEATHERWAX, 1955*)^{6/}, diversos autores sugerem a seleção de

^{6/} Citados por *PATERNIANI e STORT (1974)*.

plantas com pendões menores, o despendoamento parcial dos campos e o uso da macho-esterilidade como medidas para se aumentar a produção de grãos e principalmente para se aumentar a tolerância a condições adversas (*DUNCAN et alii*, 1967; *HUNTER et alii*, 1969; *BUREN et alii*, 1974 e *MOCK e SCHUETZ*, 1974). Destas, a alternativa genética, isto é, a seleção de plantas com pendões menores, constitui provavelmente, na alternativa mais adequada para se atingir tal objetivo. Além disso, conforme salientam *MOCK e PEARCE* (1975), o tamanho reduzido do pendão é um dos atributos que deve ser considerado na obtenção de um "ideotipo" ou planta modelo de milho.

Evidentemente, o primeiro passo para o melhoramento genético de um caráter é, na medida do possível, o estudo da base genética do mesmo, a determinação da variabilidade, a estimação do coeficiente de herdabilidade e correlações genéticas com os demais caracteres, a fim de se dirigir a seleção de maneira mais eficiente. Neste sentido, *MOCK e SCHUETZ* (1974) verificaram que o melhor critério para dimensionar o pendão é o número de ramificações do mesmo, por ser de fácil avaliação visual, não requerendo para isso o sacrifício do pendão ou partes superiores das plantas. Constataram que o número de ramificações tem herança quantitativa com um mínimo de oito fatores genéticos envolvidos. Estimaram também um coeficiente de herdabilidade no sentido restrito relativamente alto para esse caráter, ou seja, de aproximadamente 50,0%, indicando que o melhoramento para o mesmo pode ser conseguido por métodos relativamente simples.

As informações já disponíveis na literatura constituem-se de alto valor na orientação de programas de seleção visando o melhoramento de caracteres do pendão do milho. Porém, as magnitudes relativas de parâme-

tros genéticos e ambientais são fatores que devem ser investigados para populações genéticas e ambientais específicas, a fim de que um programa de seleção possa ser delineado com a máxima eficiência.

4. MATERIAL

Para a realização do presente trabalho utilizaram-se três populações de milho, sendo dois compostos em início de seleção (compostos *Dentado Branco* e *Flint Branco*) e uma variedade comercial (variedade *Centralmex*) qua apresenta um bom nível de melhoramento genético. O presente trabalho foi integrado a um programa de seleção para produção de grãos nes_{tas} populações, e embora para este fim tenham sido ensaiadas 500 progênes de meios irmãos de cada população, para a presente pesquisa foram utilizadas apenas 200 progênes de cada população. A seguir é apresentada uma descrição mais detalhada do material empregado.

a. *Composto Dentado Branco*

O composto Dentado Branco foi sintetizado a partir de populações originadas de germoplasmas do México, América Central e América do Sul. Entre tais populações incluem-se: Dentado Amarelo, Capitein, Carmín, Mex 1, Venezuela 3, Piramex, Azteca, Maya, América Central, uma população formada a partir de cruzamentos entre milhos da raça Tuxpeño e de cruzamentos intervarietais de Tuxpeño com Eto Blanco, uma população resultante do cruzamento entre diversas variedades da raça Tuxpeño com Eto Blanco e uma

população resultante da mistura de Cuba 40, Hawai 5 e Tuxpeño Amarelo. Tais populações apresentavam grãos dentados brancos e amarelos.

Este composto foi formado a partir de 1965, quando tais populações foram intercruzadas. As primeiras gerações se destinaram à recombinação e praticou-se apenas uma seleção massal branca. Como essa população segregava para grãos brancos e amarelos, posteriormente praticou-se seleção para grãos brancos, que são homozigotos recessivos. Obteve-se assim o Composto Dentado Branco, que é uma população de base genética ampla e apresenta grãos dentados brancos.

No ano agrícola 1973/74 este composto foi instalado em um lote isolado, de onde foram selecionadas 500 espigas de polinização livre, isto é, 500 progênies de meios irmãos. Tais progênies constituem o material utilizado no presente trabalho.

b. Composto Flint Branco

O composto Flint Branco foi sintetizado a partir das seguintes populações, derivadas principalmente de germoplasmas de Cuba, Colômbia e Brasil: Cuba 11-J, Eto Blanco, Cuba Grupo I, Porto Rico Grupo II, Composto Amarelo do Caribe, Cuba 28, Diacol V-101, Narino 330, Amarillo Salvadoreño, Sintético de Flórida, Eto Amarillo, Venezuela 1, PD(MS)6, Perola Piracicaba, Cateto Composto e Cuprico. Além destas, entrou também uma população obtida a partir da combinação de PD(MS)6, Nariño 330 x Peru 330, Amarillo Salvadoreño, Sintético de Flórida e Eto Amarillo, e outra resultante da combinação de Nariño 330 com Peru 330. Estas populações apresentavam grãos duros brancos e amarelos.

Este composto foi formado em 1965, pelo intercruzamento des

sas populações. As primeiras gerações se destinaram à recombinação e, portanto, praticou-se apenas uma seleção massal branda. Tal material segregava para grãos brancos e amarelos, sendo a frequência destes últimos menor. Posteriormente praticou-se seleção para grãos brancos, obtendo-se assim uma população de base genética ampla e de grãos duros e brancos, o Composto Dentado Branco (*SUÁREZ LEZCANO, 1976*).

No ano agrícola 1973/74 esta população foi instalada em um lote isolado, de onde foram selecionadas 500 progênies de meios irmãos, que constituem a população base do presente trabalho.

c. Variedade Centralmex

Esta variedade foi formada a partir do cruzamento das populações América Central e Piramex I. Tal cruzamento foi realizado em 1963, utilizando-se como fêmeas as plantas da população Piramex I e como machos as plantas da população América Central. A população resultante deste cruzamento recebeu o nome de Centralmex, e apresentava uma maior semelhança à Piramex I, mas era caracterizada por uma maior heterogeneidade que as variedades parentais, constituindo-se num material adequado para seleção.

Em 1965 foram escolhidas 285 espigas de geração F_2 (Centralmex Original) para início de um programa de seleção entre e dentro de progênies de meios irmãos. A população foi conduzida por este método de seleção durante seis ciclos, obtendo-se em 1973, 500 progênies de meios irmãos, correspondentes à população Centralmex VI (*TORRES SEGOVIA, 1976*). Estas progênies constituem o material base do presente trabalho.

Além de apresentar ampla variabilidade genética, esta população de grãos dentados amarelos apresenta uma alta produtividade (acima

de 7000 kg/ha ao nível experimental) e é muito utilizada como variedade comercial no Estado de São Paulo e outras regiões do Brasil (TORRES SEGOVIA, 1976). Apresenta em média plantas com altura de 2,85 m e espigas a 1,75 m do solo (GALVÃO e PATERNIANI, 1973).

d. Testemunhas

Como testemunhas foram empregados os seguintes híbridos duplos comerciais:

- H-7974: de grãos semi-dentados amarelos, produzido pela Secretaria da Agricultura do Estado de São Paulo;
Agrocere-152: de grãos semi-dentados amarelos, produzido pela Sementes Agrocere S/A.

5. MÉTODOS

5.1. Execução Experimental

Com o propósito de se praticar seleção para produção de grãos, no início de outubro de 1974 foram instaladas 500 progênies de meios irmãos de cada população, em três repetições: duas no município de Piracicaba (SP) e uma no município de São Simão (SP). Utilizou-se o delimitamento em látice 10 x 10, perfazendo, portanto, cinco latices triplos (X, Y, Z) 10 x 10 por população. Utilizaram-se parcelas de dez metros, com um espaçamento de 1,0 m entre linhas e 0,40 m entre covas. Cada cova recebeu três sementes, deixando-se duas plantas por cova após o desbaste, o que corresponde a 50 plantas por parcela. As duas testemunhas foram colocadas sistematicamente no início, no meio e no fim de cada repetição. Para os propósitos da presente pesquisa foram utilizadas 200 progênies de meios irmãos de cada população, correspondentes aos dois primeiros latices triplos.

A tomada de dados foi iniciada a partir de janeiro de 1975, após decorrido o período mais intenso do processo normal de polinização .

Para tal, procedeu-se da seguinte maneira:

a. Coletaram-se separadamente vinte pendões por parcela, os quais foram etiquetados e colocados em galpão ventilado para uniformização de umidade. No laboratório os pendões foram seccionados na altura do último nó.

b. Após decorrido um período suficiente para uniformização de umidade, foi realizada a pesagem do conjunto de pendões de cada parcela.

c. Em uma mostra de 20% das progênies, nas três repetições, foram avaliados individualmente dez pendões quanto aos seguintes caracteres: peso, número de ramificações primárias e comprimento.

Desse modo, com relação aos caracteres do pendão foram coletados: 1.800 dados de pesagem total das parcelas (200 progênies por população em três repetições) mais as testemunhas, sendo cada parcela constituída por vinte pendões; 10.800 dados de avaliação individual dos pendões (40 progênies por população em três repetições, com dez pendões avaliados por parcela e três caracteres por pendão: peso, número de ramificações primária e comprimento).

d. Os dados de produção de grãos foram tomados de maneira usual, isto é, pesos de espigas por parcela corrigidos para sobrevivência e umidade (dados obtidos por *SUÁREZ LEZCANO, 1976*; *TORRES SEGOVIA, 1976* e *WINKLER, 1977*).

5.2. Análise estatístico-genética

Os dados experimentais foram divididos em dois grupos. 0

grupo I foi constituído por todas as progênies de cada população e nele estudaram-se conjuntamente os caracteres peso do pendão e produção de grãos. Tais dados foram analisados, obedecendo-se ao delineamento em látice. O grupo II foi constituído por 20% das progênies de cada população e nele estudaram-se os caracteres peso do pendão, número de ramificações do pendão, comprimento do pendão e produção de grãos. Tais dados foram analisados como blocos ao acaso, visto que as progênies componentes foram obtidas através de uma amostra dos látices.

A fim de se obterem estimativas dos parâmetros genéticos e ambientais utilizados neste estudo, foram realizadas as análises de variância para todos os caracteres dos grupos I e II e as análises de covariância entre os caracteres peso do pendão e produção de grãos (Grupo I) e entre os caracteres peso e número de ramificações do pendão, peso e comprimento do pendão, número de ramificações do pendão e produção de grãos (Grupo II).

a. Análise de Variância

As análises de variância para todos os caracteres, nos dois grupos, foram realizadas de acordo com a metodologia relatada por *VENCOVSKY (1969)*, empregando-se o modelo seguinte:

$$X_{ijk} = u + p_i + b_j + e_{ij} + d_{ijk}$$

onde:

X_{ijk} é a observação feita no indivíduo k , da progênie i , no bloco j ;

u é a média geral;

p_i é o efeito da progênie i ($i = 1, 2, \dots, s$);

b_j é o efeito do bloco (ou repetição) j ($j = 1, 2, \dots, r$);

e_{ij} é o efeito da parcela ij ;

d_{ijk} é o efeito relativo ao indivíduo k da parcela ij ($k = 1, 2, \dots, n$).

Considerando-se o modelo aleatório, isto é, todos os efeitos com exceção da média geral como sendo aleatórios, tem-se as seguintes esperanças matemáticas (E):

$$E(p_i) = E(b_j) = E(e_{ij}) = E(d_{ijk}) = 0$$

$$E(p_i^2) = \sigma_p^2; E(b_j^2) = \sigma_b^2; E(e_{ij}^2) = \sigma_e^2; E(d_{ijk}^2) = \sigma_d^2$$

sendo:

σ_p^2 : variância genética entre progênies;

σ_b^2 : variância ambiental entre blocos ou repetições;

σ_e^2 : variância do erro ambiental entre parcelas dentro dos blocos;

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

As análises foram realizadas com os totais de parcelas, em lâtilice ou blocos ao acaso, obtendo-se assim as somas de quadrados e quadrados médios para repetições, progênies ajustadas e erro intra-blocos, no caso dos lâtilices, e somas de quadrados e quadrados médios para repetições, progênies e erro, no caso de blocos ao acaso. Os quadrados médios dentro de progênies (QM_d) foram obtidos independentemente, através das médias, ponderadas pelos graus de liberdade, das estimativas das variâncias individuais dentro de parcelas, ou seja:

$$QM_d = \frac{\sum_{ij} (gl)_{ij} (QM_d)_{ij}}{\sum_{ij} (gl)_{ij}} = \frac{\sum_{ij} (SQ_d)_{ij}}{\sum_{ij} (gl)_{ij}}$$

sendo:

QM_d : quadrado médio dentro de cada parcela;

SQ_d : soma de quadrados dentro de cada parcela;

gl : número de graus de liberdade dentro de cada parcela;

A análise de variância conjunta dos dois experimentos de cada população foi feita através da ponderação pelos graus de liberdade, dos quadrados médios obtidos nas análises de variância individuais de cada experimento ("pooled"). Dessa maneira, as esperanças matemáticas dos quadrados médios assim obtidos estão apresentadas na Tabela 1 (ao nível de totais de parcelas e ao nível de plantas individuais).

As estimativas das variâncias genéticas e ambientais foram obtidas ao nível de plantas. De acordo com as esperanças dos quadrados médios da Tabela 1, as estimativas da variância genética entre progênies ($\hat{\sigma}_p^2$), da variância do erro ambiental entre parcelas ($\hat{\sigma}_e^2$) e da variância fenotípica dentro de progênies ($\hat{\sigma}_d^2$) foram obtidas a partir dos quadrados médios, pelo seguinte processo, para cada população:

$$\hat{\sigma}_d^2 = Q_3$$

$$\hat{\sigma}_e^2 = (Q_2 - Q_3)/n$$

$$\hat{\sigma}_p^2 = (Q_1 - Q_2)/nr$$

Para a produção de grãos, as estimativas de $\hat{\sigma}_d^2$ e $\hat{\sigma}_e^2$ foram obtidas a partir de Q_2 , através da relação $\hat{\sigma}_d^2 = 10 \hat{\sigma}_e^2$ (GARDNER, 1961), em virtude de não se dispor de Q_3 .

Ainda, de acordo com esta metodologia, as estimativas da variância genética aditiva ($\hat{\sigma}_A^2$), da variância fenotípica entre plantas ($\hat{\sigma}_F^2$),

Tabela 1. Esperança matemática dos quadrados médios [E(Q.M.)], obtidos nas análises de variância segun do o
 vel de totais de parcelas e ao nível de plantas individuais. Milho. Piracicaba, SP, 1974/75.
 delineamento em látice ou blocos ao acaso, para os diversos caracteres estudados, ao ní-

F.V.	G.L.	Ao nível	Ao nível de plantas	F	
		Q.de totais M.	Q.M.	E(Q.M.)	
Blocos		E(Q.M.)			
Progênie	ξ_1	Q_1'	$Q_1 = Q_1'/n$	$\frac{\sigma_d^2 + n \sigma_e^2 + nr \sigma_p^2}{2}$	Q_1/Q_2
Erro	ξ_2	Q_2'	$Q_2 = Q_2'/n$	$\frac{2\sigma_e^2}{2} + n \sigma_e^2$	Q_2/Q_3
Dentro	ξ_3	-	Q_3	σ_d^2	

ξ_1, ξ_2 e ξ_3 : graus de liberdade associados às fontes de variação;
 Q_1' e Q_1 : quadrado médio entre progênie ao nível de totais e de plantas, respectivamente;
 Q_2' e Q_2 : quadrado médio do erro entre parcelas, ao nível de totais e de plantas, respectivamente;
 Q_3 : quadrado médio dentro de progênie, ao nível de plantas;
 σ_e^2 e σ_p^2 : **variância do erro ambiental entre parcelas ao nível de totais e de plantas respectivamente;**
 σ_p^2 e σ_e^2 : variância genética entre progênie ao nível de totais e de plantas, respectivamente;
 σ_d^2 : variância fenotípica entre plantas dentro de progênie;
 r : número de repetições;
 n : número de plantas por parcela.

da variância fenotípica entre médias de progênies ($\hat{\sigma}_F^2$) e do coeficiente de herdabilidade no sentido restrito e ao nível de plantas (\hat{h}^2), foram obtidas da seguinte maneira, para cada população:

$$\hat{\sigma}_A^2 = 4 \hat{\sigma}_p^2$$

$$\hat{\sigma}_F^2 = \hat{\sigma}_p^2 + \hat{\sigma}_e^2 + \hat{\sigma}_d^2$$

$$\hat{\sigma}_F^2 = \hat{\sigma}_p^2 + \hat{\sigma}_e^2/r + \hat{\sigma}_d^2/nr = Q_1/nr$$

$$\hat{h}^2 = \hat{\sigma}_A^2/\hat{\sigma}_F^2$$

b. Análise de Covariância

Os produtos médios entre os caracteres peso do pendão e produção de grãos (Grupo I), peso e número de ramificações do pendão, peso e comprimento do pendão e produção de grãos e número de ramificações do pendão (Grupo II) foram obtidos pelo método relatado por *KEMPTHORNE (1966, p. 264)*. Este método permite a obtenção das estimativas de covariância utilizando-se apenas os processos de análise de variância. Assim, inicialmente foi feita uma análise de variância da soma dos caracteres, em látice (Grupo I) ou em blocos ao acaso (Grupo II). O produto médio entre os caracteres foi obtido a partir do quadrado médio da soma dos caracteres e dos quadrados médios individuais de cada caráter da seguinte maneira, para cada fonte de variação:

	Quadrados Médios			Produtos Médios
	x	y	u	x,y
Progênies	QMP_x	QMP_y	QMP_u	$PMP_{x,y} = 1/2 (QMP_u - QMP_x - QMP_y)$
Erro	QME_x	QME_y	QME_u	$PME_{x,y} = 1/2 (QME_u - QME_x - QME_y)$

sendo:

x e y : caracteres em estudo;

u : $x + y$

QMP_x : quadrado médio entre progênies para o caráter x ;

QMP_y : quadrado médio entre progênies para o caráter y ;

QMP_u : quadrado médio entre progênies para a combinação $u =$
 $= x + y$;

QME_x : quadrado médio do erro entre parcelas para o caráter
 x ;

QME_y : quadrado médio do erro entre parcelas para o caráter
 y ;

QME_u : quadrado médio do erro entre parcelas para a combina
ção $u = x + y$;

$PMP_{x,y}$: produto médio entre progênies, entre os caracteres
 x e y ;

$PME_{x,y}$: produto médio do erro entre parcelas, entre os ca
racteres x e y .

Os produtos médios dentro de progênies foram obtidos inde
pendentemente, de maneira semelhante aos quadrados médios dentro de progê
nies, isto é, através das médias, ponderadas pelos graus de liberdade, das
estimativas das covariâncias individuais dentro de parcelas.

As análises de covariância conjuntas dos dois experimentos
de cada população foram obtidas através da ponderação pelos respectivos nú
meros de graus de liberdade, dos produtos médios obtidos nas análises indi
viduais, para cada fonte de variação.

As esperanças matemáticas dos produtos médios ao nível de

totais de parcelas (Tabela 2) são semelhantes às dos quadrados médios, substituindo-se variância (σ^2) por covariância (COV). Porém, houve necessidade de se determinar as esperanças matemáticas dos produtos médios ao nível de plantas, visto que para certos caracteres o número de indivíduos avaliados por parcela eram diferentes. Para tal utilizou-se a metodologia relatada por *PIMENTEL GOMES (s.d.)*. Dessa maneira, as esperanças matemáticas obtidas para os produtos médios, ao nível de plantas, acham-se apresentadas na Tabela 2.

De acordo com esta Tabela, as estimativas das covariâncias genéticas e fenotípicas ao nível de plantas, entre os caracteres em estudo, foram obtidas a partir dos produtos médios das análises conjuntas, da seguinte maneira, para cada população:

$$\hat{COV}_d = P_3$$

$$\hat{COV}_e = (P_2 - P_3)/n$$

$$\hat{COV}_p = (P_1 - P_2)/nr$$

$$\hat{COV}_A = 4 \hat{COV}_p$$

$$\hat{COV}_F = \hat{COV}_p + \hat{COV}_e + \hat{COV}_d$$

$$\hat{COV}_{\bar{F}} = \hat{COV}_p + \hat{COV}_e/r + \hat{COV}_d/nr = P_1/nr$$

sendo:

COV_d : covariância fenotípica entre plantas dentro de progênies;

COV_e : covariância do erro ambiental entre parcelas;

COV_p : covariância genética entre progênies;

COV_A : covariância genética aditiva;

COV_F : covariância fenotípica entre plantas;

Tabela 2. Esperança matemática dos produtos médios [E(P.M.)], obtidos nas análises de covariância segundo o delineamento em látice ou blocos ao acaso, para os diversos caracteres estudados, ao nível de totais de parcelas e ao nível de plantas individuais. Milho. Piracicaba, SP, 1974/75.

F.V.	G.L.	Ao nível de totais		Ao nível de plantas	
		P.M.	E(P.M.)	P.M.	E(P.M.)
Blocos					
Progênie	g_1	P_1	$COV_e + r COV_p$	$P_1 = P_1/m$	$COV_d + n COV_e + nr COV_p$
Erro	g_2	P_2	COV_e	$P_2 = P_2/m$	$COV_d + n COV_e$
Dentro	g_3	-	-	P_3	COV_d

g_1, g_2 e g_3 : graus de liberdade associados às fontes de variação;

P_1 e P_2 : produto médio entre progênie, ao nível de totais e de plantas, respectivamente;

P_2 e P_3 : produto médio do erro entre parcelas, ao nível de totais e de plantas,

respectivamente dentro de progênie, ao nível de plantas;

COV_p e COV_e : covariância genética entre progênie, ao nível de totais e de plantas, respectivamente;

COV_e e COV_d : covariância do erro ambiental entre parcelas, ao nível de totais e de plantas, respectivamente;

COV_d : covariância fenotípica entre plantas dentro de progênie;

r : número de repetições;

m e n : número de plantas por parcela para os dois caracteres, sendo $m \leq n$.

$COV_{\bar{F}}$: covariância fenotípica entre médias de progênes.

c. Estimação dos parâmetros genéticos e fenotípicos

As correlações genéticas, fenotípicas e ambientais entre os caracteres, foram estimadas de acordo com o procedimento relatado por *FALCONER (1964)* e *KEMPTHORNE (1966)*, ou seja:

$$r_{A(x,y)} = \frac{\hat{COV}_{A(x,y)}}{\sqrt{\hat{\sigma}_{Ax}^2 \cdot \hat{\sigma}_{Ay}^2}}$$

$$r_{F(x,y)} = \frac{\hat{COV}_{F(x,y)}}{\sqrt{\hat{\sigma}_{Fx}^2 \cdot \hat{\sigma}_{Fy}^2}}$$

$$r_{E(x,y)} = \frac{r_{Fx,y} - r_{Ax,y} \cdot \hat{h}_x \cdot \hat{h}_y}{\sqrt{(1 - \hat{h}_x^2) \cdot (1 - \hat{h}_y^2)}}$$

As correlações genéticas parciais foram estimadas de acordo com o procedimento relatado por *LI (1966)* e *STEEL e TORRIE (1960)*, que para o caso de três variáveis (coeficiente de correlação parcial de 1a. ordem), se resumem no seguinte:

$$r_{A(x,y).z} = \frac{r_{A(x,y)} - [r_{A(x,z)} \cdot r_{A(y,z)}]}{\sqrt{[1 - r_{A(x,z)}^2] [1 - r_{A(y,z)}^2]}}$$

Nas expressões anteriores, a simbologia empregada tem o seguinte significado:

$r_{A(x,y)}$ = coeficiente de correlação genética aditiva entre os caracteres x e y;

$r_{F(x,y)}$ = coeficiente de correlação fenotípica entre os caracteres x e y, entre plantas ou entre médias de progênies, substituindo-se na fórmula as estimativas obtidas entre plantas ou entre médias de progênies, respectivamente;

$r_{E(x,y)}$ = coeficiente de correlação ambiental entre os caracteres x e y, entre plantas ou entre médias de progênies;

$r_{A(x,y).z}$ = coeficiente de correlação genética aditiva parcial entre os caracteres x e y, considerando-se o caráter z como fixo.

Os ganhos esperados com seleção foram calculados a partir do procedimento relatado em *VENCOVSKY (1969)*. Para tal foram consideradas as seguintes alternativas de seleção: seleção massal e seleção entre e dentro de progênies de meios irmãos com recombinação por sementes remanescentes. Dessa maneira, os ganhos esperados com seleção foram calculados de acordo com as seguintes expressões:

$$\hat{\Delta}_{G1} = i_1 \cdot \frac{\hat{\sigma}_A^2}{\sqrt{\hat{\sigma}_p^2 + \hat{\sigma}_e^2 + \hat{\sigma}_d^2}}$$

$$\hat{\Delta}_{G2} = i_2 \cdot \frac{(1/4) \hat{\sigma}_A^2}{\sqrt{\hat{\sigma}_p^2 + \hat{\sigma}_e^2/r + \hat{\sigma}_d^2/nr}}$$

$$\hat{\Delta}_{G3} = i_3 \cdot \frac{(3/8) \hat{\sigma}_A^2}{\hat{\sigma}_d}$$

$$\hat{\Delta}_{G4} = i_4 \cdot \frac{(1/2) \hat{\sigma}_A^2}{\sqrt{\hat{\sigma}_p^2 + \hat{\sigma}_d^2}}$$

sendo:

$\hat{\Delta}_{G1}$: ganho esperado com seleção massal em ambos os sexos;

$\hat{\Delta}_{G2}$: ganho esperado com seleção entre progênies de meios irmãos, em ambos os sexos (um ciclo a cada dois anos);

- Δ_{G3} : ganho esperado com seleção massal dentro de progênies de meios irmãos, em um só sexo;
- Δ_{G4} : ganho esperado com seleção massal estratificada (para caracteres do pendão, no caso) na linha masculina do lote de recombinação;
- i : coeficiente associado a porcentagem de indivíduos selecionados. Corresponde ao diferencial de seleção, em unidades de desvio-padrão da unidade de seleção.

As respostas correlacionadas esperadas com seleção foram calculadas a partir dos procedimentos apresentados por *FALCONER (1964)* e *QUEIROZ (1969)*, ou seja:

$$RC_{1(y/x)} = i_1 \cdot \frac{C\hat{O}V_{A(x,y)}}{\sqrt{(\hat{\sigma}_p^2 + \hat{\sigma}_e^2 + \hat{\sigma}_d^2)_x}}$$

$$RC_{2(y/x)} = i_2 \cdot \frac{(1/4) C\hat{O}V_{A(x,y)}}{\sqrt{(\hat{\sigma}_p^2 + \hat{\sigma}_e^2/r + \hat{\sigma}_d^2/nr)_x}}$$

$$RC_{3(y/x)} = i_3 \cdot \frac{(3/8)C\hat{O}V_{A(x,y)}}{(\hat{\sigma}_d)_x}$$

$$RC_{4(y/x)} = i_4 \cdot \frac{(1/2)C\hat{O}V_{A(x,y)}}{\sqrt{(\hat{\sigma}_p^2 + \hat{\sigma}_d^2)_x}}$$

onde:

$RC_{(y/x)}$ é a resposta correlacionada esperada no caráter y , na unidade em que foi avaliado, por seleção praticada no caráter x ;

1, 2, 3 e 4: correspondem aos quatro esquemas de seleção considerados.

d. Determinação da precisão das estimativas obtidas

A precisão relativa das estimativas dos parâmetros foi avaliada através do erro (raiz quadrada da variância) associado às diversas estimativas. Assim, foram obtidas as estimativas das variâncias associadas às estimativas das variâncias genéticas e ambientais e coeficientes de herdabilidade, de acordo com os procedimentos de *VELLO e VENCovsky (1974)* e *BARBIN (1975)*, e também das variâncias associadas aos coeficientes de correlação genética aditiva, de acordo com o procedimento de *TALLIS (1959)*. Neste último caso também foram feitas as comparações dos coeficientes de correlação genética aditiva com zero, através de um teste t, isto é:

$$t = \frac{r_A}{\sqrt{\hat{V}_o(r_A)}}$$

onde:

$V_o(r_A)$ é a variância do coeficiente de correlação genética aditiva, admitindo-se que o verdadeiro coeficiente de correlação (ρ) é normalmente distribuído com média zero.

As fórmulas utilizadas para a estimação das variâncias das estimativas estão apresentadas no Apêndice II.

6. RESULTADOS

6.1. Análise Geral dos dados

A dedução das esperanças matemáticas dos produtos médios ao nível de plantas, obtidas através da análise de variância da soma dos caracteres, utilizando-se os totais de parcelas e com um número diferente de observações por parcela em cada caráter, está mostrada no Apêndice I. Verifica-se, após as devidas simplificações, que nas esperanças dos produtos médios a covariância fenotípica dentro de progênies fica multiplicada por um fator m , e as demais por m e n , sendo m e n o número de observações por parcela para os dois caracteres e $m \leq n$. Com base nestes resultados foram estimadas as covariâncias genéticas e ambientais, como indicado na Tabela 2.

Os valores médios por planta, obtidos para os quatro caracteres estudados nas três populações, e para os dois caracteres avaliados nas testemunhas, são apresentados na Tabela 3. Observa-se que as populações pouco melhoradas, os dois compostos, apresentaram em média pendões mais pesados (7,3 g e 7,3 g) que as populações já melhoradas, isto é, a va

riedade Centralmex e as testemunhas (6,6 g e 6,2 g, respectivamente). Para a produção de grãos ocorreu o inverso, pois enquanto os compostos apresentaram produções médias de 121,8g e 124,8 g por planta, a variedade Centralmex e testemunhas apresentaram produções médias de 135,6 g e 142,1 g por planta, respectivamente. Nota-se que os dois compostos diferiram pouco entre si quanto a estes dois caracteres, ocorrendo maiores diferenças entre os compostos e as populações melhoradas.

Por outro lado, quanto ao número de ramificações e ao comprimento do pendão, o Composto Dentado Branco e a variedade Centralmex foram mais semelhantes (18,1 ramificações e 18,7 ramificações por planta, respectivamente; 65,5 cm e 65,5 cm por planta, respectivamente), enquanto que o Composto Flint Branco foi o que mais diferiu dos demais quanto a tais caracteres (22,4 ramificações por planta e 63,2 cm por planta, respectivamente).

A eficiência obtida para os seis látices triplos 10 X 10 sobre blocos casualizados (COCHRAN e COX, 1957), para os caracteres peso do pendão e produção de grãos (Grupo I) em geral não foi alta (102,9% a 116,0%), com excessão de um caso (144,6%), indicando a necessidade de ajuste dos dados neste último caso. Independentemente desta magnitude, porém, todos os experimentos foram analisados obedecendo-se ao delineamento em látice, ou seja, foram feitos todos os ajustamentos necessários.

Os coeficientes de variação experimental obtidos nas análises conjuntas dos dois experimentos, em látice ou blocos ao acaso (Tabela 4), oscilaram entre 3,4% a 10,1% para os caracteres do pendão, considerados baixos em experimentação agrícola (PIMENTEL GOMES, 1973). Para a produção

de grãos oscilou entre 12,6% a 18,0%, classificados como médios em experimentação agrícola.

Os quadrados médios obtidos para os quatro caracteres em estudo e os produtos médios entre eles acham-se apresentados nas Tabelas 5 e 6, para os grupos I (análise como látice de todas as progênes ensaiadas) e II (análise como blocos ao acaso de 20% das progênes). Para a produção de grãos não se dispunha dos quadrados médios dentro de progênes e consequentemente dos produtos médios dentro de progênes relacionados a este caráter.

Observa-se na Tabela 5 que praticamente para todos os caracteres do pendão (peso, número de ramificações e comprimento) detectaram-se diferenças estatísticas altamente significativas entre progênes, nas três populações, indicando a existência de variabilidade genética considerável para estes caracteres, o mesmo ocorrendo para a produção de grãos no Composto Flint Branco e na variedade Centralmex. Entretanto, para o Composto Dentado Branco, não se detectaram diferenças estatísticas significativas entre progênes para a produção de grãos, no nível convencional de probabilidade (95%), o que indica a existência de menor variação genética para este caráter nesta população, não detectável com a precisão desses experimentos.

6.2. Estimativas de parâmetros genéticos e fenotípicos e progressos esperados com seleção

As estimativas das variâncias genéticas, ambientais e fenotípicas obtidas a partir dos quadrados médios para os caracteres peso do

pendão, produção de grãos, número de ramificações do pendão e comprimento do pendão, nos grupos I e II, acham-se apresentadas nas Tabelas 7 a 10 para as três populações.

Observa-se que para o peso do pendão as populações diferem pouco quanto à variância genética aditiva presente (Tabela 7). Porém, para a produção de grãos e o número de ramificações elas são bem diferentes, sendo o Composto Dentado Branco geneticamente mais homogêneo e a variedade Centralmex geneticamente mais heterogênea (Tabelas 8 e 9). Nota-se inclusive que o Composto Dentado Branco apresenta, em relação às outras populações, uma estimativa bem menor para a variância genética aditiva para a produção de grãos. Quanto ao comprimento do pendão ocorre o inverso, isto é, a variedade Centralmex é geneticamente mais homogênea e o Composto Dentado Branco é geneticamente mais heterogêneo (Tabela 10).

As estimativas das covariâncias genéticas, ambientais e fenotípicas entre os caracteres peso do pendão e produção de grãos (Grupo I), produção de grãos e número de ramificações do pendão, peso e número de ramificações do pendão e peso e comprimento do pendão (Grupo II), acham-se apresentadas nas Tabelas 11 a 14. Pelas razões já expostas, nos casos onde a produção de grãos tomou parte não foi possível obterem-se estimativas da covariância do erro ambiental entre parcelas e da covariância fenotípica dentro de progênies, isoladamente.

Na Tabela 15 são apresentadas as estimativas dos coeficientes de herdabilidade no sentido restrito e ao nível de plantas para os quatro caracteres estudados nas três populações. Quanto à magnitude, observa-se que para os caracteres do pendão estes são relativamente altos, em mé-

dia para as três populações, 36,1%, 45,8% e 28,8%, respectivamente para o peso, número de ramificações e comprimento, indicando, portanto, que a variação genética aditiva contribui com uma boa porção para a variação fenotípica total nestes caracteres. Nota-se, entretanto, que existem variações entre as três populações quanto a estes coeficientes, considerando-se um mesmo caráter.

Como geralmente ocorre, a produção de grãos apresentou coeficientes de herdabilidade mais baixos, em média, 6,1% para as três populações. Verifica-se porém que este foi mais baixo no Composto Dentado Branco (2,2%). Conforme já tinha sido verificado anteriormente (Tabelas 5 a 8), o Composto Dentado Branco apresenta, em relação às demais populações, pouca variância genética aditiva para a produção de grãos.

As estimativas dos coeficientes de correlação genética aditiva, correlação fenotípica e correlação ambiental acham-se apresentadas nas Tabelas 16 a 19. As estimativas dos coeficientes de correlação fenotípica e ambiental foram obtidas entre plantas (r_F e r_E). Porém, nos casos onde a produção de grãos tomou parte só foi possível obterem-se tais coeficientes entre médias de progênies (\bar{r}_F e \bar{r}_E), por não se dispor da covariância fenotípica dentro de progênies.

Observa-se que embora não tenham sido obtidas significâncias para os coeficientes de correlação genética aditiva entre o peso do pendão e a produção de grãos (Tabela 16) no nível convencional de probabilidade (95%), tais caracteres apresentam uma tendência de serem negativamente correlacionados, sendo esta correlação de baixa magnitude ($\bar{r}_A = -0,143$). Por outro lado, obtiveram-se estimativas de magnitudes relati-

vamente altas e significativas para os coeficientes de correlação genética aditiva entre a produção de grãos e o número de ramificações do pendão ($\bar{r}_A = -0,650^{**}$) e entre o peso e o número de ramificações do pendão ($\bar{r}_A = 0,477^{**}$), conforme pode ser verificado nas Tabelas 17 e 18. Para os caracteres peso e comprimento do pendão as estimativas de tais coeficientes variaram muito entre as três populações (Tabela 19) e, além disso, apresentaram baixa precisão, não sendo possível generalizar a associação genética entre os mesmos.

Para os casos onde os caracteres apresentaram correlação genética aditiva negativa, isto é, entre o peso do pendão e a produção de grãos e entre a produção de grãos e o número de ramificações do pendão, verifica-se que os coeficientes de correlação fenotípica apresentaram magnitudes inferiores aos coeficientes de correlação genética aditiva. Conforme pode ser verificado, porém (Tabelas 16 e 17), isto provavelmente é consequência da correlação ambiental positiva, isto é, a correlação genética é negativa e a ambiental positiva, o que tende a anular a correlação fenotípica.

Os coeficientes de correlação genética aditiva totais e parciais de 1a. ordem, considerando-se os caracteres peso do pendão, produção de grãos e número de ramificações do pendão acham-se apresentados na Tabela 20. Verifica-se que entre o peso do pendão e a produção de grãos os coeficientes de correlação genética aditiva totais são bem diferentes dos parciais (em média, $-0,143$ e $+0,250$, respectivamente), isto é, a correlação genética aditiva entre tais caracteres assume um valor bem diferente quando se elimina a influência da variação de um terceiro caráter, no caso, o número de ramificações. O mesmo não ocorre entre o peso e o número de ra

mificações do pendão e entre a produção de grãos e o número de ramificações do pendão, em que os coeficientes de correlação genética aditiva totais e parciais são bem semelhantes. Isso vem a indicar que o peso do pendão somente apresenta uma certa correlação negativa com a produção de grãos devido à influência do número de ramificações, isto é, pelo fato de ser positivamente correlacionado ao número de ramificações.

Em vista da correlação genética aditiva entre o número de ramificações do pendão e a produção de grãos ser alta e negativa, os progressos esperados com seleção nessas populações foram calculados considerando-se seleção para aumento da produção de grãos e para diminuição do número de ramificações do pendão (Tabela 21) em diversas combinações.

Observa-se pelo esquema 1 desta tabela, que com seleção massal de 20% em ambos os sexos para o número de ramificações esperam-se ganhos relativamente altos neste caráter (-15,83% em média, por geração), associados a uma resposta correlacionada relativamente alta na produção de grãos (em média, 7,92% por geração), indicando, portanto, que a seleção massal nesse caráter deve ser eficiente para melhorar a produção de grãos. Pelo esquema 2, observa-se que o método de seleção entre (20%) e dentro (10%) de progênies de meios irmãos para a produção de grãos deve diminuir o número de ramificações de maneira relativamente mais lenta (em média, -3,46% por geração). Acrescentando-se a este método uma seleção massal pouco intensa (50%) na linha masculina do lote de recombinação para o número de ramificações (esquema 3), espera-se na produção de grãos um ganho aproximadamente 40% superior ao esperado com seleção para produção de grãos somente (4,01% contra 2,89%). Nota-se também nesta tabela, que os esquemas de seleção em que se dá maior ênfase para o número de ramifica-

ções (esquemas 1 e 4) devem acarretar os maiores ganhos na produção de grãos.

6.3. Coeficientes de variação das estimativas de parâmetros genéticos e fenotípicos

As estimativas dos desvios-padrões associados às estimativas dos diversos parâmetros estão apresentadas juntamente com estas, nas tabelas correspondentes, em valor absoluto e em porcentagem das estimativas (coeficientes de variação).

No caso das variâncias, tais estimativas foram obtidas apenas para as estimativas primárias, isto é, variância genética entre progênies ($\hat{\sigma}_p^2$), variância do erro ambiental entre parcelas ($\hat{\sigma}_e^2$) e variância fenotípica dentro de progênies ($\hat{\sigma}_d^2$). As demais estimativas de variância são derivadas destas estimativas primárias. Para o caso particular da produção de grãos não foram obtidas as estimativas dos desvios padrões associados às estimativas da variância do erro ambiental entre parcelas, da variância fenotípica dentro de progênies e do coeficiente de herdabilidade, por não se dispor do quadrado médio dentro de progênies.

Inicialmente observa-se para os caracteres peso do pendão e produção de grãos (Tabela 7 e 8), que os erros associados às estimativas do Grupo I são bem menores que os erros associados às estimativas do Grupo II, para um mesmo caráter. Isso indica, portanto, que as estimativas obtidas a partir de um número maior de observações são mais precisas.

Verifica-se também, dentro de cada grupo, que as estimativas da variância genética entre progênies para os caracteres do pendão

(Tabelas 7, 9 e 10) apresentam erros menores que as da produção de grãos (Tabela 8), embora esta última tenha sido avaliada em um número maior de plantas dentro de cada grupo (para a produção de grãos a parcela era constituída por 50 plantas). Além disso, para o Composto Dentado Branco as estimativas da variância genética entre progênes apresentaram erros muito grandes (os coeficientes de variação foram de 89,1% no Grupo I e 173,4% no Grupo II). Tem-se que considerar, entretanto, que a magnitude da estimativa da variância genética entre progênes para este caráter nesta população foi bem menor que nas outras. Nestas, os coeficientes de variação das estimativas das variâncias genéticas entre progênes oscilaram em torno de 30% no Grupo I e entre 50% a 60% no Grupo II. Para os caracteres do pendão os coeficientes de variação de tais estimativas oscilaram em torno de 10% no grupo I, e em torno de 30% no Grupo II, com excessão de um caso (56,8%).

As estimativas da variância fenotípica dentro de progênes apresentaram erros menores (4,3%). O mesmo não ocorreu com as estimativas da variância do erro ambiental entre parcelas, que apresentaram em certos casos erros muito grandes, superiores mesmo às próprias estimativas (coeficiente de variação acima de 100%). É o caso observado para os caracteres peso do pendão e número de ramificações do pendão no Grupo II (Tabelas 7 e 9). Observa-se porém que em tais casos a estimativa da variância do erro ambiental entre parcelas ou tem magnitude muito baixa ou é negativa, conforme pode ser verificado pela comparação com a estimativa da variância fenotípica dentro de progênes correspondente.

Para os coeficientes de herdabilidade (Tabela 15), verifica-se que as estimativas do grupo I são mais precisas que as estimativas do

grupo II, de maneira semelhante ao que ocorreu com as estimativas de variâncias. No geral, os coeficientes de variação não excederam 30,0%, com exceção de dois casos (36,0% e 55,8%).

Quanto aos coeficientes de correlação genética aditiva (Tabelas 16 a 19), verifica-se que às estimativas de menor magnitude estão associados erros relativamente maiores, isto é, que estas têm menor precisão. Verifica-se também que tais estimativas apresentam erros relativamente grandes, e que no geral, para um dada combinação de caracteres não existem muitas diferenças entre as populações. Tal fato pode ser melhor verificado, tomando-se o intervalo de confiança de tais coeficientes ($r_A \pm 2s$), onde verifica-se que êstes se sobrepõem em grande parte. Devido a isso foram estimados os coeficientes de correlação médios, através de uma análise conjunta das três populações, principalmente com o intuito de obterem-se estimativas mais precisas. Com isso está se admitindo, portanto, que os valores individuais das correlações estimam um mesmo parâmetro.

Neste caso também são apresentados juntamente nestas tabelas os valores de "t", para verificar se os coeficientes de correlação genética aditiva diferem de zero. A significância destes está colocada entre parênteses, em virtude da metodologia utilizada (TALLIS, 1959) não fornecer o número de graus de liberdade necessário para se testar tais valores. Os valores de "t" obtidos, porém, facilitaram a colocação de tais significâncias, pois no geral ou foram altos (acima de 2,0), ou baixos (próximos de 1,0), de modo que foi possível se colocar uma significância provável, com boa segurança, conforme pode ser verificado pela Tabela III de FISHER e YATES (1971). Com base nisso, pode-se verificar que no geral obteve-se significância para os coeficientes de correlação genética aditi-

va entre os caracteres produção de grãos e número de ramificações do pendão e entre os caracteres peso e número de ramificações do pendão. Os demais não foram significativos.

Observa-se também que os coeficientes de correlação fenotípica entre médias de progênies entre os caracteres peso do pendão e produção de grãos (Tabela 16) e entre os caracteres produção de grãos e número de ramificações (Tabela 17) no geral não foram significativos, de acordo com a Tabela VII de *FISHER e YATES (1971)*.

7. DISCUSSÃO

7.1. Parâmetros genéticos e fenotípicos

Os valores relativamente altos, estimados para os coeficientes de herdabilidade no sentido restrito e ao nível de plantas, em média para as três populações, 36,1%, 45,8% e 28,8%, respectivamente para o peso, número de ramificações e comprimento do pendão, indicam que uma boa porção da variação fenotípica existente para estes caracteres, nessas populações, é devida a causas genéticas, mais precisamente devido à variância genética diretamente aproveitável na seleção.

Embora não façam menção sobre o peso e o comprimento, *MOCK e SCHUETZ (1974)* obtiveram uma estimativa do coeficiente de herdabilidade entre plantas de magnitude semelhante, isto é, aproximadamente 50,0% para o número de ramificações. Tais fatos indicam que o melhoramento para tais caracteres pode ser conseguido através de métodos relativamente mais simples como a seleção massal, enquanto o melhoramento da produção de grãos exige métodos mais sofisticados, devido à baixa herdabilidade deste caráter (em média 6,1% no presente trabalho).

Porém, conforme BURTON (1952)^{7/} relata, a herdabilidade indica apenas o grau de eficiência da seleção de genótipos com base no comportamento fenotípico, mas não dá uma idéia da quantidade de variação existente e conseqüentemente do progresso esperado com seleção. Devido a isso, este autor sugere a utilização conjunta do coeficiente de variação genética ($CV_g\% = 100 \hat{\sigma}_p / \bar{X}$). Pode-se assim comparar a variabilidade genética de diferentes populações e diferentes caracteres, bem como se ter uma idéia do progresso esperado com seleção, visto que este é uma função do coeficiente de variação genética, coeficiente de herdabilidade e diferencial de seleção em unidades do desvio padrão da unidade de seleção (i).

Em média para as três populações os coeficientes de variação genética foram: 9,4%, 8,3% e 2,5%, respectivamente, para o peso, número de ramificações e comprimento do pendão, enquanto que para a produção de grãos foi de 5,5%. É importante ressaltar que para este último, o coeficiente de variação genética raramente excede 10,0% (em média está em torno de 7,0% para os experimentos realizados no Departamento de Genética em Piracicaba, SP), de modo que coeficientes de variação genética acima de 10,0% são considerados altos para este caráter. Portanto, pode-se dizer que os caracteres peso e número de ramificações são geneticamente bem variáveis, enquanto que o comprimento tem pouca variação genética.

Entretanto, considerando-se que os coeficientes de variação experimental geralmente diferem com os diferentes caracteres e nas diferentes condições, VENCOVSKY (1975)^{8/} sugere a comparação da variabilidade das populações através da quantidade relativa da variação genética entre progê

^{7/} citado por HERBERT *et alii*, 1955

^{8/} Relatório de viagem apresentado à FAPESP.

gênes, medida pelo índice b . Este índice corresponde ao quociente entre o coeficiente de variação genética (CV_g) e o coeficiente de variação experimental (CV_e), isto é, $b = CV_g / CV_e$. Pode-se perceber que dessa maneira a média do caráter não influi nas comparações. *SILVA e LONNQUIST (1969)* utilizaram um procedimento semelhante na comparação da variação genética em diferentes ciclos de seleção.

Para a produção de grãos este índice está, em média, em torno de 0,45 para os experimentos conduzidos no Departamento de Genética em Piracicaba, SP, raramente excedendo 0,70. Em tais situações, tem-se conseguido progressos com seleção na produção de grãos.

No presente trabalho obtiveram-se, em média para as três populações, os seguintes índices b : 1,12, 1,08 e 0,71, respectivamente para o peso, número de ramificações e comprimento do pendão, enquanto que para a produção de grãos foi de 0,37. Isto mostra, portanto, que a quantidade relativa da variação genética entre progênes para os caracteres do pendão é bem superior à da produção de grãos, sendo mais do que o dobro no caso do peso e do número de ramificações, em relação ao índice médio da produção de grãos (0,45).

Estes fatos apresentados, em conjunto, tornam claro que o melhoramento para o peso e o número de ramificações do pendão é possível, e que o mesmo pode ser conseguido por métodos simples de melhoramento como a seleção massal. Para o comprimento do pendão, devido ao baixo coeficiente de variação genética, o progresso com seleção deverá ser evidentemente bem menor que nos outros caracteres, considerando-se uma mesma intensidade de seleção.

Entretanto, como o objetivo do presente trabalho não é a verificação das possibilidades de melhoramento do pendão per se mas sim o melhoramento da eficiência da planta em relação a este órgão, a produção de grãos deve ser considerada conjuntamente, a fim de se verificar o sentido da seleção nos caracteres do pendão, de modo a melhorar a eficiência da planta. A este respeito, tem-se que considerar os coeficientes de correlação genética aditiva negativos entre o peso do pendão e a produção de grãos e entre o número de ramificações do pendão e a produção de grãos. Tais coeficientes indicam que as plantas de milho mais eficientes na produção de grãos devem ter pendões menores (*BUREN e ANDERSON, 1970; MOCK e BUREN, 1972; BUREN et alii, 1974*), e que portanto deve-se selecionar para diminuir o peso e o número de ramificações. Quanto ao comprimento do pendão, os resultados do presente trabalho não permitiram nenhuma generalização a este respeito.

Porém, tem-se que considerar que os coeficientes de correlação genética aditiva entre o peso do pendão e a produção de grãos foram baixos ($\bar{r}_A = -0,143$), indicando apenas uma ligeira associação entre os mesmos, nas condições desses experimentos, isto é, densidade de 50.000 plantas por hectare e condições ambientais normais. Conforme a literatura tem mostrado, porém, a associação entre tais caracteres tem se manifestado principalmente em condições altamente competitivas, como ocorre em altas densidades. De fato, *BUREN e ANDERSON (1970)* e *MOCK e BUREN (1972)* constataram uma associação bastante evidente entre maiores produções e pendões menores (avaliado através do peso seco), somente em altas densidades populacionais (98.800 plantas/ha). Nesta mesma densidade, *BUREN et alii (1974)* detectaram correlações fenotípicas altas entre o peso seco do pendão e a produção de grãos ($r_F = -0,80^{**}$) e entre o peso seco do pendão e o número

de plantas sem espiga ($r_F = +0,74^{***}$), em uma série dialélica entre linhagens tolerantes e não tolerantes a altas densidades populacionais.

É de se esperar, portanto, que se o presente trabalho tivesse sido conduzido em condições de maior competição entre as plantas, como por exemplo altas densidades populacionais, tal associação teria se manifestado mais fortemente. Tem-se que considerar, porém, que entre as diferentes populações essa associação está se verificando, pois as populações que apresentaram em média menores produções, os compostos, tiveram pendões mais pesados, ao contrário da variedade Centralmex e testemunhas que tiveram em média maiores produções e pendões mais leves.

Por outro lado, o número de ramificações do pendão foi altamente correlacionado à produção de grãos ($r_A = -0,650^{**}$) nas condições desses experimentos. Além disso, os coeficientes de correlação genética aditiva parciais, considerando-se o peso do pendão, a produção de grãos e o número de ramificações do pendão, indicam que o caráter primário negativamente correlacionado à produção de grãos é o número de ramificações. Em contraposição, a correlação negativa entre o peso do pendão e a produção de grãos é consequência da correlação positiva entre o peso e o número de ramificações do pendão. Devido a isso, eliminando-se a influência do número de ramificações, o peso do pendão passa a ter correlação positiva com a produção de grãos.

Embora não sejam esclarecidas as razões desta correlação genética negativa, os resultados aqui apresentados concordam com as duas hipóteses existentes para explicar a influência negativa do pendão sobre a produção de grãos, ou, pelo menos, não conflita com nenhuma delas: a da com

petição para nutrientes entre o pendão e a espiga (GROGAN, 1956; CHINWUBA *et alii*, 1961) e a do sombreamento causado pelos pendões (DUNCAN *et alii*, 1967; HUNTER *et alii*, 1969). Pela primeira hipótese, a menor quantidade de ramificações deve estar diretamente relacionada a uma menor quantidade de pólen e, conseqüentemente, a uma menor competição para nutrientes. Por outro lado, as ramificações são as partes mais diretamente responsáveis pelo sombreamento, o que é compatível com a segunda hipótese. Conforme a maioria dos autores concorda, porém, o fator primário diretamente responsável pela influência negativa do pendão é a competição para nutrientes, sendo o sombreamento apenas um fator secundário.

Por outro lado, o peso dimensiona o pendão como um todo, incluindo não só as partes reprodutivas mas também vegetativas (haste principal), etc.), o que explica, em parte, a menor correlação obtida.

Embora não existam referências na literatura quanto à correlação genética entre a produção de grãos e o número de ramificações, os resultados do presente trabalho podem ser amparados pelas correlações obtidas entre a produção de grãos e a prolificidade. Sabe-se que a prolificidade, isto é, a capacidade da planta produzir mais de uma espiga, é um caráter altamente correlacionado à produção de grãos (LONNQUIST, 1967). ROBINSON *et alii* (1951) e SUBANDI e COMPTON (1974) estimaram correlações genéticas positivas entre tais caracteres, em torno de 0,60 a 0,80 e, portanto, semelhantes em magnitude à correlação genética obtida no presente trabalho, entre o número de ramificações e a produção de grãos (-0,65). Conforme foi ressaltado, o número de ramificações também deve dar uma idéia da prolificidade, avaliada do lado masculino. Evidentemente, neste caso a correlação é negativa, o que é perfeitamente explicável, de acordo com a

literatura.

É importante ressaltar, porém, que no presente trabalho não foi feita uma avaliação perfeita do número de ramificações, visto que só foram avaliadas as ramificações primárias e não as secundárias. Com uma avaliação mais completa das ramificações as inferências poderiam ser mais amplas e provavelmente mais precisas. Além disso, em vista desses resultados, um estudo semelhante com avaliação direta da quantidade de pólen produzida seria interessante. Tem-se que considerar, entretanto, que avaliar diretamente a produção de pólen é tecnicamente muito difícil para trabalhos realizados em condições de campo.

7.2. Progressos esperados com seleção

Conforme a literatura indica e os resultados do presente trabalho deixam claro, o tamanho do pendão é um dos componentes da eficiência da planta de milho e portanto deve-se praticar seleção para diminuição do mesmo, a fim de se melhorar a eficiência da planta na produção de grãos. Tem-se que considerar, porém, que este objetivo deverá ser mais facilmente atingido por seleção no número de ramificações, devido à alta herdabilidade deste e principalmente à alta correlação genética com a produção de grãos. De acordo com *FALCONER (1964)*, o progresso em um caráter por seleção em outro (resposta correlacionada) é uma função direta da correlação genética entre ambos e da herdabilidade do caráter no qual a seleção é praticada. Além disso, de acordo com este autor, a seleção indireta através de um caráter X pode ser inclusive mais eficiente para o melhoramento de outro caráter Y que a seleção direta em Y, se X tiver uma herdabilidade substancialmente maior e a correlação genética entre os dois for alta, is-

to é, se:

$$r_{A(X,Y)} \cdot h_X > h_Y$$

onde $r_{A(X,Y)}$ é a correlação genética aditiva entre X e Y, e h_X e h_Y correspondem à raiz quadrada dos coeficientes de herdabilidade de X e Y, respectivamente.

Esta relação realmente se verifica entre o número de ramificações (X) e a produção de grãos (Y), indicando portanto, que nas condições desses experimentos, o melhoramento da produção de grãos pode ser mais eficientemente conseguido por seleção indireta através do número de ramificações do pendão. O mesmo não ocorre entre o peso do pendão e a produção de grãos, devido à correlação genética entre ambos ser baixa, de modo que a seleção através do peso do pendão deve resultar em uma mudança muito pequena na produção de grãos.

Além deste aspecto, o número de ramificações apresenta uma grande vantagem de ordem prática sobre os demais, que é a maior facilidade de avaliação (MOCK e SCHUETZ, 1974). Conforme estes autores ressaltam, com um pouco de experiência é fácil avaliar tal caráter visualmente, sem que haja necessidade de remoção do pendão, prática essa necessária na avaliação dos outros dois (peso e comprimento).

Em vista destes fatos, torna-se claro que o número de ramificações é, de fato, o caráter mais adequado do pendão para se praticar seleção visando o melhoramento da eficiência da planta de milho nas condições desses experimentos. Tal fato pode ser comprovado através dos progressos esperados com seleção, que mostram de forma bem clara o ganho que pode ser conseguido na produção de grãos por seleção visando a diminuição

do número de ramificações. Pelas razões já expostas, a própria seleção massal pode ser eficiente no melhoramento deste caráter e, conseqüentemente, da produção de grãos. Assim por exemplo com seleção massal de 20% em ambos os sexos, para diminuição do número de ramificações, espera-se um ganho médio nessas populações de 7,92% por geração na produção de grãos, ganho este relativamente alto para este caráter, dificilmente conseguido em tais condições por seleção massal direta no mesmo.

LONNQUIST (1967) obteve em cinco gerações um ganho médio de 6,28% por geração na produção de grãos, praticando seleção massal para prolificidade (intensidade de 5%). Em condições semelhantes, verificou que a seleção massal direta na produção de grãos acarretou um ganho de aproximadamente 3,80% por geração. Conforme este autor relata, a seleção para prolificidade foi mais eficiente para melhorar a produção de grãos devido à maior herdabilidade daquele caráter e também devido à maior intensidade de seleção aplicada ao mesmo. Evidentemente, conforme já foi relatado, tais caracteres são geneticamente correlacionados, sendo tal correlação de magnitude relativamente alta.

Porém, conforme *FALCONER (1964)* aponta, em tais situações o maior progresso deverá ser conseguido quando o caráter desejado e o secundário forem utilizados em combinação na seleção. A possibilidade de se selecionar eficientemente para o número de ramificações por seleção massal facilita a combinação da seleção para o mesmo aos métodos usuais de melhoramento para produção de grãos. Assim, combinando-se a seleção para o número de ramificações ao método da seleção entre e dentro de progênies de meios irmãos para produção de grãos nessas populações, isto é, eliminando-se 50% dos pendões mais ramificados antes da polinização na linha masculini

na do lote de recombinação, espera-se um ganho médio na produção de grãos por geração aproximadamente 40% superior ao esperado com este método, com seleção para produção de grãos somente. Nota-se, portanto, que uma seleção pouco intensa no número de ramificações deve acarretar um aumento considerável na produção de grãos.

Entretanto, tem-se que considerar que a diferença entre os dois métodos, no que diz respeito ao ganho, deve ser provavelmente maior do que aquela obtida através dos ganhos esperados (aproximadamente 40%). Isto porque na obtenção dos ganhos esperados com seleção considera-se que todas as plantas contribuem igualmente com descendentes para a geração seguinte. Porém, as plantas com pendões maiores (mais ramificados) e portanto em média menos eficientes na produção de grãos, devem deixar um número maior de descendentes devido à maior quantidade de pólen produzida. Evidentemente este fator atua em sentido contrário ao progresso, de modo que a estimativa média do ganho esperado com seleção entre e dentro de progênies de meios irmãos para produção de grãos (2,89% por geração) está provavelmente super estimada. Por outro lado, no outro esquema em que se acrescenta a este método a seleção para o pendão, a estimativa média do ganho esperado (4,01% por geração) tem certamente um grau bem menor de super estimação.

Este problema não é específico a este método de seleção. Percebe-se facilmente que a polinização não equitativa é um fator contrário ao progresso em qualquer esquema de seleção. Devido a isso é que provavelmente há casos onde, praticando-se seleção, não se obtêm progressos, embora os valores dos ganhos esperados sejam promissores. Provavelmente es

te é um dos fatores responsáveis pela ineficiência da seleção massal no melhoramento de caracteres de baixa herdabilidade como a produção de grãos, isto é, o pequeno ganho que poderia ser obtido seria compensado por fatores como polinização não equitativa, entre outros.

Tal fato serve para reforçar ainda mais a necessidade de se praticar seleção também para o pendão. Além disso, a fim de se evitar os problemas de polinização não equitativa, ou pelo menos diminuir bastante esta possibilidade, a seleção para o número de ramificações deve ser praticada em ambos os sexos, isto é, a eliminação dos pendões mais ramificados deve ser feita imediatamente após o surgimento destes, antes que haja o desprendimento dos grãos de pólen.

Evidentemente existem inúmeras maneiras de se praticar seleção para o número de ramificações ou combinar a seleção para este aos métodos usuais de seleção para produção de grãos. No presente trabalho aventaram-se algumas possibilidades. Entretanto, não se pretende com isso comparar os diferentes métodos quanto ao progresso esperado, visto que foram consideradas intensidades de seleção variáveis, de acordo com as limitações de cada método, mas sim mostrar que de um ou outro modo a seleção para o número de ramificações deve acarretar ganhos na produção de grãos.

A mudança sugerida no método da seleção entre e dentro de progênies de meios irmãos, isto é, praticar-se também seleção massal na linha masculina para o número de ramificações, parece ser uma alternativa bastante adequada. Isso porque não há nenhuma mudança técnica no método de melhoramento quanto ao sistema de instalação. Há apenas um melhor aproveitamento do mesmo, através da seleção para o número de ramificações an-

tes da polinização, que deve traduzir-se em ganhos na produção de grãos. Além disso, sabe-se que o método da seleção entre e dentro de progênes de meios irmãos é um método bastante eficiente no melhoramento do milho (*PATERNIANI, 1968*), o que reforça a validade de seu aprimoramento. De maneira semelhante, esta modificação poderia ser introduzida no método da seleção entre e dentro de progênes de irmãos germanos.

Poder-se-ia também associar a seleção massal para o número de ramificações à seleção massal para produção de grãos. Neste caso poderia ser adotado o seguinte procedimento: seleção massal para o número de ramificações não muito intensa na época da emergência do pendão, com posterior seleção massal para produção de grãos e outras características (tipo de planta, etc.), na época da colheita.

No presente trabalho considerou-se também um esquema de seleção entre progênes de meios irmãos para o número de ramificações, associado à seleção dentro de progênes de meios irmãos para produção de grãos e à seleção massal estratificada na linha masculina para o número de ramificações. De acordo com os ganhos esperados este esquema parece ser promissor para melhorar a produção de grãos, mas do ponto de vista prático talvez não seja viável. Isso porque, a contagem do número de ramificações dos pendões de todas as progênes, como foi feito no presente trabalho, não seria viável, pelo fato de ser bastante demorado. Uma alternativa possível seria avaliar o mérito das progênes quanto ao número de ramificações, por notas dadas através do exame das mesmas no campo. Porém, de acordo com *PATERNIANI (informação pessoal)*, é um tanto difícil discriminar as progênes através de avaliação visual usando progênes de meios irmãos. Talvez isso fosse possível com progênes S_1 , por exemplo, onde há maior dife-

renciação entre as mesmas.

Tem-se que considerar entretanto que os progressos esperados foram obtidos com base em uma avaliação perfeita do número de ramificações primárias, através da contagem destas em cada pendão. Conforme foi ressaltado, o mais viável é selecionar para este caráter visualmente (*MOCK e SCHUETZ, 1974*) e provavelmente a avaliação visual não será tão eficiente quanto à contagem. Devido a isso, os progressos a serem obtidos por seleção no número de ramificações deverão ser um pouco menores do que os progressos esperados indicam.

Além desse aspecto, em todos os esquemas considerados, a eliminação dos pendões mais ramificados deve ser realizada logo após a sua emergência, antes que haja o desprendimento dos grãos de pólen. Isso exige um exame constante do campo e uma certa habilidade do melhorista. Devido a isso, os problemas decorrentes da avaliação não correta devem se somar aos problemas decorrentes da eliminação dos pendões após o tempo adequado, de modo que os progressos a serem obtidos com seleção devem ser menores ainda do que indicam os progressos esperados, principalmente quando se considera o esquema 1, em que a seleção é praticada somente no número de ramificações.

Apesar destes problemas, tem-se que considerar que a seleção para o número de ramificações através da avaliação visual deverá dar bons resultados, devido principalmente a alta herdabilidade deste caráter, conforme salientam *EL-LAKANY e RUSSEL (1971)*.

Outro aspecto importante a ser considerado é o da intensidade de seleção a ser aplicada ao número de ramificações. Evidentemente, a

eliminação dos pendões mais ramificados não pode ser muito drástica, a fim de se manter o suprimento de pólen. Assim, por exemplo, para a seleção massal comum considerou-se uma intensidade de 20% na obtenção dos ganhos esperados com seleção, que evidentemente tem que ser melhor verificada na prática.

Além disso, no método da seleção entre e dentro de progênies de meios irmãos, uma seleção muito intensa na linha masculina pode ser prejudicial, por diminuir o tamanho efetivo populacional e impedir que haja uma recombinação adequada. Neste método, normalmente é colocado no campo uma proporção de três linhas femininas, que constituem as progênies de meios irmãos, para uma linha masculina, que é constituída por uma mistura de sementes da população. Devido a isso, considerou-se uma intensidade de seleção de 50% que, evidentemente, também tem que ser melhor verificada na prática. Uma maneira de se contornar em parte tais problemas, neste caso, é mudar a proporção, isto é, aumentar o número de linhas masculinas à medida em que se aumente a intensidade de seleção para o número de ramificações.

7.3. Precisão experimental e das estimativas

Obtiveram-se coeficientes de variação experimental baixos para os caracteres do pendão e médios para a produção de grãos, de acordo com a classificação de *PIMENTEL GOMES (1973)*. Embora não existam referências na literatura quanto aos caracteres do pendão para que se possam comparar tais coeficientes, sabe-se que para caracteres de alta herdabilidade os coeficientes de variação experimental são normalmente mais baixos, con-

forme ocorreu nesses experimentos.

Para a produção de grãos, os coeficientes de variação experimental obtidos (entre 12,5% e 18,0%) indicam uma precisão experimental satisfatória. Tais coeficientes se encontram em torno da média obtida para os coeficientes de variação experimental nas nossas condições para este caráter. Além disso, experimentos com coeficientes de variação experimental abaixo de 15,0% para a produção de grãos já são considerados como de boa precisão experimental nas nossas condições.

A literatura não é muito vasta no que tange à precisão de estimativas, de modo que nada se pode afirmar categoricamente quanto à precisão das estimativas obtidas. Sabe-se que às estimativas obtidas através dos componentes de variância (variâncias, herdabilidades, correlações genéticas, etc.) estão associados erros relativamente altos em grande parte dos casos (*BOGYO, 1964; BARBIN e PIMENTEL GOMES, 1971; GORDON et alii, 1972; VELLO e VENCovsky, 1974*). Os coeficientes de variação maiores obtidos para as estimativas do grupo II em relação às do grupo I para um mesmo caráter, mostram de forma bem clara a necessidade de se ter um número adequado de observações, a fim de se obterem estimativas mais precisas e, portanto, mais representativas dos parâmetros (*BOGYO, 1964*).

Analogamente, os coeficientes de variação relativamente maiores, obtidos para as estimativas da variância genética entre progênies para a produção de grãos dentro de cada grupo, evidenciam de forma bem clara que para caracteres de baixa herdabilidade é necessário um número maior de observações a fim de se obterem estimativas da variância genética com a precisão desejável (*BOGYO, 1964*). Em outras palavras, o valor de uma esti

mativa também afeta a magnitude do erro a ela associado, esperando-se erros maiores para as estimativas de parâmetros menores (VELLO e VENCovsky, 1974).

Os coeficientes de herdabilidade apresentaram coeficientes de variação semelhantes às estimativas das variâncias genéticas entre progênies correspondentes. BOGYO (1964) admite, arbitrariamente, um coeficiente de variação em torno de 25,0% como aceitável para o coeficiente de herdabilidade, ao passo que os coeficientes de variação obtidos por diversos autores no geral são mais altos, acima de 30,0% (GORDON *et alii*, 1972; VELLO e VENCovsky, 1974; BARBIN, 1969). BARBIN (1969) obteve um coeficiente de variação de 41,3% para o coeficiente de herdabilidade, que admite como relativamente baixo frente aos resultados obtidos na literatura. Portanto, em vista destes resultados, pode-se admitir que, com algumas excessões, no geral obtiveram-se estimativas de variância genética entre progênies e coeficientes de herdabilidade com precisão relativamente boa, principalmente para os caracteres do pendão.

É importante ressaltar que os coeficientes de variação mais baixos (4,3%) obtidos para as estimativas da variância fenotípica dentro de progênies ($\hat{\sigma}_d^2$), se devem ao fato de as mesmas as referirem a uma variância fenotípica e, portanto, obtidas diretamente dos quadrados médios, e não através dos componentes de variância. Por outro lado, os coeficientes de variação relativamente altos obtidos em certos casos, principalmente para as estimativas da variação ambiental entre parcelas ($\hat{\sigma}_e^2$), são, provavelmente, consequência de baixa magnitude de tais variâncias, isto é, tais valores estimam parâmetros muito pequenos ou nulos, tornando difícil uma estimação precisa, conforme evidenciam BOGYO (1964) e VELLO e VENCovsky

(1974).

Aos coeficientes de correlação genética aditiva estimados através dos componentes de variância e covariância também estão associados coeficientes de variação altos, tornando-se difícil a detecção de significância quando a correlação entre os caracteres é baixa. Assim, em todos os casos onde foram detectadas significâncias, os coeficientes de correlação genética aditiva tinham magnitude relativamente altas e os coeficientes de variação correspondentes eram relativamente menores, de acordo com o que evidenciam *VELLO e VENCovsky (1974)*.

Devido a isso é que provavelmente não se obteve significância para os coeficientes de correlação genética aditiva entre o peso do pendão e a produção de grãos. Tem-se que considerar, entretanto, que a não significância não implica necessariamente na nulidade do parâmetro, visto que a sua detecção está condicionada à precisão experimental e também ao nível de probabilidade considerado (95% no caso). Além disso, tem-se que considerar que embora não significativos, tais coeficientes apresentaram mesmo sentido e magnitude semelhante nas três populações, mostrando uma tendência de serem negativos, mas de baixa magnitude. É importante ressaltar também que tais coeficientes foram estimados a partir de um número maior de observações (Grupo I), o que reforça a validade das estimativas obtidas.

Entretanto, o mesmo não se pode afirmar a respeito dos coeficientes de correlação genética aditiva entre o peso e o comprimento do pendão. Embora não significativos também, tais coeficientes apresentaram magnitude e sentido variáveis nas três populações, não mostrando nenhuma

tendência geral.

Em vista disso, torna-se oportuno considerar aqui os problemas relacionados com a avaliação do comprimento do pendão, o que provavelmente contribuiu para a menor precisão das estimativas obtidas. A avaliação deste tornou-se um tanto difícil, devido principalmente ao fato de as extremidades dos pendões se quebrarem muito facilmente mesmo antes da coleta. Consequentemente, a avaliação deste caráter não deve ter sido muito precisa, e devido a esta e a outras razões, o mesmo não se mostrou adequado para os propósitos do presente trabalho.

8. CONCLUSÕES

Os resultados obtidos no presente trabalho permitiram apontar as seguintes conclusões:

a. Os caracteres do pendão apresentam coeficientes de herdabilidade variando de médios a relativamente altos, sendo estes, em média para o Composto Dentado Branco, Composto Flint Branco e variedade Central-mex, iguais a 36,1%, 45,8% e 28,8%, respectivamente para o peso, número de ramificações e comprimento. Tais estimativas indicam que a seleção fenotípica pode ser eficiente no melhoramento de tais caracteres. Este fato, associado a coeficientes de variação genética relativamente altos para o peso e número de ramificações, indicam boas possibilidades de alteração na média destas populações por seleção nestes caracteres. Por outro lado, o coeficiente de variação genética relativamente mais baixo para o comprimento do pendão indica menores possibilidades de alteração na média destas populações quanto a este caráter.

b. Os caracteres peso e número de ramificações do pendão foram negativamente correlacionados à produção de grãos. Entretanto, o número

ro de ramificações apresentou um coeficiente de correlação genética aditiva alto e significativo com a produção de grãos ($r_A = -0,650^{**}$, em média para as três populações), ao passo que o peso do pendão apresentou um coeficiente de correlação genética aditiva baixo e não significativo com a produção de grãos ($r_A = -0,143$, em média para as três populações). Por outro lado, os coeficientes de correlação fenotípica entre médias de progênies correspondentes foram mais baixos (nulo entre os caracteres peso do pendão e produção de grãos), devido à correlação ambiental positiva.

c. Os coeficientes de correlação genética aditiva parciais indicam que o caráter primário negativamente correlacionado à produção de grãos é o número de ramificações do pendão, enquanto que o peso do pendão só apresenta correlação genética negativa com a produção de grãos devido à influência do número de ramificações, isto é, pelo fato de ser positivamente correlacionado ao número de ramificações ($r_A = +0,477$, em média para as três populações).

d. Em vista desses resultados, conclui-se que o tamanho do pendão é um dos componentes da eficiência da planta de milho e que o melhor indicador desta característica é o número de ramificações. Estes fatos, associados às facilidades práticas de seleção para o número de ramificações através da avaliação visual, sem necessidade de remoção do pendão, tornam claro que o mesmo é, de fato, o caráter mais adequado para se praticar seleção visando o melhoramento da eficiência da planta.

e. O coeficiente de herdabilidade relativamente alto do número de ramificações associado à correlação genética alta e negativa com a produção de grãos indicam também que, nas condições desses experimentos, a

seleção para diminuição do número de ramificações pode ser mais eficiente para melhorar a produção de grãos que a seleção direta neste caráter. Assim, com seleção massal de 20% em ambos os sexos para redução do número de ramificações espera-se, em média para as três populações, um ganho de aproximadamente 7,9% na produção de grãos.

f. A introdução da seleção para o número de ramificações no método da seleção entre e dentro de progênies de meios irmãos para a produção de grãos deve melhorar a eficiência do mesmo. Nas condições em que este método é normalmente utilizado (20% de seleção entre progênies e 10% de seleção dentro de progênies, para produção de grãos), a introdução da seleção para diminuição do número de ramificações, praticada na linha masculina do lote de recombinação numa intensidade de 50%, deve acarretar, em média para as três populações, um ganho na produção de grãos aproximadamente 40% superior ao que deve ser obtido com seleção para produção de grãos somente. A introdução da seleção para o número de ramificações em outros esquemas seletivos torna-se assim recomendável, sempre que possível.

g. As conclusões concernentes ao presente trabalho ficam sujeitas a alterações devido à precisão das estimativas. Ficam também restritas às populações e às condições ambientais utilizadas.

9. SUMMARY

The objective of the present research was the study of tassel characters (weight, length and number of branches) in maize and their relationship with plant efficiency for grain yield.

Material used comprises half sib families from each of the following populations: Composto Dentado Branco, Composto Flint Branco and variety Centralmex. Such progenies were evaluated in yield trials in 10 x 10 lattices with three replications in 1974/75.

After the most intense phase of the pollination period, a sample of tassels was collected from each plot and evaluated for the following traits: weight, number of first branches and length. At harvest time, data were taken for grain yield.

Analysis of variance and covariance were performed and the following parameters were estimated: coefficient of heritability for the individual traits and additive genetic correlation and phenotypic correlation for combinations of the studied traits. Direct and correlated

response from selection were calculated using variance and covariance estimates.

Estimates of heritability coefficients were of high magnitude, i.e., 36.1%, 45.8% and 28.8% on the average for weight, number of branches and length of tassel, respectively. The relatively high values for heritabilities indicate that phenotypic selection can be quite effective for such characters.

Estimates of additive genetic correlation showed to be negative for tassel weight and grain yield ($r_A = -0.143$) and for number of branches in the tassel and grain yield ($r_A = -0.650$). However, estimates of partial additive genetic correlation indicated that number of branches is primarily correlated with grain yield and that the negative correlation between tassel weight and grain yield results from the positive correlation between number of branches and tassel weight ($r_A = 0.477$).

Direct and correlated response from selection indicates that selection toward the decrease of number of branches in the tassel probably leads to significant increase in grain yield. Such a selection can be easily and effectively performed in the field because this trait can be evaluated visually without the need of tassel removal, and also due to its relatively high heritability.

10. LITERATURA CITADA

ANDERSON, I.C., 1967. Plant characteristics that affect yield.

Proceedings of the 22th. Annual Hybrid Corn Industry-Research Conference. Washington, 22: 71-73.

BARBIN, D., 1969. A herdabilidade do peso aos dezoito meses do gado Canchim. Piracicaba, ESALQ/USP, 67 p. (Tese de Doutorado).

BARBIN, D. e F. PIMENTEL GOMES, 1971. Variância do coeficiente de herdabilidade obtido a partir de análise de variância segundo o modelo de blocos incompletos. *Ciência e Cultura.* São Paulo, 23: 80-83.

BARBIN, D., (1975). Variância e covariância dos componentes de variância no modelo de classificação hierárquica. Publicação didática do Departamento de Matemática e Estatística, ESALQ/USP. Piracicaba, 8 p. (mimeografado).

BARRIGA BEZANILLA, G.P., 1971. A eficiência de alguns cultivares de milho (*Zea mays* L.) na produção de grãos. Piracicaba, ESALQ/USP, 84 p. (Dissertação de Mestrado).

- BOGYO, T.P., 1964. Coefficients of variation of heritability estimates obtained from variance analysis. *Biometrics*. Raleigh, 20: 122-129.
- BORGESON, C., 1943. Methods of detasseling and yield of hybrid seed corn. *Agronomy Journal*. Madison, 35: 919-922.
- BRUCE, R.R., J.O. SANFORD e D.L. MYHRE, 1966. Soil water and nitrogen influence on growth and fruiting of a cytoplasmic male-sterile corn hybrid and its fertile counterpart. *Agronomy Journal*. Madison, 58: 631-634.
- BUREN, L.L. e I.C. ANDERSON, 1970. Plant characteristics associated with barrenness in corn. *Agronomy Abstracts*, 47 (apud *Plant Breeding Abstracts*. Cambridge, 42: 7587).
- BUREN, L.L., J.J. MOCK e I.C. ANDERSON, 1974. Morphological and physiological traits in maize associated with tolerance to high plant density. *Crop Science*. Madison, 14: 426-429.
- CHINWUBA, P.M., C.O. GROGAN e M.S. ZUBER, 1961. Interation of detasseling, sterility and spacing of maize hybrids. *Crop Science*. Madison, 1: 279-280.
- COCHRAN, W.G. e G.M. COX, 1957. *Experimental designs*. 2a. ed. New York, John Wiley and Sons. 611 p.
- CRISWELL, J.G., D.J. HUME e J.W. TANNER, 1974. Effect of cytoplasmic male sterility on accumulation and translocation of ¹⁴C-labelled assimilates in corn. *Crop Science*. Madison, 14: 252-254.

- DONALD, C.M., 1968. The breeding of crop ideotypes. *Euphytica*. Wageningen, 17: 385-403.
- DUNCAN, W.G., W.A. WILLIAMS e R.S. LOOMIS, 1967. Tassels and the productivity of maize. *Crop Science*. Madison, 7: 37-39.
- DUNGAN, G.H. e C.M. WOODWORTH, 1939. Loss resulting from pulling leaves with the tassels in detasseling corn. *Agronomy Journal*. Madison, 31: 872-875.
- DUVICK, D.N., 1958. Yield and other agronomic characteristics of cytoplasmically pollen sterile corn hybrids, compared to their normal counterparts. *Agronomy Journal*. Madison, 50: 121-125.
- EL-LAKANY, M.A. e W.A. RUSSEL, 1971. Effectiveness of selection in successive generations of maize inbred progenies for improvement of hybrid yield. *Crop Science*. Madison, 11: 703-706.
- FALCONER, D.S., 1964. *Introduction to quantitative genetics*. 3 a. imp. New York, The Ronald Press Company. 365 p.
- FISHER, R.A. e F. YATES, 1971. *Tabelas estatísticas para pesquisa em biologia, medicina e agricultura*. São Paulo, Editora Polígono S/A. 150 p. (Tradução do idioma inglês para o português por S.L. HAIM).
- GALVÃO, J.D. e E. PATERNIANI, 1973. Comportamento comparativo entre o milho Piranão e milhos normais em diferentes densidades de semeadura e níveis de nitrogênio. In: Relatório Científico do Departamento e Instituto de Genética, ESALQ/USP. Piracicaba, nº 7, p. 50-61).

- GARDNER, C.O., 1961. An evaluation of effects of mass selection and seed irradiation with thermal neutrons on yield of corn. *Crop Science*. Madison, 1: 241-245.
- GORDON, I.L., D.E. BITH e L.N. BALAAM, 1972. Variance of heritability ratios estimated from phenotypic variance components. *Biometrics*. Raleigh, 28: 401-415.
- GROGAN, C.O., 1956. Detasseling responses in corn. *Agronomy Journal*. Madison, 48: 247-249.
- GROGAN, C.O., P. SARVELLA, J.O. SANFORD e H.V. JORDAN, 1965. Influence of cytoplasmic male sterility on dry matter accumulation in maize (*Zea mays* L.). *Crop Science*. Madison, 5: 365-367.
- HERBERT, W.J., H.F. ROBINSON e R.E. COMSTOCK, 1955. Estimates of genetic and environmental variability in soybeans. *Agronomy Journal*. Madison, 47, 314:318.
- HUNTER, R.B., T.B. DAYNARD, D.J. HUME, J.W. TANNER, J.D. CURTIS e L.W. KANNENBERG, 1969. Effect of tassel removal on grain yield of corn (*Zea mays* L.). *Crop Science*. Madison, 9: 405-406.
- HUNTER, R.B., C.G. MORTIMORE e L.W. KANNENBERG, 1973. Inbred maize performance following tassel and leaf removal. *Agronomy Journal*. Madison, 65: 471-472.
- JOSEPHSON, L.M. e H.C. KINCER, 1962. Effects of male-sterile cytoplasm on yields and other agronomic characteristics of corn inbreds and hybrids. *Crop Science*. Madison, 2: 41-43.

- KEMPTHORNE, O., 1966. *An introduction to genetic statistics*. 3a. imp. New York, John Wiley & Sons. 545 p.
- KIESSELBACH, T.A., 1945. The detasseling hazard of hybrid seed corn production. *Agronomy Journal*. Madison, 37: 806-811.
- LEONARD, W.A. e T.A. KIESSELBACH, 1932. The effect of the removal of tassels on the yield of corn. *Agronomy Journal*. Madison, 24: 514-516.
- LI, C.C., 1966. *Population genetics*. 5a. imp. Chicago, The University of Chicago Press. 366 p.
- LONNQUIST, J.H., 1967. Mass selection for prolificacy in maize. *Der Zuchter*. Berlin, 37: 185-188.
- MOCK, J.J. e L.L. BUREN, 1972. Classification of maize (*Zea mays* L.) inbreds for population tolerance by general combining ability. *Iowa State Journal of Science*. Ames, 46: 395-404.
- MOCK, J.J. e S.H. SCHUETZ, 1974. Inheritance of tassel branch number in maize. *Crop Science*. Madison, 14: 885-888.
- MOCK, J.J. e R.B. PEARCE, 1975. An ideotype of maize. *Euphytica*. Wageningen, 24: 613-623.
- MOSS, D.N. e R.B. MUSGRAVE, 1971. Photosynthesis and crop production. *Advances in Agronomy*. New York, 23: 317-334.
- PATERNIANI, E., 1968. Avaliação do método de seleção entre e dentro de famílias de meios irmãos no melhoramento do milho (*Zea mays* L.). Piracicaba, ESALQ/USP, 92 p. (Tese de Cátedra).

PATERNIANI, E., 1973. Origem e comportamento do milho Piranão. In: Relatório Científico do Departamento e Instituto de Genética, ESALQ/USP. Piracicaba, nº 7, p. 148-160.

PATERNIANI, E. e A.C. STORT, 1974. Effective maize pollen dispersal in the field. *Euphytica*. Wageningen, 23: 129-134.

PENDLETON, J.W., 1968. Light relationships and corn plant geometry. *Proceedings of the 23th. Annual Corn and Sorghum Research Conference*. Washington, 23: 91-96.

PIMENTEL GOMES, F., (s.d.). Componentes de variância. Publicação didática do Departamento de Matemática e Estatística, ESALQ/USP. Piracicaba, 29 p. (Mimeografado).

PIMENTEL GOMES, F., 1973. *Curso de Estatística Experimental*. 5a. imp. São Paulo, Livraria Nobel S/A. 430 p.

QUEIROZ, M.A., 1969. Correlações genéticas e fenotípicas em progênies de meios irmãos de milho (*Zea mays* L.) e suas implicações no melhoramento. Piracicaba, ESALQ/USP, 71 p. (Dissertação de Mestrado).

ROBINSON, H.F., R.E. COMSTOCK e P.H. HARVEY, 1951. Genotypic and phenotypic correlations in corn and their implications in selection. *Agronomy Journal*. Madison, 43: 282-287.

ROGERS, J.S. e J.R. EDWARDSON, 1952. The utilization of cytoplasmic male-sterile inbreds in the production of corn hybrids. *Agronomy Journal*. Madison, 44: 8-13.

- SANFORD, J.O., C.O. GROGAN, H.V. JORDAN e P.A. SARVELLA, 1965. Influence of male-sterility on nitrogen utilization in corn, *Zea mays* L. *Agronomy Journal*. Madison, 57: 580-583.
- SILVA, W.J. e J.H. LONNQUIST, 1968. Genetic variances in populations developed from full-sib and S_1 testcross progeny selection in an open-pollinated variety of maize. *Crop Science*. Madison, 8: 201-204.
- STEEL, R.G.D. e J.H. TORRIE, 1960. *Principles and procedures of statistics*. New York, McGraw-Hill Book Company. 481 p.
- SUAREZ LEZCANO, R., 1976. Seleção entre e dentro de famílias de meios irmãos no milho (*Zea mays* L.) Composto Flint Branco. Piracicaba, ESALQ/USP, 52 p. (Dissertação de Mestrado).
- SUBANDI e W.A. COMPTON, 1974. 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 - 159.
- TALLIS, G.M., 1959. Sampling errors of genetic correlation coefficients calculated from analyses of variance and covariance. *Australian Journal of Statistics*. (s.l.), 1: 35-43.
- TORRES SEGOVIA, R., 1976. Seis ciclos de seleção entre e dentro de famílias de meios irmãos no milho (*Zea mays* L.) Centralmex. Piracicaba ESALQ/USP, 98 p. (Tese de Doutorado).
- VELLO, N.A. e R. VENCOVSKY, 1974. Variâncias associadas às estimativas de variâncias genéticas e coeficientes de herdabilidade. In: Relatório

Científico do Departamento e Instituto de Genética, ESALQ/USP. Piracicaba, nº 8, p. 238-248.

VENCOVSKY, R., 1969. Genética Quantitativa. In: KERR, W.E., org. *Melhoramento e Genética*. São Paulo, Edições Melhoramentos. p. 17-38.

WINKLER, E.I.G., 1977. Seleção entre e dentro de famílias de meios irmãos no milho (*Zea mays* L.) Composto Dentado Branco. Piracicaba, ESALQ/USP, 54 p. (Dissertação de Mestrado).

WITTWER, S.H., 1974. Maximum production capacity of food crops. *BioScience*. Washington, 24: 216-224.

ZINSLY, J.R. e R. VENCOVSKY, 1971. Arquitetura da Planta. In: Relatório Científico do Departamento e Instituto de Genética, ESALQ/USP. Piracicaba, nº 5, p. 229-232.

TABELAS DE RESULTADOS

Tabela 3. Valores médios, obtidos para os caracteres peso do pendão (PP), produção de grãos (PG), número de ramificações do pendão (NR) e comprimento do pendão (CP), para as três populações estudadas, nos dois grupos e testemunhas. Milho. Piracicaba, SP, 1974/75.

População	Grupo I		Grupo II			
	PP	PG	PP	PG	NR	CP
C.Dent. Branco	7,3	121,8	7,6	123,4	18,1	65,5
C. Flint Branco	7,3	124,8	7,4	120,2	22,4	63,2
Var. Centralmex	6,6	135,6	6,7	134,4	18,7	65,5
Testemunhas (H-7974 e Ag-152)	6,2	142,1	-	-	-	-
Unidade ⁺	g/pl.	g/pl.	g/pl.	g/pl.	ram./pl	cm/pl.

+: g/pl.: gramas por planta; ram./pl.: ramificações por planta; cm/pl.: centímetros por planta.

Tabela 4. Coeficientes de variação experimental (C.V.%), obtidos através das análises conjuntas de dois experimentos de cada população, para os caracteres peso do pendão (PP), produção de grãos (PG), número de ramificações do pendão (NR) e comprimento do pendão (CP), nos dois grupos. Milho. Piracicaba, SP, 1974/75.

População	Grupo I		Grupo II			
	PP	PG	PP	PG	NR	CP
C.Dent. Branco	8,8	16,4	9,9	17,1	7,4	3,4
C. Flint Branco	8,1	12,6	10,1	13,5	7,0	3,5
Var. Centralmex	8,4	15,3	9,8	18,0	8,7	3,8

Grupo I: Estimativas obtidas a partir de todas as progêneses ensaiadas;

Grupo II: Estimativas obtidas a partir de 20% das progêneses ensaiadas.

Tabela 5. Valores e significâncias dos quadrados médios ao nível de plantas, obtidos nas análises conjuntas dos dois experimentos de cada população, para os quatro caracteres, nos dois grupos. Miiho. Piracicaba, SP, 1974/75.

F.V.	G.L.	Grupo I		Grupo II			
		Peso do Pendão	(1) Prod. de Graos	Peso do (1) Pendão	Prod. de Graos	Nº Ramificações	Comp. do Pendão
Composto Dentado Branco							
Progenies	g ₁	31,9776**	0,023074 ^{ns}	26,0770**	0,026344 ^{ns}	67,0070**	164,0077**
Erro	g ₂	8,1170**	0,019972	5,5499 ^{ns}	0,022368	18,2483 ^{ns}	48,3494**
Dentro	g ₃	5,6608	-	5,6608	-	19,6944	31,4508
Composto Flint Branco							
Progenies	g ₁	33,8072**	0,019402**	15,3563**	0,023094*	103,7354**	128,5210**
Erro	g ₂	7,0126**	0,012256	5,5715*	0,013100	24,5682 ^{ns}	49,9169**
Dentro	g ₃	4,2159	-	4,2159	-	21,3559	30,6859
Variedade Centralmex							
Progenies	g ₁	34,2416**	0,033014**	12,7331**	0,047356*	140,7568**	104,8457*
Erro	g ₂	6,0517**	0,021448	4,3126 ^{ns}	0,029398	26,5174*	60,2454**
Dentro	g ₃	3,5347	-	3,5347	-	19,6269	35,3295

Grupo I : Análise como látice de todas as progenies: g₁ = 198; g₂ = 342; g₃ = 1.080.
 Grupo II: Análise como blocos ao acaso de 20% das progenies: g₁ = 38; g₂ = 76; g₃ = 1.080.

ns : não significativo;

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

1: g/planta; 2: kg/planta; 3: n°/planta; 4: cm/planta.

Tabela 6. Produtos médios ao nível de plantas, obtidos nas análises conjuntas de dois experimentos de cada população, entre combinações dos seguintes caracteres: peso do pendão (PP), produção de grãos (PG), número de ramificações do pendão (NR) e comprimento do pendão (CP), nos dois grupos. Milho. Piracicaba, SP, 1974/75.

F.V.	G.L.	Grupo I		Grupo II		
		PP	x PG	PP x NR	PG x NR	PP x CP
Composto Dentado Branco						
Progênes	g_1	0,043383		21,8570	-0,607079	15,2091
Erro	g_2	0,125688		4,3482	-0,113627	8,7310
Dentro	g_3	-		6,0367	-	6,1494
Composto Flint Branco						
Progênes	g_1	0,025755		16,0574	-1,172898	-1,5471
Erro	g_2	0,089768		4,9097	0,104291	7,5775
Dentro	g_3	-		5,1717	-	4,7871
Variedade Centralmex						
Progênes	g_1	-0,101633		22,7257	-1,392595	-1,3270
Erro	g_2	0,049303		5,1738	0,877958	8,5254
Dentro	g_3	-		4,3135	-	5,3198

Grupo I : Análise como látice de todas as progênes:

$$g_1 = 198, \quad g_2 = 342 \quad e \quad g_3 = 1.080$$

Grupo II: Análise como blocos ao acaso de 20% das progênes:

$$g_1 = 38, \quad g_2 = 76 \quad e \quad g_3 = 1.080$$

Tabela 7. Estimativas, obtidas ao nível de plantas (g/planta) para o peso do pendão, da variância genética entre progênies ($\hat{\sigma}_p^2$), variância do erro ambiental entre parcelas ($\hat{\sigma}_e^2$), variância fenotípica dentro de progênies ($\hat{\sigma}_d^2$), variância genética aditiva entre plantas ($\hat{\sigma}_A^2$), variância fenotípica entre plantas ($\hat{\sigma}_F^2$) e entre médias de progênies ($\hat{\sigma}_E^2$), juntamente com os respectivos desvios-padrões, em valor absoluto e em porcentagem das estimativas correspondentes (CV%). Grupos I e II. Milho. Piracicaba, SP, 1974/75.

	Grupo	Composto Dentado Branco	Composto Flint Branco	Variiedade Centralmex
$\hat{\sigma}_p^2$	I	0,3977 ± 0,0543 (13,7%)	0,4466 ± 0,0570 (12,8%)	0,4698 ± 0,0576 (12,3%)
	II	0,6842 ± 0,1966 (28,7%)	0,3262 ± 0,1183 (36,3%)	0,2807 ± 0,0988 (34,8%)
$\hat{\sigma}_e^2$	I	0,1228 ± 0,0333 (27,1%)	0,1398 ± 0,0282 (20,2%)	0,1258 ± 0,0243 (19,3%)
	II	-0,0111 ± 0,0921 (829,7%)	0,1356 ± 0,0910 (67,1%)	0,0778 ± 0,0707 (90,9%)
$\hat{\sigma}_d^2$	I	5,6608 ± 0,2434 (4,3%)	4,2159 ± 0,1813 (4,3%)	3,5347 ± 0,1520 (4,3%)
	II	5,6608 ± 0,2434 (4,3%)	4,2159 ± 0,1813 (4,3%)	3,5347 ± 0,1520 (4,3%)
$\hat{\sigma}_A^2$	I	1,5907	1,7863	1,8793
	II	2,7368	1,3048	1,1228
$\hat{\sigma}_F^2$	I	6,1813	4,8023	4,1304
	II	6,3339	4,6777	3,8932
$\hat{\sigma}_E^2$	I	0,5330	0,5634	0,5707
	II	0,8692	0,5119	0,4244

Grupo I : Estimativas obtidas a partir de todas as progênies ensaiadas;

Grupo II: Estimativas obtidas a partir de 20% das progênies ensaiadas.

Tabela 8. Estimativas, obtidas ao nível de plantas (g/planta) para a produção de grãos, de variância genética entre progênies ($\hat{\sigma}_g^2$), variância do erro ambiental entre parcelas ($\hat{\sigma}_e^2$), variância fenotípica dentro de progênies ($\hat{\sigma}_d^2$), variância genética aditiva entre plantas ($\hat{\sigma}_A^2$), variância fenotípica entre plantas ($\hat{\sigma}_F^2$), e entre médias de progênies ($\hat{\sigma}_F^2$), juntamente com os respectivos desvios-padrões, em valor absoluto e em porcentagem das estimativas correspondentes (CV%). Grupos I e II. Milho. Piracicaba, SP, 1974/75.

Grupo	Composto Dentado Branco	Composto Flint Branco	Variiedade Centralmex
$\hat{\sigma}_p^2$	20,680 ± 18,431 (89,1%) 26,507 ± 45,961 (173,4%)	47,640 ± 14,357 (30,1%) 66,627 ± 34,427 (51,7%)	77,107 ± 24,562 (31,9%) 119,720 ± 77,256 (64,5%)
$\hat{\sigma}_e^2$	I 332,867 II 372,800	204,267 218,333	357,467 489,967
$\hat{\sigma}_d^2$	I 3.328,667 II 3.728,000	2.042,667 2.183,333	3.574,667 4.899,667
$\hat{\sigma}_A^2$	I 82,720 II 106,027	190,560 266,507	308,427 478,880
$\hat{\sigma}_F^2$	I 3.682,213 II 4.127,307	2.294,573 2.468,293	4.009,240 5.509,354
$\hat{\sigma}_F^2$	I 153,827 II 175,627	129,347 153,960	220,093 315,707

Grupo I : Estimativas obtidas a partir de todas as progênies ensaiadas; Grupo II: Estimativas obtidas a partir de 20% das progênies ensaiadas.

Tabela 9. Estimativas, obtidas ao nível de plantas (ram/planta) para o número de ramificações do pendão, da variância genética entre progênies ($\hat{\sigma}_p^2$), variância do erro ambiental entre parcelas ($\hat{\sigma}^2$), variância fenotípica dentro de progênies ($\hat{\sigma}_d^2$), variância genética aditiva entre plantas ($\hat{\sigma}_A^2$), variância fenotípica entre plantas ($\hat{\sigma}_F^2$) e entre médias de progênies ($\hat{\sigma}_F^2$) juntamente com os respectivos desvios-padrões, em valor absoluto e em porcentagem das estimativas correspondentes (CV%). Grupo II. Milho. Piracicaba, SP, 1974/75.

	Composto Dentado Branco	Composto Flint Branco	Varietade Centralmex
$\hat{\sigma}_p^2$	1,6253 ± 0,5088 (31,3%)	2,6389 ± 0,7842 (29,7%)	3,8080 ± 1,0586 (27,8%)
$\hat{\sigma}_e^2$	-0,1446 ± 0,3042 (210,4%)	0,3212 ± 0,4040 (125,8%)	0,6891 ± 0,4329 (62,8%)
$\hat{\sigma}_d^2$	19,6944 ± 0,8467 (4,3%)	21,3559 ± 0,9182 (4,3%)	19,6269 ± 0,8438 (4,3%)
$\hat{\sigma}_A^2$	6,5012	10,5556	15,2320
$\hat{\sigma}_F^2$	21,1751	24,3160	24,1240
$\hat{\sigma}_F^2$	2,2336	3,4578	4,6919

Grupo II: Estimativas obtidas a partir de 20% das progênies ensaiadas,

Tabela 10. Estimativas obtidas ao nível de plantas (cm/planta) para o comprimento do pendão, da variância genética entre progênies ($\hat{\sigma}_p^2$), variância do erro ambiental entre parcelas ($\hat{\sigma}_e^2$), variância fenotípica dentro de progênies ($\hat{\sigma}_d^2$), variância genética aditiva entre plantas ($\hat{\sigma}_A^2$), variância fenotípica entre plantas ($\hat{\sigma}_F^2$) e entre médias de progênies ($\hat{\sigma}_F^2$), juntamente com os respectivos desvios-padrões, em valor absoluto e em porcentagem das estimativas correspondentes (CV%).

Grupo II. Milho. Piracicaba, SP, 1974/75.

	Composto Dentado Branco	Composto Flint Branco	Varietade Centralmex
$\hat{\sigma}_p^2$	3,8553 ± 1,2494	2,6201 ± 0,9943 (37,9%)	1,4867 ± 0,8459 (56,8%)
$\hat{\sigma}_e^2$	(32,4%) 1,6899 ± 0,7859	1,9231 ± 0,8101 (42,1%)	2,4916 ± 0,9766 (39,2%)
$\hat{\sigma}_d^2$	3(48,50%) ± 1,3522 (4,3%)	30,6859 ± 1,3193 (4,3%)	35,3295 ± 1,5189 (4,3%)
$\hat{\sigma}_A^2$	15,4212	10,4804	5,9468 39,3078
$\hat{\sigma}_F^2$	36,9960	35,2291	
$\hat{\sigma}_F^2$	5,4669	4,2840	3,4949

Grupo II: Estimativas obtidas a partir de 20% das progênies ensaiadas.

Tabela 11. Estimativas obtidas ao nível de plantas, para as covariâncias entre os caracteres peso do pendão e produção de grãos. Grupo I. Milho. Piracicaba, SP, 1974/75.

	Comp. Dent. Branco	Comp. Flint Branco	Var. Centralmex
\hat{COV}_p	-0,5487	-0,4268	-1,0062
\hat{COV}_A	-2,1948	-1,7072	-4,0248
$\hat{COV}_{\bar{F}}$	0,2892	0,1717	-0,6776
\hat{COV}'_e	$0,2514 \times 10^4$	$0,1795 \times 10^4$	$0,0986 \times 10^4$

Tabela 12. Estimativas, obtidas ao nível de plantas, para as covariâncias entre os caracteres produção de grãos e número de ramificações do pendão. Grupo II. Milho. Piracicaba, SP, 1974/75.

	Comp. Dent. Branco	Comp. Flint Branco	Var. Centralmex
\hat{COV}_p	-3,2897	-8,5146	-15,1370
\hat{COV}_A	-13,1588	-34,0584	-60,5480
$\hat{COV}_{\bar{F}}$	-4,0472	-7,8193	-9,2839
\hat{COV}'_e	$-1,1363 \times 10^3$	$1,0429 \times 10^3$	$8,7796 \times 10^3$

COV_p : covariância genética entre progênes;

COV_A : covariância genética aditiva entre plantas;

$COV_{\bar{F}}$: covariância fenotípica entre médias de progênes;

COV'_e : covariância do erro ambiental entre parcelas, ao nível de totais de parcelas. Corresponde a $20 (COV_D + 50 COV_e)$ na Tabela 11 e a

$10 (COV_D + 50 COV_e)$ na Tabela 12.

Tabela 13. Estimativas, obtidas ao nível de plantas, para as covariâncias entre os caracteres peso do pendão e número de ramificações do pendão. Grupo II. Milho. Piracicaba, SP, 1974/75.

	Comp. Dent. Branco	Comp. Flint Branco	Var. Centralmex
\hat{COV}_p	0,5836	0,3716	0,5851
\hat{COV}_e	-0,1689	-0,0262	0,0860
\hat{COV}_d	6,0367	5,1717	4,3135
\hat{COV}_A	2,3344	1,4864	2,3404
\hat{COV}_F	6,4514	5,5171	4,9848

Tabela 14. Estimativas, obtidas ao nível de plantas, para as covariâncias entre os caracteres peso do pendão e comprimento do pendão. Grupo II. Milho. Piracicaba, SP, 1974/75.

	Comp. Dent. Branco	Comp. Flint Branco	Var. Centralmex
\hat{COV}_p	0,2159	-0,3042	-0,3284
\hat{COV}_e	0,2582	0,2790	0,3206
\hat{COV}_d	6,1494	4,7871	5,3198
\hat{COV}_A	0,8636	-1,2158	-1,3136
\hat{COV}_F	6,6235	4,7619	5,3120

COV_p : covariância genética entre progênies;

COV_e : covariância do erro ambiental entre parcelas;

COV_d : covariância fenotípica dentro de progênies;

COV_A : covariância genética aditiva entre plantas;

COV_F : covariância fenotípica entre plantas.

Tabela 15. Estimativas, obtidas ao nível de plantas, para os coeficientes de herdabilidade no sentido restrito, juntamente com os desvios-padrões correspondentes, em valor absoluto e em porcentagem das estimativas (CV%), para os seguintes caracteres: peso do pendão (PP), número de ramificações do pendão (NR), comprimento do pendão (CP) e produção de grãos (PG), Grupos I e II. Milho. Piracicaba, SP, 1974/75.

Grupo	Comp. Dentado Branco	Comp. Flint Branco	Var. CentraImex	Média
PP I	0,257 ± 0,034 (13,4%)	0,372 ± 0,046 (12,2%)	0,455 ± 0,052 (11,5%)	0,361
NR II	0,307 ± 0,090 (29,4%)	0,434 ± 0,117 (27,0%)	0,631 ± 0,151 (23,9%)	0,458
CP II	0,417 ± 0,124 (29,7%)	0,298 ± 0,107 (36,0%)	0,151 ± 0,084 (55,8%)	0,288
PG I	0,022	0,083	0,077	0,061

Grupo I : Estimativas obtidas a partir de todas as progênes

ensaiadas. Grupo II: Estimativas obtidas a partir de 20% das progênes

ensaiadas.

Tabela 16. Estimativas, obtidas ao nível de plantas, para os coeficientes de correlação entre os caracteres peso do pendão e produção de grãos. Grupo I. Milho. Piracicaba, SP, 1974/75.

	C. Dentado	C. Flint	Centralmex	Média ⁺
r_A	$-0,191 \pm 0,260$	$-0,092 \pm 0,139$	$-0,167 \pm 0,138$	$-0,143 \pm 0,092$
t	$-0,800^{(ns)}$	$-0,676^{(ns)}$	$-1,224^{(ns)}$	$-1,594^{(ns)}$
$r_{\bar{F}}$	$0,032^{ns}$	$0,020^{ns}$	$-0,060^{ns}$	$-0,008^{ns}$
$r_{\bar{E}}$	0,197	0,194	0,086	0,157

Tabela 17. Estimativas, obtidas ao nível de plantas, para os coeficientes de correlação entre os caracteres produção de grãos e número de ramificações do pendão. Grupo II. Milho. Piracicaba, SP, 1974/75.

	C. Dentado	C. Flint	Centralmex	Média ⁺
r_A	$-0,501 \pm 0,587$	$-0,642 \pm 0,265$	$-0,709 \pm 0,334$	$-0,650 \pm 0,202$
t	$-0,964^{(ns)}$	$-2,188^{(*)}$	$-2,356^{(*)}$	$-3,385^{(**)}$
$r_{\bar{F}}$	$-0,204^{ns}$	$-0,339^*$	$-0,241^{ns}$	$-0,258^{ns}$
$r_{\bar{E}}$	-0,080	0,082	0,445	0,183

r_A : correlação genética aditiva entre plantas;

$r_{\bar{F}}$: correlação fenotípica entre médias de progênies;

$r_{\bar{E}}$: correlação ambiental entre médias de progênies;

t : obtido pela comparação de r_A com zero;

+ : obtidos através de análise conjunta das três populações;

ns: não significativo; * significativo a 5% de probabilidade; **: significativo a 1% de probabilidade.

Tabela 18. Estimativas, obtidas ao nível de plantas, para os coeficientes de correlação entre os caracteres peso do pendão e número de ramificações do pendão. Grupo II. Milho. Piracicaba, SP. 1974/75.

	C. Dentado	C. Flint	Centralmex	Média ⁺
r_A	0,553 ± 0,155	0,400 ± 0,199	0,566 ± 0,157	0,477 ± 0,099
t	2,442(*)	1,632(ns)	2,400(*)	3,604(**)
r_F	0,557	0,517	0,514	0,526
r_E	0,566	0,592	0,533	0,566

Tabela 19. Estimativas, obtidas ao nível de plantas, para os coeficientes de correlação entre os caracteres peso do pendão e comprimento do pendão. Grupo II. Milho. Piracicaba, SP, 1974/75.

	C. Dentado	C. Flint	Centralmex	Média ⁺
r_A	0,133 ± 0,216	-0,329 ± 0,285	-0,508 ± 0,374	-0,130 ± 0,154
t	0,589(ns)	-1,215(ns)	-1,565(ns)	-0,873(ns)
r_F	0,433	0,371	0,429	0,410
r_E	0,654	0,654	0,689	0,659

r_A : correlação genética aditiva entre plantas;

r_F : correlação fenotípica entre plantas;

r_E : correlação ambiental entre plantas;

t : obtido pela comparação de r_A com zero;

+ : obtidos através da análise conjunta das três populações;

ns: não significativo; *: significativo a 5% de probabilidade; **: significativo a 1% de probabilidade.

Tabela 20. Estimativas dos coeficientes de correlação genética aditiva totais e parciais de 1a. ordem, considerando-se os caracteres peso do pendão (X), produção de grãos (Y) e número de ramificações do pendão (Z). Milho. Piracicaba, SP, 1974/75.

	C. Dentado	C. Flint	Centralmex	Média
$r_{A(x,y)}^+$	-0,191 ^{ns}	-0,092 ^{ns}	-0,167 ^{ns}	-0,143 ^{ns}
$r_{A(x,y).z}^{++}$	0,119	0,234	0,402	0,250
$r_{A(x,z)}$	0,553*	0,400 ^{ns}	0,566*	0,477**
$r_{A(x,z).y}$	0,539	0,447	0,643	0,510
$r_{A(y,z)}$	-0,501 ^{ns}	-0,642*	-0,709*	-0,650**
$r_{A(y,z).x}$	-0,484	-0,663	-0,756	-0,669

+ : correlação genética aditiva total entre os caracteres X e Y;

++ : correlação genética aditiva parcial de 1a. ordem entre os caracteres X e Y, eliminando-se a influência da variação do caráter Z. O mesmo raciocínio é válido para as demais correlações;

ns : não significativo;

* : significativo a 5% de probabilidade;

** : significativo a 1% de probabilidade.

Tabela 21. Progressos esperados com seleção, por geração (devido ao ganho por seleção direta ou resposta correlacionada), em porcentagem das médias dos caracteres produção de grãos e número de ramificações do pendão, por seleção visando o aumento da produção de grãos e a diminuição do número de ramificações, considerando-se quatro esquemas seletivos. Milho. Piracicaba, SP, 1974/75.

Esquema	C. Dentado	C. Flint	Centalmex	Média
Produção de grãos				
1	3,29	7,75	12,73	7,92
2	1,34	3,43	3,90	2,89
3	1,80	4,52	5,72	4,01
4	2,10	4,74	6,64	4,49
Número de ramificações				
1	-10,91	-13,36	-23,23	-15,83
2	-1,42	-3,41	-5,55	-3,46
3	-2,95	-5,30	-8,86	-5,70
4	-6,12	-7,40	-11,62	-8,38

- 1: seleção massal de 20% em ambos os sexos, para o número de ramificações;
- 2: seleção entre (20%) e dentro (10%) de progênies de meios irmãos em ambos os sexos, para a produção de grãos (um ciclo a cada dois anos);
- 3: seleção entre (20%) e dentro (10%) de progênies de meios irmãos em ambos os sexos para a produção de grãos e seleção massal estratificada (50%) para o número de ramificações (praticada na linha masculina do lote de recombinação);
- 4: seleção entre progênies de meios irmãos (20%) em ambos os sexos para o número de ramificações, seleção massal estratificada (50%) para o número de ramificações (linha masculina) e seleção dentro (10%) de progênies de meios irmãos para a produção de grãos.

APENDICE 1

APÊNDICE 1; Determinação das esperanças matemáticas dos produtos médios ao nível de plantas entre dois caracteres, obtidos através da análise de variância da soma dos caracteres e considerando-se um número diferente de observações por parcela em cada caráter.

As deduções mostradas a seguir correspondem a uma extensão do processo relatado por *KEMPTHORNE* (1966, p. 264). De acordo com este processo, os produtos médios entre dois caracteres podem ser obtidos a partir da análise de variância da soma dos dois caracteres e das análises de variância individuais de cada caráter, da seguinte maneira, para cada fonte de variação:

$$PM_{x,y} = 1/2 (QM_{x+y} - QM_x - QM_y)$$

sendo:

$PM_{x,y}$: Produto médio entre os caracteres X e Y;

QM_{x+y} : Quadrado médio para a combinação X + Y;

QM_x : Quadrado médio para o caráter X;

QM_y : Quadrado médio para o caráter Y.

Houve necessidade de se fazer tais determinações, em virtude de terem sido utilizados os totais de parcelas como unidades de análise, e estes serem compostos por diferentes números de observações em cada caráter, havendo dúvidas, portanto, quanto aos coeficientes das covariâncias componentes dos produtos médios, ao nível de plantas.

O modelo matemático empregado nas análises de variância dos dados do presente trabalho é o seguinte para os dois caracteres, de acordo com a metodologia relatada por *VENCOVSKY* (1969):

$$X_{ijk} = u + p_i + b_j + e_{ij} + d_{ijk}$$

$$Y_{ijk} = u' + p'_i + b'_j + e'_{ij} + d'_{ijk}$$

onde:

X_{ijk}, Y_{ijk} é a observação feita no indivíduo k da progênie i , no bloco j , para os caracteres X e Y , respectivamente.

u, u' é a média geral para os caracteres X e Y , respectivamente.

p_i, p'_i é o efeito da progênie i , para os caracteres X e Y , respectivamente.

b_j, b'_j é o efeito do bloco j (ou repetição), para os caracteres X e Y , respectivamente.

e_{ij}, e'_{ij} é o efeito da parcela ij , para os caracteres X e Y , respectivamente.

d_{ijk}, d'_{ijk} é o efeito relativo ao indivíduo k da parcela ij , para os caracteres X e Y , respectivamente.

e

$i = 1, 2, \dots, s$, progênies para os dois caracteres.

$j = 1, 2, \dots, r$, blocos para os dois caracteres.

$k = 1, 2, \dots, n$, plantas por parcela para o caráter X .

$k = 1, 2, \dots, m$, plantas por parcela para o caráter Y .

sendo $m \leq n$

Considerando-se o modelo aleatório, tem-se as seguintes Esperanças Matemáticas (E):

$$E(p_i) = E(p'_i) = E(b_j) = E(b'_j) = 0$$

$$E(e_{ij}) = E(e'_{ij}) = E(d_{ijk}) = E(d'_{ijk}) = 0$$

$$E(p_i)^2 = \sigma_p^2; \quad E(p'_i)^2 = \sigma_p'^2; \quad E(p_i)(p'_i) = \text{COV}_p$$

$$\begin{aligned}
 E(b_j)^2 &= \sigma_b^2; & E(b'_j)^2 &= \sigma_b'^2; & E(b_j)(b'_j) &= \text{COV}_b \\
 E(e_{ij})^2 &= \sigma_e^2; & E(e'_{ij})^2 &= \sigma_e'^2; & E(e_{ij})(e'_{ij}) &= \text{COV}_e \\
 E(d_{ijk})^2 &= \sigma_d^2; & E(d'_{ijk})^2 &= \sigma_d'^2; & E(d_{ijk})(d'_{ijk}) &= \text{COV}_d
 \end{aligned}$$

Trabalhando-se com totais de parcelas e com a soma dos caracteres, tem-se como unidade de análise:

$$Z_{ij.} = X_{ij.} + Y_{ij.}$$

$$\text{Como: } X_{ij.} = nu + np_i + nb_j + ne_{ij} + \sum_k d_{ijk}$$

$$\text{e } Y_{ij.} = mu' + mp'_i + mb'_j + me'_{ij} + \sum_k d'_{ijk}$$

$$\text{tem-se: } Z_{ij.} = nu + mu' + np_i + mp'_i + nb_j + mb'_j + ne_{ij} + me'_{ij} + \sum_k d_{ijk} + \sum_k d'_{ijk}$$

Como na Esperança dos Quadrados Médios a média geral (u e u') sempre desaparece no final, estas podem ser suprimidas do modelo, facilitando as deduções (PIMENTEL GOMES, s.d.). Procedendo-se assim, resulta como unidade de análise:

$$Z_{ij.} = np_i + mp'_i + nb_j + mb'_j + ne_{ij} + me'_{ij} + \sum_k d_{ijk} + \sum_k d'_{ijk}$$

a. Determinação da esperança da correção [E(C)]

Da análise de variância tem-se que:

$$C = \frac{1}{sr} (G)^2 = \frac{1}{sr} \left(\sum_{ij} Z_{ij.} \right)^2; \text{ logo;}$$

$$E(C) = E \left\{ \frac{1}{sr} \left[\left(\sum_{ij} Z_{ij.} \right)^2 \right] \right\} = \frac{1}{sr} E \left[\left(\sum_{ij} Z_{ij.} \right)^2 \right]$$

Substituindo-se o valor de $Z_{ij.}$, tem-se:

$$\begin{aligned}
 \sum_{ij} Z_{ij.} &= rn \sum_i p_i + rm \sum_i p'_i + sn \sum_j b_j + sm \sum_j b'_j + n \sum_{ij} e_{ij} + m \sum_{ij} e'_{ij} + \\
 &+ \sum_{ijk} d_{ijk} + \sum_{ijk} d'_{ijk}
 \end{aligned}$$

Considerando-se que os efeitos são independentes, e que

$V(x + y) = V(x) + V(y) + 2 \text{COV}_{(x,y)}$ (KEMPTHORNE, 1966), tem-se:

$$E \left[\left(\sum_{ij} z_{ij.} \right)^2 \right] = sr^2 n^2 \sigma_p^2 + sr^2 m^2 \sigma_p'^2 + 2sr^2 nm \text{COV}_p + s^2 rn^2 \sigma_b^2 + s^2 rm^2 \sigma_b'^2 + \\ + 2s^2 rnm \text{COV}_b + srn^2 \sigma_e^2 + srm^2 \sigma_e'^2 + 2srnm \text{COV}_e + srn\sigma_d^2 + \\ + srm\sigma_d'^2 + 2srm \text{COV}_d ; \quad e,$$

$$E(C) = \frac{1}{sr} E \left[\left(\sum_{ij} z_{ij.} \right)^2 \right] = rn^2 \sigma_p^2 + rm^2 \sigma_p'^2 + 2rnm \text{COV}_p + sn^2 \sigma_b^2 + sm^2 \sigma_b'^2 + \\ + 2snm \text{COV}_b + n^2 \sigma_e^2 + m^2 \sigma_e'^2 + 2nm \text{COV}_e + n \sigma_d^2 + \\ + m \sigma_d'^2 + 2m \text{COV}_d$$

b. Determinação da Esperança da Soma de Quadrados Total

$$[E(SQ_T)]$$

Tem-se que:

$$SQ_T = \sum_{ij} (z_{ij.})^2 - C; \text{ logo:}$$

$$E(SQ_T) = E \left[\sum_{ij} (z_{ij.})^2 \right] - E(C) = \sum_{ij} [E(z_{ij.})^2] - E(C)$$

$$z_{ij.} = np_i + mp_i' + nb_j + mb_j' + ne_{ij} + me_{ij}' + \sum_k d_{ijk} + \sum_k d_{ijk}'$$

$$E(z_{ij.})^2 = n^2 \sigma_p^2 + m^2 \sigma_p'^2 + 2nm \text{COV}_p + n^2 \sigma_b^2 + m^2 \sigma_b'^2 + 2nm \text{COV}_b + \\ + n^2 \sigma_e^2 + m^2 \sigma_e'^2 + 2nm \text{COV}_e + n \sigma_d^2 + m \sigma_d'^2 + 2m \text{COV}_d ;$$

logo:

$$\sum_{ij} [E(z_{ij.})^2] = srn^2 \sigma_p^2 + srm^2 \sigma_p'^2 + 2srnm \text{COV}_p + \\ + srn^2 \sigma_b^2 + srm^2 \sigma_b'^2 + 2srnm \text{COV}_b + srn^2 \sigma_e^2 + \\ + srm^2 \sigma_e'^2 + 2srnm \text{COV}_e + srn\sigma_d^2 + srm\sigma_d'^2 + \\ + 2srm \text{COV}_d$$

Subtraindo-se a esperança da correção, tem-se:

$$\begin{aligned}
E(SQ_T) &= rn^2(s-1)\sigma_p^2 + rm^2(s-1)\sigma_p^{2'} + 2rnm(s-1)COV_p + sn^2(r-1)\sigma_b^2 + sm^2(r-1)\sigma_b^{2'} \\
&+ 2snm(r-1)COV_b + n^2(sr-1)\sigma_e^2 + m^2(sr-1)\sigma_e^{2'} + 2nm(sr-1)COV_e + \\
&+ n(sr-1)\sigma_d^2 + m(sr-1)\sigma_d^{2'} + 2m(sr-1)COV_d
\end{aligned}$$

c. Determinação da Esperança da Soma dos Quadrados de Progê-
nias $[E(SQ_p)]$

$$SQ_p = \frac{1}{r} \left(\sum_i P_i^2 \right) - C, \text{ sendo } P_i \text{ o total geral da progênie } i; \text{ logo:}$$

$$E(SQ_p) = E \left[\frac{1}{r} \left(\sum_i P_i^2 \right) \right] - E(C) = \frac{1}{r} \sum_i \left[E(P_i^2) \right] - E(C)$$

$$\begin{aligned}
P_i &= \sum_j Z_{ij} = rnp_i + rmp_i' + n \sum_j b_j + m \sum_j b_j' + n \sum_j e_{ij} + m \sum_j e_{ij}' + \sum_j \sum_k d_{ijk} + \\
&+ \sum_j \sum_k d_{ijk}'
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
E(P_i^2) &= r^2 n^2 \sigma_p^2 + r^2 m^2 \sigma_p^{2'} + 2r^2 nm COV_p + rn^2 \sigma_b^2 + rm^2 \sigma_b^{2'} + 2rnm COV_b + rn^2 \sigma_e^2 + \\
&+ rm^2 \sigma_e^{2'} + 2rnm COV_e + rn\sigma_d^2 + rm\sigma_d^{2'} + 2rm COV_d
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
\frac{1}{r} \sum_i \left[E(P_i^2) \right] &= srn^2 \sigma_p^2 + srm^2 \sigma_p^{2'} + 2srnm COV_p + sn^2 \sigma_b^2 + sm^2 \sigma_b^{2'} + 2snm COV_b \\
&+ sn^2 \sigma_e^2 + sm^2 \sigma_e^{2'} + 2snm COV_e + sn\sigma_d^2 + sm\sigma_d^{2'} + 2sm COV_d
\end{aligned}$$

Subtraindo-se a esperança da correção tem-se:

$$\begin{aligned}
E(SQ_p) &= rn^2(s-1)\sigma_p^2 + rm^2(s-1)\sigma_p^{2'} + 2rnm(s-1)COV_p + n^2(s-1)\sigma_e^2 + m^2(s-1)\sigma_e^{2'} + \\
&+ 2nm(s-1)COV_e + n(s-1)\sigma_d^2 + m(s-1)\sigma_d^{2'} + 2m(s-1)COV_d
\end{aligned}$$

d. Determinação da Esperança da Soma de Quadrados de Blocos
 $[E(SQ_B)]$

$$SQ_B = \frac{1}{s} \left(\sum_j B_j^2 \right) - C, \text{ sendo } B_j \text{ o total do bloco (ou repetição) } j; \text{ logo:}$$

$$E(SQ_B) = E \left[\frac{1}{s} \left(\sum_j B_j^2 \right) \right] - E(C) = \frac{1}{s} \sum_j \left[E(B_j^2) \right] - E(C)$$

$$B_j = \sum_i z_{ij} = n \sum_i p_i + m \sum_i p'_i + snb_j + smb'_j + n \sum_i e_{ij} + m \sum_i e'_{ij} + \sum_i \sum_k d_{ijk} + \sum_i \sum_k d'_{ijk}$$

$$E(B_j)^2 = sn^2\sigma_p^2 + sm^2\sigma_p'^2 + 2snm \text{COV}_p + s^2n^2\sigma_b^2 + s^2m^2\sigma_b'^2 + 2s^2nm \text{COV}_b + sn^2\sigma_e^2 + sm^2\sigma_e'^2 + 2snm \text{COV}_e + sn\sigma_d^2 + sm\sigma_d'^2 + 2sm \text{COV}_d$$

$$\frac{1}{s} \sum_j [E(B_j)^2] = rn^2\sigma_p^2 + rm^2\sigma_p'^2 + 2rnm \text{COV}_p + srn^2\sigma_b^2 + srm^2\sigma_b'^2 + 2srnm \text{COV}_b + rn^2\sigma_e^2 + rm^2\sigma_e'^2 + 2rnm \text{COV}_e + rn\sigma_d^2 + rm\sigma_d'^2 + 2rm \text{COV}_d$$

Subtraindo-se a esperança da correção tem-se:

$$E(SQ_B) = sn^2(r-1)\sigma_b^2 + sm^2(r-1)\sigma_b'^2 + 2snm(r-1) \text{COV}_b + n^2(r-1)\sigma_e^2 + m^2(r-1)\sigma_e'^2 + 2nm(r-1) \text{COV}_e + n(r-1)\sigma_d^2 + m(r-1)\sigma_d'^2 + 2m(r-1) \text{COV}_d$$

e. Determinação da Esperança da Soma dos Quadrados do Erro

$$[E(SQ_E)]$$

Na análise de variância, a soma de quadrados do erro é obtida pela diferença: $SQ_E = SQ_T - SQ_P - SQ_B$; logo:

$$E(SQ_E) = E(SQ_T - SQ_P - SQ_B) = E(SQ_T) - E(SQ_P) - E(SQ_B)$$

Procedendo-se assim resulta:

$$E(SQ_E) = n^2(s-1)(r-1)\sigma_e^2 + m^2(s-1)(r-1)\sigma_e'^2 + 2nm(s-1)(r-1)\text{COV}_e + n(s-1)(r-1)\sigma_d^2 + m(s-1)(r-1)\sigma_d'^2 + 2m(s-1)(r-1) \text{COV}_d$$

f. Determinação das esperanças matemáticas dos quadrados médios para todas as fontes

Dividindo-se a esperança da soma de quadrados pelo número de graus de liberdade correspondente, isto é, $(r-1)$ para blocos, $(s-1)$ para

progênies e $(s-1)(r-1)$ para o erro, tem-se a esperança matemática dos quadrados médios de cada fonte, $[E(QM)]$, isto é:

$$E(QM_B) = sn^2\sigma_b^2 + sm^2\sigma_b^{2'} + 2snm \text{COV}_b + n^2\sigma_e^2 + m^2\sigma_e^{2'} + 2nm \text{COV}_e + n\sigma_d^2 + m\sigma_d^{2'} + 2m \text{COV}_d$$

$$E(QM_P) = rn^2\sigma_p^2 + rm^2\sigma_p^{2'} + 2rnm \text{COV}_p + n^2\sigma_e^2 + m^2\sigma_e^{2'} + 2nm \text{COV}_e + n\sigma_d^2 + m\sigma_d^{2'} + 2m \text{COV}_d$$

$$E(QM_E) = n^2\sigma_e^2 + m^2\sigma_e^{2'} + 2nm \text{COV}_e + n\sigma_d^2 + m\sigma_d^{2'} + 2m \text{COV}_d$$

Como: $PM_{x,y} = 1/2 (QM_{x+y} - QM_x - QM_y)$, logo:

$$E(PM_{x,y}) = 1/2 [E(QM_{x+y}) - E(QM_x) - E(QM_y)]$$

Portanto, subtraindo-se destas esperanças dos quadrados médios da soma dos dois caracteres as esperanças dos quadrados médios individuais de cada caráter (Tabela 1) e dividindo-se o resultado por dois, tem-se as esperanças dos produtos médios entre os dois caracteres, para cada fonte de variação:

F.V.	G.L.	P.M.	E(P.M.) ao nível de plantas
Blocos	r-1	P'_1	$m \text{COV}_d + nm \text{COV}_e + snm \text{COV}_b$
Progênies	s-1	P'_2	$m \text{COV}_d + nm \text{COV}_e + rnm \text{COV}_p$
Erro	$(r-1)(s-1)$	P'_3	$m \text{COV}_d + nm \text{COV}_e$

Através das esperanças dos produtos médios ao nível de plantas, observa-se que a covariância fenotípica dentro de progênies (COV_d) componente dos produtos médios assim obtidos (entre totais de parcelas) fica multiplicada por m, enquanto que as demais covariâncias ficam multipli-

casas por m e n , sendo $m \leq n$. De maneira semelhante à análise de variância (Tabela 1), pode-se dividir os produtos médios por m , simplificando-se os componentes dos produtos médios. Procedendo-se assim resulta:

F.V.	G.L.	P.M.	E(P,M.) ao nível de plantas
Blocos	$r-1$	$P_1 = P'_1/m$	$COV_d + n COV_e + sn COV_b$
Progênies	$s-1$	$P_2 = P'_2/m$	$COV_d + n COV_e + rn COV_p$
Erro	$(r-1)(s-1)$	$P_3 = P'_3/m$	$COV_d + n COV_e$

Com base nestes resultados foram estimadas as covariâncias genéticas e ambientais a partir dos produtos médios, conforme está indicado na Tabela 2.

APENDICE 2

APÊNDICE 2: PROCEDIMENTOS UTILIZADOS NA ESTIMAÇÃO DAS VARIÂNCIAS ASSOCIADAS ÀS ESTIMATIVAS DOS PARÂMETROS

As estimativas das variâncias associadas às estimativas das variâncias genéticas e ambientais $[\hat{V}(\hat{\sigma}_p^2), \hat{V}(\hat{\sigma}_e^2) \text{ e } \hat{V}(\hat{\sigma}_d^2)]$ e dos coeficientes de herdabilidade $[\hat{V}(\hat{h}^2)]$, foram obtidas de acordo com as metodologias de *VELLO e VENCovsky (1974)* e *BARBIN (1975)*. De acordo com estas metodologias, tais estimativas foram obtidas a partir dos quadrados médios e estimativas de variâncias ao nível de plantas (Tabela 1) da seguinte maneira:

$$\tilde{V}(\hat{\sigma}_p^2) = \frac{2}{n^2 r^2} \left[\frac{Q_1^2}{(g_1 + 2)} + \frac{Q_2^2}{(g_2 + 2)} \right]$$

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

$$\hat{V}(\hat{\sigma}_d^2) = \frac{2 Q_3^2}{(g_3 + 2)}$$

$$\hat{V}(\hat{h}^2) = \frac{16}{[\hat{\sigma}_p^2 + \hat{\sigma}_e^2 + \hat{\sigma}_d^2]^4} \left\{ [\hat{\sigma}_e^2 + \hat{\sigma}_d^2]^2 \cdot \tilde{V}(\hat{\sigma}_p^2) + [\hat{\sigma}_p^2]^2 \cdot [\tilde{V}(\hat{\sigma}_d^2) + \tilde{V}(\hat{\sigma}_e^2) + 2 \text{côv}(\hat{\sigma}_d^2, \hat{\sigma}_e^2)] - 2 \hat{\sigma}_p^2 (\hat{\sigma}_d^2 + \hat{\sigma}_e^2) \cdot [\text{côv}(\hat{\sigma}_e^2, \hat{\sigma}_p^2)] \right\}$$

sendo:

$$\text{côv}(\hat{\sigma}_d^2, \hat{\sigma}_e^2) = -\frac{1}{n} \left[\frac{2 Q_3^2}{(g_3 + 2)} \right]$$

$$\text{côv}(\hat{\sigma}_e^2, \hat{\sigma}_p^2) = -\frac{2}{rn^2} \left[\frac{Q_2^2}{(g_2 + 2)} \right]$$

É importante ressaltar que as fórmulas apresentadas são específicas para a obtenção de variâncias de estimativas de variâncias obtidas de acordo com as esperanças dos quadrados médios da Tabela 1, ao nível

de plantas, e cuja estimativa do coeficiente de herdabilidade é obtida de acordo com a seguinte fórmula:

$$\hat{h}^2 = \frac{4 \hat{\sigma}_p^2}{(\hat{\sigma}_p^2 + \hat{\sigma}_e^2 + \hat{\sigma}_d^2)}$$

As estimativas das variâncias associadas aos coeficientes de correlação genética aditiva foram obtidas de acordo com a metodologia de *TALLIS (1959)*. Para se adaptar aos dados esta metodologia, foi necessário trabalhar-se ao nível de totais de parcelas, isto é, utilizar as estimativas de variâncias e covariâncias obtidas ao nível de totais de parcelas (Tabelas 1 e 2). Tal procedimento porém não altera o coeficiente de correlação genética aditiva estimado ao nível de plantas. Dessa maneira, as estimativas das variâncias associadas aos coeficientes de correlação genética aditiva $[\hat{V}(r_A)]$ foram obtidas de acordo com a seguinte fórmula:

$$\begin{aligned} \hat{V}(r_A) = & \frac{1}{g_1 r^2 t_1 t_2} \left\{ (1+r_A^2)(1+r_B^2)(1+(r-1)t_1)(1+(r-1)t_2) - 2r_A r_B [t_1 t_2 (1+ \right. \\ & \left. +(r-1)t_1)(1+(r-1)t_2)]^{1/2} \cdot \left[\frac{1+(r-1)t_1}{t_1} + \frac{1+(r-1)t_2}{t_2} \right] + \frac{r_A^2 (t_1 - t_2)^2}{2t_1 t_2} \right\} + \\ & + \frac{1}{g_2 r^2 t_1 t_2} \left\{ (1+r_A^2)(1+r_W^2)(1-t_1)(1-t_2) - 2r_A r_W [t_1 t_2 (1-t_1)(1-t_2)]^{1/2} \cdot \right. \\ & \left. \cdot \left[\frac{1-t_1}{t_1} + \frac{1-t_2}{t_2} \right] + \frac{r_A^2 (t_1 - t_2)^2}{2t_1 t_2} \right\} \end{aligned}$$

sendo:

$$t_1 = \frac{\hat{\sigma}_{p_x}^2}{\hat{\sigma}_{p_x}^2 + \hat{\sigma}_{e_x}^2} \quad ; \quad t_2 = \frac{\hat{\sigma}_{p_y}^2}{\hat{\sigma}_{p_y}^2 + \hat{\sigma}_{e_y}^2}$$

$$r_A = \frac{4 \hat{COV}_{p(x,y)}}{\sqrt{(4 \hat{\sigma}_{p_x}^2)(4 \hat{\sigma}_{p_y}^2)}} \quad : \text{coeficiente de correlação genética aditiva}$$

$$r_b = \frac{P'_1(x,y)}{\sqrt{Q'_1(x) \cdot Q'_1(y)}} ; \quad r_w = \frac{P'_2(x,y)}{\sqrt{Q'_2(x) \cdot Q'_2(y)}}$$

r : número de repetições

g_1 e g_2 : graus de liberdade

Ainda, de acordo com esta metodologia, se se admitir que o verdadeiro coeficiente de correlação genética (ρ) é normalmente distribuído com média zero, esta fórmula se reduz para:

$$\hat{V}_0(r_A) = \frac{1}{g_1 r^2 t_1 t_2} \left[(1+(k-1)t_1)(1+(k-2)t_2 + r_p^2) \right] + \\ + \frac{1}{g_2 r^2 t_1 t_2} \left[(1-t_1)(1-t_2) + r_p^2 \right]$$

sendo:

$$r_p = \frac{[\overset{\wedge}{\text{COV}}'_{p_{x,y}} + \overset{\wedge}{\text{COV}}'_{e_{x,y}}]}{\sqrt{(\overset{\wedge}{\sigma}_{p_x}^2 + \overset{\wedge}{\sigma}_{e_x}^2)(\overset{\wedge}{\sigma}_{p_y}^2 + \overset{\wedge}{\sigma}_{e_y}^2)}} : \text{coeficiente de correlação fenotípica entre os caracteres, ao nível de totais de parcelas.}$$

As variâncias obtidas de acordo com a última fórmula $[\hat{V}_0(r_A)]$ foram utilizadas na comparação dos coeficientes de correlação genética aditiva com zero, através do teste t .

Também, neste caso, é importante ressaltar que a fórmula apresentada para a estimação da variância associada ao coeficiente de correlação genética aditiva é específica para ensaios com progênies de meios irmãos, cujas esperanças dos quadrados médios e produtos médios são semelhantes às apresentadas nas Tabelas 1 e 2 (ao nível de totais) e cujo coeficiente de correlação genética aditiva é estimado da maneira apresentada.