

VARIAÇÃO ENTRE COMPOSTOS E SUA UTILIZAÇÃO  
NO MELHORAMENTO DO MILHO (*Zea mays* L.)

ANTONIO AMÉRICO CARDOSO

Orientador: Dr. ROLAND VENCovsky

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

PIRACICABA  
Estado de São Paulo-Brasil  
Dezembro, 1976

A meus pais,  
À minha esposa,  
A meus filhos,

DEDICO

## AGRADECIMENTOS

Muitas pessoas e instituições participaram de modo direto ou indireto na realização deste trabalho. Assim os agradecimentos são dirigidos a todos, e de modo especial:

Ao Prof. Dr. Roland Vencovsky, pela orientação segura e amigável durante o desenvolvimento do trabalho.

Ao Prof. Dr. José Branco de Miranda Filho, pelas excelentes contribuições de co-orientação.

À Universidade Federal de Viçosa, pela oportunidade oferecida para realização do Curso.

Ao Departamento de Genética da Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", da Universidade de São Paulo, pelos excelentes ensinamentos ministrados.

Ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq), pela bolsa concedida.

## ÍNDICE

	Página
1. RESUMO .....	1
2. INTRODUÇÃO .....	3
3. REVISÃO DE LITERATURA .....	6
4. MATERIAL E MÉTODOS .....	15
5. RESULTADOS E DISCUSSÃO .....	20
5.1. Escolha de populações compostas pelo cami- nho curto .....	32
6. CONCLUSÕES .....	41
7. SUMMARY .....	44
8. LITERATURA CITADA .....	46

## 1. RESUMO

A estimação de médias de compostos, populações básicas para trabalhos de seleção, é feita, usualmente, a partir de uma tabela dialélica, contendo os dados médios das  $n$  variedades e dos  $(1/2) (n) (n-1)$  híbridos entre elas, de onde o melhorista obtém, para cada caráter, as médias de todos  $2^n - (n+1)$  compostos possíveis, procedendo, em seguida, à escolha do mais conveniente. Este processo é trabalhoso e exige o uso de computador de alta velocidade, principalmente quando o número de variedades, no dialélico, é grande. Neste trabalho é apresentado um processo mais simples para a escolha de variedades que devem participar na formação de compostos de milho (cada variedade participa com igual proporção inicial de plantas na formação do composto), sem a necessidade de estimar as médias individuais dos  $2^n - (n+1)$  compostos possíveis. Assim, com base nos princípios dos cruzamentos dialélicos de GARDNER e EBERHART (1966) e no processo de predição de médias de compostos de EBERHART *et alii* (1967) desenvolve -

ram-se expressões que permitem estimar a variância entre as médias dentro de cada grupo de compostos de tamanho  $x(x=2,3,\dots,n)$ , a média de cada grupo, a variância ponderada entre as médias dos grupos, a média geral e a variância total das médias de todos  $2^n-(n+1)$  compostos possíveis.

A metodologia desenvolvida foi aplicada a dados experimentais de cruzamentos dialélicos, em milho, com resultados satisfatórios, dando uma orientação para o processo de predição de médias de compostos. Desta aplicação observou-se que a significância de qualquer efeito na análise da tabela dialélica indica a presença de heterogeneidade no conjunto das médias dos compostos. Havendo significância apenas da heterose média, a maior média será a do composto amplo, no caso de heterose positiva. Com heterose negativa o composto amplo terá a menor média. A significância dos efeitos de variedade, heterose de variedades e heterose específica, por sua vez, confere variação entre as médias dentro dos grupos de compostos. Neste caso é necessário obter a média de cada grupo de compostos, a média geral, a variação dentro de cada grupo, a variação entre as médias dos grupos e a variação total. Em seguida, determina-se o coeficiente de variação total e, se este for suficientemente alto, obtém-se a amplitude de variação das médias dentro de cada grupo de compostos. A análise destes resultados dá ao melhorista a condição de optar ou pelo composto amplo ou por um determinado grupo de compostos de tamanho  $x$ , não sendo, portanto, necessário estimar as médias individuais dos  $2^n-(n+1)$  compostos possíveis.

## 2. INTRODUÇÃO

Para que um processo de seleção possa ser eficiente é necessário que a população-base apresente suficiente variabilidade genética. No milho, é bastante comum o uso de populações-base, obtidas pelo inter cruzamento de diferentes variedades ou populações, as quais são denominadas genericamente de compostos.

Tais compostos apresentam uma série de vantagens para os trabalhos de seleção, podendo-se citar que:

a) Em geral têm maior variabilidade genética do que os não compostos, justamente por serem sintetizados a partir de diversas variedades.

b) Pode-se sintetizar um grande número de compostos a partir de um número relativamente pequeno de variedades iniciais, o que dá ao melhorista a possibilidade de escolher ou selecionar o melhor composto para servir de população-base.

c) É possível estimar o comportamento de um composto em termos de sua provável produção média de grãos e

outras características, antes de sua síntese, o que torna mais eficiente o processo de escolha do mais promissor e possibilita começar a seleção com uma população-base agronomicamente mais favorável, já de início.

As vantagens mencionadas são amplamente defendidas por vários autores, como EBERHART *et alii* (1967) e CASTRO *et alii* (1968).

O número de possíveis compostos (NC) sintetizáveis a partir de n populações parentais, quando estas participam com igual proporção nos cruzamentos, é dado pela expressão desenvolvida por VENCOSKY e MIRANDA FILHO (1972).

$$NC = 2^n - (n + 1).$$

Analisando esta expressão pode-se verificar que, mesmo com um número pequeno de variedades (n), o número de possíveis compostos é relativamente alto, conforme já mencionado.

Entende-se, pois, que a escolha ou seleção, entre compostos, pode ser encarada como um estágio preliminar que antecede à seleção intrapopulacional propriamente dita. O aspecto desvantajoso deste processo é a necessidade de se estimar, muitas vezes, a média de caracteres de milhares de compostos possíveis, para depois proceder à seleção. A possibilidade de escolher compostos promissores, com base nessas médias estimadas, vai depender dos contrastes ou da variação genética que há entre elas. Sabe-se que a presença destes contrastes ou desta variação depende em grande parte da própria

estrutura das variedades iniciais utilizadas.

Não são incomuns os casos em que as médias estimadas dos compostos não diferem muito umas das outras. Isto leva o melhorista a optar pelo composto formado por todas as variedades usadas (denominado composto amplo) o qual será provavelmente mais heterogêneo, tornando desnecessário o processo de estimação do comportamento médio de cada um.

Percebe-se, portanto, que uma investigação genética dos germoplasmas iniciais e de seus cruzamentos, em dialélico, pode tornar mais eficiente e simples o processo de seleção entre compostos.

Assim, os objetivos deste trabalho são os seguintes:

a) Estimar a variação presente entre as médias dos possíveis compostos, sem a necessidade de obter as estimativas das médias individualmente, para seleção de compostos em função do resultado da análise genética de alguns cruzamentos dialélicos disponíveis.

b) Apresentar critérios mais objetivos e práticos que facilitem a escolha de populações básicas (compostos) em estágio inicial, para trabalhos de seleção.

### 3. REVISÃO DE LITERATURA

O estudo da predição de médias resultantes de cruzamentos começou no início da terceira década deste século com o trabalho de WRIGHT (1922), mostrando que a média de um caráter quantitativo, resultante do intercruzamento de linhagens ou híbridos de linhagens homozigóticas, pode ser obtida pela expressão:

$$\bar{F}_2 = \bar{F}_1 - \frac{(\bar{F}_1 - \bar{P})}{N}$$

onde, para o caráter em estudo:

$\bar{F}_2$  = média da população resultante do intercruzamento dos híbridos ou linhagens.

$\bar{F}_1$  = média de todos os híbridos possíveis entre as N linhagens.

$\bar{P}$  = média das linhagens parentais.

N = número de linhagens.

Desta maneira tornou-se possível a predição do comportamento das gerações avançadas de um híbrido múltiplo mantido por polinização aberta (variedade sintética). Mais

tarde, NEAL (1935) obteve dados de rendimento das gerações  $F_1$  e  $F_2$  de 10 híbridos simples, 4 híbridos triplos e 10 híbridos duplos; verificou uma boa concordância entre os resultados observados e preditos na geração  $F_2$  para cada tipo de cruzamento.

O primeiro experimento que levou a uma interpretação da depressão pela endogamia e restauração do vigor pelo cruzamento foi relatado por SHULL (1909) que estava interessado no estudo do caráter quantitativo número de fileiras na espiga de milho. Fazendo autofecundações das plantas de duas variedades de milho, contrastantes para o caráter número de fileiras, observou uma perda de vigor. Cruzando as linhagens para obtenção do  $F_1$ , verificou a restauração do vigor. Também EAST (1908, 1909), estando interessado em verificar o efeito da endogamia nas gerações avançadas de autofecundação em milho, chegou a resultados semelhantes aos de SHULL (1908). Entretanto, ambos tiveram problemas, quando tentaram produzir o híbrido simples em escala comercial. O que possibilitou o aproveitamento do milho híbrido foi a sugestão dada por JONES (1918), que lembrou cruzar híbridos simples de alto rendimento, obtendo o milho híbrido duplo. Mesmo assim, logo se verificou a dificuldade de obter e comparar todos os híbridos duplos possíveis a partir de um conjunto, mesmo pequeno, de linhagens, porquanto com 10 linhagens podem-se produzir 45 híbridos simples e 630 híbridos duplos, desprezando os recíprocos. Mais tarde, JENKINS (1934) apresentou 4 métodos de predição de híbridos duplos, dos quais,

três envolvem os híbridos simples entre as linhagens, e um se baseou no comportamento das quatro linhagens. Desta maneira a obtenção dos melhores híbridos duplos tornou-se mais simples, pois os híbridos simples possíveis são em menor número, e, portanto de fácil obtenção. Posteriormente o mesmo autor encontrou correlação significativa entre as médias observadas e preditas nos quatro métodos, porém o método de predição do híbrido duplo, utilizando-se as médias dos 4 híbridos simples não parentais, foi o que mostrou maior correlação. Mais tarde a eficiência deste método foi comprovada por vários pesquisadores, como DOXTATOR e JOHNSON (1936), ANDERSON (1938) e HAYES *et alii* (1943). Este método foi e é atualmente usado nos programas de milho híbrido, mostrando a importância do processo de predição de médias.

Somente mais tarde o estudo de predição de médias de populações compostas começou a ser enfatizado com detalhes, quando GARDNER e EBERHART (1966) apresentaram um modelo para estimação de efeitos genéticos de médias em um dialélico de um conjunto fixo de variedades e populações delas derivadas. Supuseram equilíbrio de Hardy-Weinberg nas variedades parentais, frequência gênica arbitrária em todos os locos, herança diplóide, dois alelos por locos e ausência ou não manifestação de efeitos epistáticos. As constantes do modelo matemático são definidas numa base genética, podendo-se separar, em certos casos, os efeitos gênicos aditivos dos dominantes contidos nas médias populacionais. O modelo é aplicável para cruzamentos de raças ou variedades de polinização

aberta e possibilita um estudo mais detalhado da heterose. Para ilustrar a estimativa de constantes, a análise da variância e o valor preditivo do modelo, os autores analisaram os resultados de seis variedades de milho e seus cruzamentos, usando uma modificação do modelo básico.

Em seguida GARDNER (1967), partindo do modelo apresentado por GARDNER e EBERHART (1966), fornece expressões para estimar os parâmetros genéticos e obter a soma de quadrados da análise da variância de um dialélico de um conjunto de variedades e seus híbridos  $F_1$ , sem os recíprocos. Mostra também um exemplo, ilustrando o uso das fórmulas. Estas expressões são também apresentadas por VENCOSKY (1969 a).

VENCOSKY (1969 a) complementou, com detalhes adicionais, a metodologia de GARDNER e EBERHART (1966), determinando as variâncias das estimativas dos parâmetros genéticos do modelo, bem como as expressões para estimação de médias de populações e de variâncias destas últimas.

Dispondo-se de um dialélico com as médias das variedades parentais (em equilíbrio de Hardy-Weinberg) e de todos os cruzamentos possíveis entre elas, EBERHART *et alii* (1967) mostraram que a média de uma população composta de qualquer combinação de variedades pode ser predita como se segue, se os efeitos epistáticos são negligenciáveis.

$$\text{Média do Composto} = \hat{C\bar{O}} = \bar{V}C - \left( \frac{\bar{V}C - \bar{V}}{n} \right)$$

onde  $\bar{V}$  é a média das variedades que participam do composto, n

é o número de variedades e  $\overline{VC}$  é a média de todos os híbridos entre estas variedades. É a fórmula de WRIGHT (1922) para predição de médias de variedades sintéticas, utilizada para predição de médias de compostos de variedades. Além disso expõem um processo que possibilita estimar a média do cruzamento entre compostos, de tal modo que o híbrido seja heterótico.

A expressão apresentada por EBERHART *et alii* (1967) é válida para predição de compostos nos quais as variedades participam com a mesma proporção inicial de indivíduos nos cruzamentos. CASTRO *et alii* (1968) dão expressões que possibilitam estimar a média de compostos em que as variedades originais não entram com a mesma proporção na síntese, como, por exemplo, um composto formado a partir do cruzamento  $(A \times B) \times C$ . Entretanto estes autores dão expressões específicas para cada tipo de composto. Assim VENCOSKY (1969b) desenvolveu uma expressão mais geral para estimar a média de um composto qualquer, ou seja, uma população (em equilíbrio de Hardy-Weinberg) formada a partir de n populações iniciais, as quais participam na síntese com uma proporção qualquer. Mostra que, dispondo-se dos dados de cruzamento dialélicos, a média de um composto, em equilíbrio de Hardy-Weinberg, é estimada por:

$$\widehat{CO} = \sum_i w_i^2 v_i + 2 \sum_{i < j} w_i w_j c_{ij}$$

onde

$w_i$  = proporção com que a população i participa na formação da população final.

$v_i$  = média da variedade  $i$ .

$c_{ij}$  = média do cruzamento  $ij$ .

Posteriormente, VENCOVSKY *et alii* (1972) mostraram expressões mais gerais que podem servir para se escolher a maneira como as variedades devem ser intercruzadas para formar um composto promissor, e também para orientar na síntese de dois compostos de modo que o cruzamento destes seja de boas características agronômicas. Em ambos os casos, podem-se utilizar diferentes proporções iniciais de sementes.

VENCOVSKY *et alii* (1971b), complementando as pesquisas feitas anteriormente por VENCOVSKY (1969b) e VENCOVSKY *et alii* (1972), apresentaram um estudo detalhado para exemplificar as opções que o melhorista pode ter na síntese de compostos. Partindo de 10 populações originais, estimaram as médias não só de todos os possíveis compostos, como também do cruzamento de compostos, obtendo os compostos A e B, dando, portanto, algumas informações adicionais sobre a utilização prática das expressões de predição de médias de populações compostas e cruzamentos destas.

Dispondo-se de dados de um cruzamento dialélico, envolvendo sete populações de porte baixo e dois compostos já sintetizados e homogenizados de porte normal, MIRANDA FILHO e VENCOVSKY (1973) verificaram que, optando-se pela utilização dos compostos amplos (que envolvem todas as populações de porte baixo), não há perda significativa de produção nem prejuízo no porte, em relação à utilização do composto teoricamente mais produtivo ou de menor porte, no caso em

questão. Além disso, espera-se que a utilização do composto, envolvendo germoplasma mais amplo, apresente a vantagem de resultar em maior variabilidade genética para os caracteres que deverão ser melhorados, ressaltando-se, entretanto, que a escolha dos compostos amplos, como população-base de seleção, neste estudo, foi feita de modo objetivo, o que evidencia a utilidade do processo de predição de médias de compostos.

Utilizando a fórmula geral desenvolvida por VENCOSKY *et alii* (1972) para predição de médias de compostos, e continuando a discussão do trabalho de MIRANDA FILHO e VENCOSKY (1973) referente à introdução de poligenes para porte reduzido em dois compostos de milho e com o objetivo de sintetizar novos compostos a partir do Composto Dent e do Composto Flint, através de cruzamento com sete variedades de porte baixo, MIRANDA FILHO (1974b) apresenta uma fórmula geral para K conjuntos de variedades com características definidas, sendo que cada conjunto participa com uma proporção total  $p_i$  ( $i=1,2,\dots,K$ ) na formação do composto. Alguns exemplos de aplicação desta fórmula de predição são também apresentados.

É interessante observar que a média estimada de um composto,  $\widehat{C\bar{O}}$ , sempre se refere a uma população em equilíbrio de Hardy-Weinberg, isto é, que foi submetida à polinização livre ou a um outro processo controlado que conduza a homogeneização. Também o processo de síntese, a partir de variedades ou do cruzamento de variedades, não influi na média do composto. O que importa basicamente é a proporção com que cada população original participa na síntese. Os métodos de

predição são válidos se os efeitos gênicos epistáticos ou não existem ou não se manifestam nas médias. Qualquer seleção, natural ou artificial, durante o processo de síntese, pode invalidar a estimativa da média do composto.

Considerando dois processos de síntese de compostos, iniciados a partir das variedades ou dos híbridos, VENCOVSKY e VELLO (1969) mostraram que a homogenização de um composto pode ser avaliada, comparando-se estatisticamente as médias das fileiras femininas do lote de recombinação, após cada geração de intercruzamento. Além disso, fornecem expressões que permitem estimar as médias das referidas fileiras femininas após cada geração de intercruzamento. Posteriormente VENCOVSKY *et alii* (1971a) apresentaram um estudo mais detalhado, concluindo que apenas na quarta geração de recombinação se poderá esperar uma uniformidade para todos os caracteres, dentro dos níveis de precisão e delineamento experimental do trabalho, e que a polinização manual é importante somente até a obtenção das plantas da segunda geração de recombinação e é função das diferenças iniciais no florescimento.

Analisando os trabalhos referentes à predição de híbridos duplos e de populações compostas, pode-se verificar que em ambos os casos torna-se necessária a predição de todas as médias para uma posterior escolha dos melhores híbridos duplos ou compostos. Tomando-se, por exemplo, um dialélico com a média das variedades e dos  $(1/2) (n) (n-1)$  híbridos entre elas, podem-se obter 630 híbridos duplos e 1013

possíveis compostos para cada caráter quantitativo, considerando que cada variedade participe com a mesma proporção inicial de indivíduos. Como este processo é moroso e requer computador de alta velocidade, é interessante estudar a possibilidade de estimar a variação esperada entre as médias dos possíveis compostos, sem no entanto ter que obter as estimativas das médias individualmente, podendo-se, também, estimar outros parâmetros importantes. Com isto pode-se encontrar um processo mais simples e rápido em torno do problema de predição de médias de compostos, facilitando ao melhorista a escolha do mais promissor para servir de população-base no programa de melhoramento.

#### 4. MATERIAL E MÉTODOS

Os dados utilizados neste trabalho são relativos a populações de milho e seus cruzamentos em dialélico, obtidos no Instituto de Genética da Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz" da Universidade de São Paulo. Os resultados médios das variedades e dos híbridos entre elas, e os valores de F obtidos da análise da variância de um dialélico 5 x 5 foram retirados do trabalho de BENZANILLA (1971) para os caracteres número de dias para florescimento (NDF), percentagem de folhas acima da espiga (FAE), produção de grãos (P) e área foliar (AF). Resultados semelhantes de um dialélico 7 x 7 para os caracteres diâmetro da espiga (DE), diâmetro do sabugo (DS), peso do sabugo (PS), número de fileiras (NF) e peso dos grãos (PG) foram fornecidos pelo Prof. José Branco de Miranda Filho, sendo a metodologia utilizada para obtenção destes resultados, encontrada em MIRANDA FILHO (1974a). Em ambos os dialélicos a análise da variância foi feita conforme o esquema proposto por GARDNER e EBERHART (1966).

Para um dado caráter, a escolha de populações compostas é feita, normalmente, estimando-se a média de todos os possíveis compostos, procedendo-se, em seguida, à escolha do mais promissor. Entretanto, no presente trabalho, procurou-se demonstrar a possibilidade de se avaliar a amplitude de variação entre as médias de compostos e a escolha de um determinado grupo de compostos, sem necessidade de estimar a média de cada um dos  $2^n - (n+1)$  possíveis compostos.

Assim, para um certo caráter, a escolha de populações compostas foi feita por dois processos:

a) através das próprias médias estimadas (caminho longo) normalmente utilizado por vários autores, tais como, EBERHART *et alii* (1967), VENCOSKY *et alii* (1971) e MIRANDA FILHO (1974b), entre outros.

b) através das estimativas dos parâmetros do modelo de GARDNER e EBERHART (1966) (caminho curto), utilizando-se de expressões próprias.

Pelo caminho longo foram estimadas as médias de cada um dos  $2^n - (n+1)$  possíveis compostos,  $\bar{Y}_{kx}$  (média do k-ésimo composto de tamanho x), sintetizáveis a partir das n populações parentais, pela expressão:

$$\bar{Y}_{kx} = \frac{V. + C..}{x^2} \quad \text{EBERHART } et \text{ alii (1967)}$$

em que V. é a soma das médias das x populações a serem inter cruzadas para formar o composto e C.. a soma das médias dos  $(1/2) (x) (x-1)$  possíveis cruzamentos entre elas; para  $x = 2$ ,

3, ..., n e  $k = 1, 2, \dots, (\bar{n})$ .

Pelo caminho curto obtiveram-se estimativas da variância entre as médias dentro de cada grupo de compostos de tamanho  $x$ ,  $\sigma_{dgx}^2$ , da média de cada grupo,  $\bar{Y}_{.x}$ , da variância ponderada entre estas médias,  $\sigma_{eg}^2$ , da média geral,  $\bar{Y}_{.}$ , e da variância total entre todos os possíveis compostos,  $\sigma_{tc}^2$ , por expressões próprias e a partir das estimativas dos parâmetros do modelo de GARDNER e EBERHART (1966). Para verificar a exatidão do referido processo, as mencionadas variâncias e médias foram também calculadas a partir das estimativas das médias individuais de todos  $2^n - (n+1)$  possíveis compostos.

O exemplo descritivo que se segue facilita a visualização dos parâmetros citados. Considerando-se um dialélico com 4 variedades (1, 2, 3 e 4), têm-se  $2^n - (n+1)$ , ou seja,  $2^4 - (4+1) = 11$ , compostos possíveis, sendo 6 compostos de tamanho 2 (1x2, 1x3, 1x4, 2x3, 2x4, 3x4), 4 de tamanho 3 (1x2x3, 1x2x4, 1x3x4, 2x3x4) e um de tamanho 4 (1x2x3x4), o qual é denominado de composto amplo. Assim,  $\bar{Y}_{kx}$  é a média do  $k$ -ésimo composto de tamanho  $x$  entre os 11 compostos possíveis;  $\sigma_{dg2}^2$ ,  $\sigma_{dg3}^2$ , e  $\sigma_{dg4}^2$  são, respectivamente, as variâncias entre as médias dos compostos de tamanho 2, 3 e 4;  $\bar{Y}_{.2}$ ,  $\bar{Y}_{.3}$  e  $\bar{Y}_{.4}$  são as médias gerais dos compostos de tamanho 2, 3 e 4, respectivamente;  $\sigma_{eg}^2$  é a variância ponderada entre as médias  $\bar{Y}_{.2}$ ,  $\bar{Y}_{.3}$  e  $\bar{Y}_{.4}$ ;  $\bar{Y}_{.}$  é a média geral e  $\sigma_{tc}^2$  é a variância total entre as médias dos 11 compostos.

Após a obtenção dos referidos parâmetros pelo

caminho curto, obtiveram-se as estimativas de  $\bar{Y}_{.x} \pm 2 \sigma_{dgx}$  e  $\bar{Y}_{..} \pm 2 \sigma_{tc}$ . Estes intervalos contêm em torno de 95% das observações, o que nos dá uma idéia dos possíveis valores máximo e mínimo que as médias podem atingir.

As expressões, referidas anteriormente, foram obtidas segundo o processo de predição de GARDNER e EBERHART (1966) que tem como base a tabela dialélica, contendo as médias ( $V_i$ ) das  $n$  variedades ou populações parentais e as médias ( $C_{ij}$ ) dos  $(1/2)(n)(n-1)$  respectivos cruzamentos entre elas. Temos as seguintes médias esperadas:

$$F_1 = C_{ij} = \frac{V_i + V_j}{2} + h_{ij} \quad , \quad \text{sendo} \quad \begin{aligned} V_i &= \mu_v + v_i \\ V_j &= \mu_v + v_j \\ h_{ij} &= \bar{h} + h_i + h_j + s_{ij} \end{aligned}$$

temos:

$$C_{ij} = \frac{\mu_v + v_i + \mu_v + v_j}{2} + \bar{h} + h_i + h_j + s_{ij}$$

$$C_{ij} = \mu_v + \frac{1}{2}(v_i + v_j) + \bar{h} + h_i + h_j + s_{ij}$$

Assim para  $x = 2$ , um dado composto  $k$  terá:

$$\bar{Y}_{k2} = \frac{V_i + V_j}{2} + \frac{1}{2} h_{ij} \quad \text{EBERHART et alii (1967)}$$

$$\bar{Y}_{k2} = \mu_v + \frac{1}{2}(v_i + v_j) + \frac{1}{2}(\bar{h} + h_i + h_j + s_{ij})$$

onde

$V_i$  e  $V_j$  são as médias das variedades  $i$  e  $j$ ;

$h_{ij}$  é a heterose do cruzamento  $i j$  e é definida como a diferença entre a média do cruzamento e a média aritmética dos dois pais;

$\mu_v$  = média de todas variedades parentais testadas;

$v_i$  = efeito da variedade  $i$ ;  $\sum_{i=1}^n v_i = 0$ ;

$\bar{h}$  = heterose média de todos cruzamentos;

$h_i$  e  $h_j$  = heteroses conferidas pela variedade  $i$  ou  $j$  nos cruzamentos em que a variedade participa;

$$\sum_{i=1}^n h_i \quad \text{ou} \quad \sum_{j=1}^n h_j = 0$$

$s_{ij}$  = heterose específica do cruzamento  $i j$ , ou seja, a capacidade específica da combinação manifestada neste cruzamento;

$$\sum_{i \neq j}^n s_{ij} = 0 \quad \text{para cada } j, \quad \sum_{j \neq i}^n s_{ij} = 0 \quad \text{para cada } i$$

Para utilização das expressões desenvolvidas, foram estimados, para cada caráter, os parâmetros  $\mu_v$ ,  $v_i$ ,  $\bar{h}$ ,  $h_i$  e  $s_{ij}$ , segundo a metodologia de GARDNER (1967) e VENCOSKY (1969).

Como a média de um composto é estimada a partir de  $V_i$  e  $C_{ij}$ , a variância entre estas médias é função dos parâmetros do modelo e sua magnitude função da significância dos mesmos. Assim, foram apresentados os valores de  $F$  referentes a estes parâmetros com seu nível de significância, com o objetivo de associar a magnitude e significância dos mesmos com o processo de predição de médias de compostos.

## 5. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os resultados médios obtidos de um dialélico de 7 variedades e dos 21 híbridos entre elas, sem os recíprocos, relativos ao diâmetro da espiga, encontram-se na tabela 1, e as médias estimadas dos 120 possíveis compostos na ta-

Tabela 1. Médias observadas do diâmetro da espiga (cm) de 7 variedades e seus híbridos em cruzamentos dialélicos, obtidos por MIRANDA FILHO\*

	1	2	3	4	5	6	7
1	4,48	4,68	4,65	4,82	4,92	4,55	4,55
2	-	4,55	4,60	4,58	4,70	4,65	4,28
3	-	-	4,52	4,58	4,68	4,65	4,22
4	-	-	-	4,50	4,80	4,55	4,32
5	-	-	-	-	4,60	4,92	4,30
6	-	-	-	-	-	4,35	4,28
7	-	-	-	-	-	-	3,95

\* Dados, gentilmente, fornecidos pelo Prof. José Branco de Miranda Filho.

bela 2.

Tabela 2. Médias estimadas dos 120 possíveis compostos relativos ao diâmetro da espiga (cm), sendo 21 compostos de tamanho 2, 35 de tamanho 3, 35 de tamanho 4, 21 de tamanho 5, 7 de tamanho 6 e 1 de tamanho 7

Tamanho e tipo do composto	Médias estimadas	Tamanho e tipo do composto	Médias estimadas
<u>Tamanho 2</u>		<u>Tamanho 4</u>	
1x2	4,60	1x2x3x4	4,62
1x3	4,57	1x2x3x5	4,66
1x4	4,65	1x2x3x6	4,59
1x5	4,73	1x2x3x7	4,47
1x6	4,48	1x2x4x5	4,70
1x7	4,38	1x2x4x6	4,60
2x3	4,57	1x2x4x7	4,50
2x4	4,55	1x2x5x6	4,68
2x5	4,64	1x2x5x7	4,53
2x6	4,55	1x2x6x7	4,46
2x7	4,26	1x3x4x5	4,69
3x4	4,54	1x3x4x6	4,59
3x5	4,62	1x3x4x7	4,48
3x6	4,55	1x3x5x6	4,67
3x7	4,23	1x3x5x7	4,51
4x5	4,68	1x3x6x7	4,44
4x6	4,49	1x4x5x6	4,69
4x7	4,27	1x4x5x7	4,56
5x6	4,70	1x4x6x7	4,46
5x7	4,29	1x5x6x7	4,53
6x7	4,21	2x3x4x5	4,63
<u>Tamanho 3</u>		2x3x4x6	4,57
1x2x3	4,60	2x3x4x7	4,42
1x2x4	4,63	2x3x5x6	4,65
1x2x5	4,69	2x3x5x7	4,45

1x2x6	4,57	2x3x6x7	4,42
1x2x7	4,44	2x4x5x6	4,65
1x3x4	4,62	2x4x5x7	4,47
1x3x5	4,68	2x4x6x7	4,42
1x3x6	4,56	2x5x6x7	4,48
1x3x7	4,42	3x4x5x6	4,64
1x4x5	4,74	3x4x5x7	4,46
1x4x6	4,57	3x4x6x7	4,41
1x4x7	4,48	3x5x6x7	4,47
1x5x6	4,69	4x5x6x7	4,48
1x5x7	4,51	<u>Tamanho 5</u>	
1x6x7	4,39	1x2x3x4x5	4,67
2x3x4	4,56	1x2x3x4x6	4,60
2x3x5	4,62	1x2x3x4x7	4,50
2x3x6	4,58	1x2x3x5x6	4,66
2x3x7	4,36	1x2x3x5x7	4,53
2x4x5	4,64	1x2x3x6x7	4,48
2x4x6	4,55	1x2x4x5x6	4,67
2x4x7	4,37	1x2x4x5x7	4,56
2x5x6	4,67	1x2x4x6x7	4,49
2x5x7	4,41	1x2x5x6x7	4,54
2x6x7	4,36	1x3x4x5x6	4,67
3x4x5	4,64	1x3x4x5x7	4,55
3x4x6	4,55	1x3x4x6x7	4,48
3x4x7	4,36	1x3x5x6x7	4,53
3x5x6	4,66	1x4x5x6x7	4,56
3x5x7	4,38	2x3x4x5x6	4,64
3x6x7	4,35	2x3x4x5x7	4,49
4x5x6	4,66	2x3x4x6x7	4,45
4x5x7	4,43	2x3x5x6x7	4,50
4x6x7	4,34	2x4x5x6x7	4,51
5x6x7	4,43	3x4x5x6x7	4,50
		<u>Tamanho 6</u>	
		1x2x3x4x5x6	4,66
		1x2x3x4x5x7	4,55
		1x2x3x4x6x7	4,51

1x2x3x5x6x7	4,55
1x2x4x5x6x7	4,56
1x3x4x5x6x7	4,55
2x3x4x5x6x7	4,52
<u>Tamanho 7</u>	
1x2x3x4x5x6x7	4,56

Observando os resultados médios estimados de cada composto, na tabela 2, o melhorista escolhe o composto que mais lhe convém. Este processo é denominado de **caminho longo**, pois é necessário estimar as médias dos 120 possíveis compostos, para em seguida, proceder à seleção.

A variância entre as médias de todos os compostos, tabela 2, pode ser obtida por:

$$\hat{\sigma}_{tc}^2 = \hat{\sigma}_{eg}^2 + \hat{\sigma}_{dg}^2 \quad (1)$$

em que:

$$\hat{\sigma}_{eg}^2 = \frac{\sum_{x=2}^n \binom{n}{x} (\hat{\bar{Y}}_{.x} - \hat{\bar{Y}}_{..})^2}{2^n - (n+2)} \quad (2)$$

$$\hat{\sigma}_{dg}^2 = \frac{\sum_{x=2}^n [\binom{n}{x} - 1] \hat{\sigma}_{dgx}^2}{2^n - 2n} \quad (3)$$

Sendo:

$$\hat{\sigma}_{dgx}^2 = \frac{\sum_{k=1}^n (\hat{Y}_{kx} - \hat{\bar{Y}}_{.x})^2}{\binom{n}{x} - 1} \quad (4)$$

$$\hat{\bar{Y}}_{.x} = \frac{\sum_{k=1}^n \hat{Y}_{kx}}{\binom{n}{x}} \quad (5)$$

$$\hat{Y}_{..} = \frac{\sum_{x=2}^n \binom{n}{x} \hat{Y}_{.x}}{2^n - (n+1)} \quad (6)$$

onde  $\hat{Y}_{kx}$  é a média de cada um dos 120 possíveis compostos,  $\binom{n}{x}$  a combinação de  $n$  tomado  $x$  a  $x$ ,  $\sum_{x=2}^n \binom{n}{x} = 2^n - (n+1)$ , e o ponto significa o somatório em relação ao índice.

Entretanto estas médias e variâncias podem ser obtidas através de estimativas de parâmetros sem necessidade de estimar as médias individuais de cada composto, conforme será demonstrado a seguir.

Considerando, por exemplo, um dialélico com 4 variedades ( $V_1, V_2, V_3, V_4$ ), com as restrições que  $\sum_{i=1}^n \hat{v}_i = 0$ ,  $\sum_{i=1}^n \hat{h}_i = 0$  e  $\sum_{i < j} \hat{s}_{ij} = 0$ , temos para um composto qualquer de tamanho 2 ( $V_1 V_2$  por exemplo) a seguinte decomposição:

$$V_1 = \mu_v + v_1$$

$$V_2 = \mu_v + v_2$$

$$2C_{12} = 2\mu_v + v_1 + v_2 + 2\bar{h} + 2h_1 + 2h_2 + 2s_{12}$$

$$\text{Total} = 4\mu_v + 2v_1 + 2v_2 + 2\bar{h} + 2h_1 + 2h_2 + 2s_{12}$$

Dividindo este total por 4, para obter a média do composto respectivo, tem-se:

$$\mu_v + \frac{1}{2} (v_1 + v_2) + \frac{1}{2} (\bar{h} + h_1 + h_2 + s_{12})$$

Deste modo pode-se representar a média de todos compostos de tamanho 2, da seguinte maneira:

Compostos de tamanho 2	Média esperada dos compostos
$V_1V_2$	$\mu_v + \frac{1}{2} (v_1 + v_2) + \frac{1}{2} (\bar{h} + h_1 + h_2 + s_{12})$
$V_1V_3$	$\mu_v + \frac{1}{2} (v_1 + v_3) + \frac{1}{2} (\bar{h} + h_1 + h_3 + s_{13})$
$V_1V_4$	$\mu_v + \frac{1}{2} (v_1 + v_4) + \frac{1}{2} (\bar{h} + h_1 + h_4 + s_{14})$
$V_2V_3$	$\mu_v + \frac{1}{2} (v_2 + v_3) + \frac{1}{2} (\bar{h} + h_2 + h_3 + s_{23})$
$V_2V_4$	$\mu_v + \frac{1}{2} (v_2 + v_4) + \frac{1}{2} (\bar{h} + h_2 + h_4 + s_{24})$
$V_3V_4$	$\mu_v + \frac{1}{2} (v_3 + v_4) + \frac{1}{2} (\bar{h} + h_3 + h_4 + s_{34})$
Média do Grupo ( $\bar{Y}_{.2}$ )	$\mu_v + \frac{1}{2} \bar{h}$

Repetindo o esquema, porém para compostos de tamanho 3, a média do grupo será:

$$\bar{Y}_{.3} = \mu_v + \frac{2}{3} \bar{h}$$

Utilizando esquemas semelhantes para n variedades e compostos de tamanho x, obtêm-se a seguinte expressão geral:

$$\bar{Y}_{.x} = \mu_v + \left(\frac{x-1}{x}\right) \bar{h}$$

$$\bar{Y}_{.x} = \mu_v + \left(1 - \frac{1}{x}\right) \bar{h} \quad (7)$$

Obtendo, agora, os desvios dos compostos de tamanho 2 em relação à sua média, tem-se:

Desvios = média esperada - média do grupo

$$\frac{1}{2} (v_1 + v_2) + \frac{1}{2} (h_1 + h_2 + s_{12})$$

$$\frac{1}{2} (v_1 + v_3) + \frac{1}{2} (h_1 + h_3 + s_{13})$$

$$\frac{1}{2} (v_1 + v_4) + \frac{1}{2} (h_1 + h_4 + s_{14})$$

$$\frac{1}{2} (v_2 + v_3) + \frac{1}{2} (h_2 + h_3 + s_{23})$$

$$\frac{1}{2} (v_2 + v_4) + \frac{1}{2} (h_2 + h_4 + s_{24})$$

$$\frac{1}{2} (v_3 + v_4) + \frac{1}{2} (h_3 + h_4 + s_{34})$$

Assim, a variância entre as médias dos compostos de tamanho 2,  $\sigma_{dg2}^2$ , será estimada por:

$$\sigma_{dg2}^2 = \frac{1}{NC_2 - 1} \Sigma (\widehat{\text{desvios}})^2$$

sendo  $NC_2$  o número de compostos de tamanho 2, ou seja,  $C_4^2 = 6$ .

Generalizando  $\Sigma (\widehat{\text{desvios}})^2$  para  $n$  variedades e para compostos de tamanho 2, temos:

$$\Sigma (\widehat{\text{desvios}})^2 = \frac{1}{4} \Sigma_{ij} (\widehat{v}_i + \widehat{v}_j + \widehat{h}_i + \widehat{h}_j + \widehat{s}_{ij})^2$$

Pode-se demonstrar que, com excessão de  $\Sigma v_i h_i$ , todos os outros somatórios de produtos dos elementos do quadrado dos desvios são iguais a zero. Assim, a estimativa da variância entre médias de compostos de tamanho 2,  $\widehat{\sigma}_{dg2}^2$ , obtidos de  $n$  variedades será:

$$\widehat{\sigma}_{dg2}^2 = \frac{1}{NC_2 - 1} \Sigma (\widehat{\text{desvios}})^2$$

$$\widehat{\sigma}_{dg2}^2 = \frac{1}{NC_2 - 1} \left( \frac{1}{4} \right) \left[ (n-2) \sum_{i=1}^n \widehat{v}_i^2 + (n-2) \sum_{i=1}^n \widehat{h}_i^2 + 2(n-2) \sum_{i=1}^n \widehat{v}_i \widehat{h}_i + \sum_{i < j} \widehat{s}_{ij}^2 \right]$$

$$\hat{\sigma}_{dg2}^2 = \frac{1}{4(NC_2-1)} \left[ (n-2) \left( \sum_{i=1}^n \hat{v}_i^2 + \sum_{i=1}^n \hat{h}_i^2 + 2 \sum_{i=1}^n \hat{v}_i \hat{h}_i \right) + \sum_{i<j} \hat{s}_{ij}^2 \right]$$

Utilizando-se do modelo descrito, de algumas propriedades da análise combinatória e generalizando para qualquer composto de tamanho  $x$  ( $x = 2, 3, \dots, n$ ) obteve-se a seguinte expressão geral:

$$\hat{\sigma}_{dgx}^2 = \frac{1}{(NC_x-1)x^4} \left\{ \binom{n-2}{x-1} \left[ x^2 \sum_{i=1}^n \hat{v}_i^2 + 4(x-1)^2 \sum_{i=1}^n \hat{h}_i^2 + 4x(x-1) \sum_{i=1}^n \hat{v}_i \hat{h}_i \right] + 4 \binom{n-4}{x-2} \sum_{i<j} \hat{s}_{ij}^2 \right\} \quad (8)$$

Analisando as expressões (1) (2) (3) (4) (5) (6) e (7) verifica-se que apenas as expressões (5) e (4), que estimam, respectivamente, a média do grupo de compostos de tamanho  $x$ ,  $\bar{Y}_{.x}$ , e a variância entre as médias dos grupos de compostos de tamanho  $x$ ,  $\sigma_{dgx}^2$ , são dependentes das estimativas das médias individuais de cada composto,  $\bar{Y}_{kx}$ . Assim, em função dos parâmetros estimados pelas expressões (7) e (8), as quais independem das estimativas das médias individuais,  $\bar{Y}_{kx}$ , obtêm-se as estimativas dos parâmetros das expressões (1)(2) (3) e (6).

Os resultados, obtidos através das médias dos 120 possíveis compostos e pelas expressões desenvolvidas, são apresentados nas tabelas 3 e 4. Verifica-se que os resultados foram iguais nos dois processos, com exceção da variância entre todos os compostos,  $\sigma_{tc}^2$ , que apresentou uma pequena discrepância, na quarta casa decimal. É interessante salientar que a validade das expressões foi comprovada para ou-

Tabela 3. Resumo dos resultados obtidos das variâncias entre médias dentro de grupo de compostos,  $\hat{\sigma}_{dgx}^2$ , e das médias dos grupos,  $\hat{Y}_{..x}$ , estimados diretamente dos dados e pelas expressões desenvolvidas, referentes ao diâmetro da espiga (cm)

Composto tamanho	Variância dentro dos grupos		Médias dos grupos	
	dos dados	pela fórmula	dos dados	pela fórmula
2	0,0265	0,0265	4,50	4,50
3	0,0152	0,0152	4,53	4,53
4	0,0089	0,0089	4,54	4,54
5	0,0050	0,0050	4,55	4,55
6	0,0023	0,0023	4,56	4,56
7	0,0000	0,0000	4,56	4,56

Tabela 4. Resumo dos resultados obtidos dos parâmetros  $\hat{\sigma}_{eg}^2$ ,  $\hat{Y}_{..}$  e  $\hat{\sigma}_{tc}^2$ , estimado diretamente dos dados e em função das expressões desenvolvidas, relativos ao diâmetro da espiga (cm)

Parâmetros	Processo de obtenção	
	dos dados	pela fórmula
$\hat{\sigma}_{eg}^2$	0,0003	0,0003
$\hat{Y}_{..}$	4,54	4,54
$\hat{\sigma}_{tc}^2$	0,0126	0,0131

tros caracteres, e para valores de n diferentes de 7.

O exame das expressões (7) e (8), desenvolvidas neste trabalho, nos dá uma idéia da amplitude da variação das médias dos compostos possíveis, e da variação das me\_

mas. Assim, considerando-se a  $\hat{h} \geq 0$ , tem-se:

Se  $\hat{h} = 0$ ;  $\sum_{i=1}^n \hat{v}_i^2 = 0$ ;  $\sum_{i=1}^n \hat{h}_i^2 = 0$ ;  $\sum_{i \neq j} \hat{s}_{ij}^2 = 0$  para cada  $j$ , não haverá diferença entre as médias dos grupos,  $\bar{Y}_{.x}$ , nem variação dentro dos grupos de compostos de tamanho  $x$ ,  $\sigma_{dgx}^2$ . Nestas circunstâncias pode-se optar pelo composto amplo.

Se  $\hat{h} > 0$ ;  $\sum_{i=1}^n \hat{v}_i^2 = 0$ ;  $\sum_{i=1}^n \hat{h}_i^2 = 0$ ;  $\sum_{i \neq j} \hat{s}_{ij}^2 = 0$  para cada  $j$ , as médias dos grupos,  $\bar{Y}_{.x}$ , aumentam no sentido do composto amplo, não havendo, entretanto, variação dentro dos grupos de compostos de tamanho  $x$ ,  $\sigma_{dgx}^2$ . Também, neste caso, pode-se optar pelo composto amplo.

Sendo  $\hat{h} = 0$  e os outros parâmetros diferentes de zero, não haverá diferença entre as médias dos grupos,  $\bar{Y}_{.x}$ , havendo, entretanto, variação dentro dos grupos de compostos de tamanho  $x$ ,  $\sigma_{dgx}^2$ . Se, por outro lado, estes parâmetros forem diferentes de zero, as médias dos grupos,  $\bar{Y}_{.x}$ , aumentam no sentido do composto amplo, havendo variação dentro dos grupos de compostos de tamanho  $x$ ,  $\sigma_{dgx}^2$ . Nestes dois últimos casos, é necessária uma investigação mais detalhada, antes de se proceder à escolha de um determinado composto.

A expressão (7),  $\bar{Y}_{.x}$ , nos mostra que para qualquer número de variedades ou populações envolvidas no dialélico, e qualquer caráter, a média, entre os grupos de compostos de tamanho  $x$ , aumenta no sentido do composto amplo, a não ser quando a heterose média for igual a zero, porquanto este aumento é dependente deste parâmetro e do aumento progressivo do quociente  $1 - \frac{1}{x}$ .

Para o caso da  $\hat{h} < 0$ , o raciocínio de interpretação é semelhante ao discutido.

Analisando a expressão (8),  $\sigma_{dgx}^2$ , verifica-se que, para um determinado caráter, os parâmetros  $\sum_{i=1}^n v_i^2$ ,  $\sum_{i=1}^n h_i^2$ ,  $\sum_{i=1}^n v_i h_i$  e  $\sum_{i \neq j} s_{ij}^2$  para cada  $j$  são constantes para se determinarem as variâncias entre as médias dos grupos de compostos de tamanho  $x$ ,  $\sigma_{dgx}^2$ . Portanto a diferença entre estas variâncias é função dos coeficientes destes parâmetros, os quais variam conforme o tamanho do composto dentro de um mesmo valor de  $n$ . Os referidos parâmetros têm os seguintes coeficientes:

$$\frac{\binom{n-2}{x-1} x^2}{(NC_x - 1)x^4} \sum_{i=1}^n v_i^2 \qquad \frac{\binom{n-2}{x-1} 4x(x-1)}{(NC_x - 1)x^4} \sum_{i=1}^n v_i h_i$$

$$\frac{\binom{n-2}{x-1} 4(x-1)^2}{(NC_x - 1)x^4} \sum_{i=1}^n h_i^2 \qquad \frac{4 \binom{n-4}{x-2}}{(NC_x - 1)x^4} \sum_{i \neq j} s_{ij}^2 \text{ para cada } j$$

Fazendo os coeficientes de  $\sum_{i=1}^n v_i^2$ ,  $\sum_{i=1}^n h_i^2$ ,  $\sum_{i=1}^n v_i h_i$  e  $\sum_{i \neq j} s_{ij}^2$ , respectivamente, iguais a a, b, c e d, e considerando valores de  $n$  (número de variedades no dialélico) iguais a 4; 6; 8; e 15, obtiveram-se os coeficientes para todos os compostos de tamanho  $x$  e a percentagem de cada coeficiente em relação ao composto de tamanho 2 (100%), cujos resultados são mostrados na tabela 5. Dentro de cada valor de  $n$  os coeficientes diminuem à medida que se aumenta o número de variedades no composto, indicando um decréscimo nas variâncias entre as médias dentro dos grupos de compostos de menor para os de maior tamanho. Entretanto este decréscimo é

Tabela 5. Coeficientes dos parâmetros da expressão,  $\sigma_{dgx}^2$ , para cada composto de tamanho x dentro de valores de n iguais a 4, 6, 8 e 15, e percentagem de cada coeficiente em relação ao composto de tamanho 2.

Tamanho do composto	$a^{\underline{1}}/$	a%	$b^{\underline{1}}/$	b%	$c^{\underline{1}}/$	c%	$d^{\underline{1}}/$	d%	
n=4	x=2	0,1000	100,00	0,1000	100,00	0,2000	100,00	0,0500	100,00
	x=3	0,0370	37,04	0,0658	65,84	0,0988	49,38	0,0	
	x=4	0,0		0,0				0,0	
n=6	x=2	0,0714	100,00	0,0714	100,00	0,1428	100,00	0,0178	100,00
	x=3	0,0351	49,12	0,0624	87,33	0,0936	65,50	0,0052	29,11
	x=4	0,0178	25,00	0,0402	56,25	0,0536	37,50	0,0011	6,25
	x=5	0,0080	11,20	0,0205	28,67	0,0256	17,92	0,0	
	x=6	0,0		0,0		0,0		0,0	
n=8	x=2	0,0556	100,00	0,0556	100,00	0,1111	100,00	0,0092	100,00
	x=3	0,0303	54,54	0,0539	96,97	0,0808	72,73	0,0036	38,78
	x=4	0,0181	32,61	0,0408	73,37	0,0543	48,91	0,0014	14,68
	x=5	0,0109	19,64	0,0279	50,27	0,0349	31,42	0,0005	5,02
	x=6	0,0062	11,11	0,0171	30,86	0,0206	18,52	0,0001	1,23
	x=7	0,0029	5,25	0,0086	15,42	0,0099	9,00	0,0	
	x=8	0,0		0,0		0,0		0,0	
n=15	x=2	0,0312	100,00	0,0312	100,00	0,0625	100,00	0,0024	100,00
	x=3	0,0191	61,09	0,0339	108,60	0,0509	81,45	0,0012	49,75
	x=4	0,0131	41,94	0,0295	94,36	0,0393	62,90	0,0006	26,21
	x=5	0,0095	30,49	0,0244	78,04	0,0305	48,78	0,0004	14,64
	x=6	0,0071	22,86	0,0198	63,50	0,0238	38,10	0,000204	8,48
	x=7	0,0054	17,42	0,0160	51,19	0,0187	29,86	0,000120	4,99
	x=8	0,0042	13,33	0,0128	40,84	0,0146	23,34	0,000070	2,91
	x=9	0,0032	10,16	0,0100	32,11	0,0113	18,06	0,000040	1,66
	x=10	0,0024	7,62	0,0077	24,69	0,0086	13,72	0,000022	0,92
	x=11	0,0017	5,54	0,0057	18,33	0,0063	10,08	0,000011	0,46
	x=12	0,0012	3,82	0,0040	12,83	0,0044	7,00	$4,7 \times 10^{-6}$	0,20
	x=13	0,0007	2,37	0,0025	8,08	0,0027	4,37	$1,4 \times 10^{-6}$	0,06
	x=14	0,0004	1,16	0,0012	4,02	0,0014	2,17	0,0	
	x=15	0,0		0,0		0,0		0,0	

$\underline{1}/$   $\underline{a}$ ,  $\underline{b}$ ,  $\underline{c}$  e  $\underline{d}$  são, respectivamente, coeficientes dos parâmetros

$$i \sum_{i=1}^n v_i^2, \quad i \sum_{i=1}^n h_i^2, \quad i \sum_{i=1}^n v_i h_i \quad \text{e} \quad \sum_{i \neq j}^n s_{ij}^2.$$

função de  $n$  (número de variedades no dialélico), pois, à medida que  $n$  aumenta, a percentagem de cada coeficiente em relação ao composto de tamanho 2, também aumenta. Isto significa que em dialélicos com maior número de variedades, quinze por exemplo, maior atenção deve ser dada aos compostos de menor tamanho, pois, nestas condições podem-se obter compostos com médias bastante superior à do amplo, e com variabilidade razoável. Verifica-se, também, na tabela 5, que para qualquer valor de  $n$  os coeficientes dos compostos de tamanho  $x$  decrescem na ordem  $c = \frac{n}{\sum_{i=1}^n v_i \cdot h_i} > b = \frac{n}{\sum_{i=1}^n h_i^2} > a = \frac{n}{\sum_{i=1}^n v_i^2} > d = \frac{n}{\sum_{i \neq j} s_{ij}^2}$ , exceto para os compostos de tamanho 2, onde  $a$  é igual a  $b$ . Assim, devem-se escolher, para o dialélico, variedades contrastantes e com boa capacidade geral de combinação entre si, com o objetivo de se obterem altos valores de  $\frac{n}{\sum_{i=1}^n v_i \cdot h_i}$ . A heterose específica, ou capacidade específica de combinação, além de apresentar menor coeficiente, é de aproveitamento bastante reduzido nos compostos de maior tamanho.

#### 5.1. Escolha de populações compostas pelo caminho curto.

O processo de escolha de populações compostas, apresentado a seguir, baseia-se no uso das expressões desenvolvidas, sendo simples, rápido e dispensa a estimativa das médias individuais dos  $2^n - (n+1)$  possíveis compostos, pois, a obtenção destas médias é demorada e exige o uso do computador, principalmente quando o número de variedades, no dialélico, é grande.

Após a obtenção dos resultados de campo das variedades e dos  $(1/2) (n) (n-1)$  híbridos entre elas, para cada caráter, os mesmos são submetidos a uma análise usual da variância. Em seguida os resultados médios destes tratamentos são colocados em uma tabela dialélica, para uma segunda análise da variância conforme o esquema de GARDNER e EBERHART (1966). Os valores de F com os respectivos níveis de significância, para os nove caracteres estudados, encontram-se na tabela 6.

Os efeitos de variedades e de heterose média, de variedade e específica foram não significativos para o caráter percentagem de folhas acima da espiga (FAE). Por outro lado o caráter número de fileiras (NF) mostrou efeitos significativos para variedades e heterose específica, porém os valores de F observados foram próximos do valor tabulado. Nestas circunstâncias, para ambos os caracteres, as médias dos possíveis compostos são homogêneas, podendo-se, nestes casos optar pelo composto amplo, o qual apresentará maior variabilidade.

Entretanto, para os outros caracteres não se pode ter idéia do tipo de composto a ser escolhido, baseando-se na tabela 6, pois a não significância da heterose média para os caracteres diâmetro do sabugo (DS), número de dias para florescimento (NDF) e área foliar (AF) indica que as médias dos grupos de compostos de tamanho  $x$ ,  $\bar{Y}_{.x}$ , não diferem muito entre si. Entretanto, a magnitude e significância dos valores de F para um ou mais de um, dos outros três parâme-

Tabela 6. Valores de F observados, com os respectivos níveis de significância dos caracteres diâmetro da espiga (DE), diâmetro do sabugo (DS), peso do sabugo (PS), número de fileiras (NF), peso dos grãos (PG), número de dias para florescimento (NDF), percentagem de folhas acima da espiga (FAE), produção de grãos (P) e área foliar (AF), obtidos das análises da variância dos dados em dialélico. MIRANDA FILHO (1974) e BENZANILLA (1971)

Fontes de variação	DE	DS	PS	NF	PG	NDF	FAE	P	AF
Variedades	28,40**	33,32**	4,87**	7,38**	8,16**	100,83**	2,44ns	31,61**	71,63**
het.média ( $\bar{h}$ )	25,62**	2,18ns	16,16**	3,11ns	29,20**	0,02ns	1,14ns	26,35**	0,07ns
het.variedades ( $h_i$ )	2,36*	2,57*	2,18*	1,25ns	2,05ns	0,30ns	2,23ns	3,80**	1,65ns
het.específica ( $s_{ij}$ )	1,70*	2,65*	0,55ns	1,90*	0,79ns	1,36ns	1,01ns	0,38ns	4,58**

\*\* significativo ao nível de 1% de probabilidade.

\* significativo ao nível de 5% de probabilidade.

ns não significativo.

tros não nos permite ter idéia da variação entre as médias dos compostos possíveis. Os demais caracteres diâmetro da espiga (DE), peso do sabugo (PS), peso dos grãos (PG) e produção (P) mostraram significância para a heterose média, indicando que as médias dos grupos de compostos de tamanho  $x$ , diferem entre si. Além disso, para estes caracteres, o valor de  $F$  observado para um ou mais de um dos outros três parâmetros foi bem maior do que o tabulado.

Para estes últimos caracteres obtêm-se as quantidades  $\hat{h}$  e  $\frac{n}{i} \hat{v}_i^2$ ,  $\frac{n}{i} \hat{h}_i^2$ ,  $\frac{n}{i} \hat{v}_i \hat{h}_i$ ,  $\frac{n}{i \neq j} \hat{s}_{ij}^2$  para cada  $j$ . Utilizando-se das expressões desenvolvidas estimam-se os parâmetros constantes das tabelas 3 e 4, sendo os resultados encontrados na tabela 7 (incluíram-se os caracteres percentagem de folhas acima da espiga FAE e número de fileiras, NF, para confirmação do que foi concluído para ambos). Observa-se, nesta tabela, que a variância entre as médias dentro do grupo de compostos,  $\sigma_{dgx}^2$ , diminui do composto de tamanho 2 para o composto amplo, enquanto que as médias dos grupos de compostos,  $\bar{Y}_{.x}$ , aumentam, conforme foi discutido anteriormente.

A partir dos dados da tabela 7, obtêm-se as estimativas dos coeficientes de variação dos grupos de compostos de tamanho  $x$  ( $CV_{dgx} = \frac{\sigma_{dgx}}{\bar{Y}_{.x}} \times 100$ ) e do coeficiente de variação total entre as médias de todos os possíveis compostos ( $CV_{tc} = \frac{\sigma_{tc}}{\bar{Y}} \times 100$ ) cujos resultados são apresentados na tabela 8. Os coeficientes de variação dos grupos de compostos de tamanho  $x$ ,  $CV_x$ , indicam a magnitude da variação entre as médias do respectivo grupo de composto, enquanto que o co

Tabela 7. Estimativas dos parâmetros  $\sigma_{dgx}^2$ ,  $\bar{Y}_x$ ,  $\sigma_{eg}^2$ ,  $\bar{Y}_{..}$  e  $\sigma_{tc}^2$  obtidos pelas expressões desenvolvidas para os nove caracteres estudados.

Carac- teres	$\sigma_{dg2}^2$	$\sigma_{dg3}^2$	$\sigma_{dg4}^2$	$\sigma_{dg5}^2$	$\sigma_{dg6}^2$	$\bar{Y}_{.2}$	$\bar{Y}_{.3}$	$\bar{Y}_{.4}$	$\bar{Y}_{.5}$	$\bar{Y}_{.6}$	$\bar{Y}_{.7}$	$\sigma_{eg}^2$	$\bar{Y}_{..}$	$\sigma_{tc}^2$
DE	0,0265	0,0152	0,0089	0,0050	0,0023	4,50	4,53	4,54	4,55	4,56	4,56	0,0003	4,54	0,0131
DS	0,0148	0,0082	0,0048	0,0026	0,0012	2,92	2,93	2,93	2,93	2,94	2,94	0,000012	2,93	0,0070
PS	2,3919	1,6239	1,0343	0,6049	0,2936	26,28	26,78	27,03	27,18	27,28	27,35	0,0994	26,87	1,4334
NF	0,1734	0,0966	0,0552	0,0302	0,0140	13,98	14,02	14,05	14,06	14,07	14,07	0,0008	14,03	0,0825
PG	105,0233	59,0489	34,6106	19,3242	9,1073	128,46	131,72	133,35	134,32	134,98	135,44	4,2523	132,30	54,4805
NDF	6,6722	2,9508	1,2400	0,0000	-	76,10	76,11	76,11	76,11	-	-	0,00002	76,10	4,1622
FAE	8,2060	0,0928	0,0402	0,0000	-	35,85	35,90	35,93	35,94	-	-	0,0012	35,89	0,1307
P	150,8805	73,8286	32,8156	0,0000	-	109,86	112,19	113,35	114,04	-	-	2,1913	111,59	100,0843
AF	818464,7188	394010,8540	133761,8552	0,0000	-	7251,66	7257,69	7260,70	7262,51	-	-	14,7658	7256,14	495802,3829

Tabela 8. Estimativas dos coeficientes de variação entre as médias dos grupos de compostos de tamanho  $x$ , e do coeficiente de variação total, relativos aos nove caracteres estudados.

Carac teres	Coeficientes de variação dentro dos grupos de compostos de tamanho					Coeficiente de variação total
	2	3	4	5	6	
DE	3,62	2,72	2,08	1,55	1,06	2,53
DS	4,16	3,10	2,36	1,75	1,20	2,86
PS	5,88	4,76	3,76	2,86	1,99	4,46
NF	2,98	2,22	1,67	1,24	0,84	2,05
PG	7,98	5,83	4,41	3,27	2,24	5,58
NDF	3,39	2,26	1,46	-	-	2,68
FAE	1,26	0,85	0,56	-	-	1,01
P	11,18	7,66	5,05	-	-	8,96
AF	12,48	7,96	5,04	-	-	9,70

eficiente de variação total indica a magnitude de variação entre as médias de todos possíveis compostos. Observa-se, nesta tabela, que, para todos caracteres, o coeficiente de variação,  $CV_{dgx}$ , decresce dos compostos de menor para os de maior tamanho, e que há uma boa concordância entre o valor do coeficiente de variação total,  $CV_{tc}$ , e o coeficiente de variação dos compostos tamanho 2,  $CV_{dg2}$ , ou seja, quanto maior o  $CV_{tc}$ , maior o  $CV_{dg2}$ . Assim, para os caracteres diâmetro da espiga (DE), diâmetro do sabugo (DS), peso do sabugo (PS), número de fileiras (NF), número de dias para florescimento (NDF), percentagem de folhas acima da espiga (FAE), pode-se optar pelo composto amplo, pois o coeficiente de variação total,  $CV_{tc}$ ,

para estes caracteres, foi relativamente baixo. Por outro lado os caracteres peso dos grãos (PG), produção (P) e a área foliar (AF), apresentaram coeficientes de variação total, relativamente altos, indicando que as médias dos compostos possíveis, têm mais heterogeneidade, conforme pode ser visto na tabela 9. Observa-se que, para todos caracteres o limite superior, ou seja, a média,  $\bar{Y}_{.x}$ , mais duas vezes o seu desvio-padrão,  $\sigma_{dgx}$ , diminui do composto de tamanho 2 para o composto amplo, enquanto que o limite inferior, ou seja, a média menos duas vezes o seu desvio-padrão, aumenta. Como a média dos compostos amplos se aproxima mais das médias superiores dos compostos de tamanho x, a percentagem de aumento destes compostos é menor do que a respectiva percentagem de diminuição, em relação à média do composto amplo. Assim, quando se deseja selecionar para diminuir um dado caráter na população (com  $\bar{h} > 0$ ), maior atenção deve ser dada aos compostos de menor tamanho que o amplo, como por exemplo, para o caráter peso do sabugo (PS), esperam-se encontrar médias de compostos tamanho 2, 7,41% superior e 15,21% inferior à média do composto amplo.

Analisando a tabela 9, o melhorista tem condição de optar por um certo grupo de composto de tamanho x ou pelo composto amplo, para um dado caráter. Se, por exemplo, o melhorista optar pelos compostos de tamanho 4, para o caráter área foliar (AF), basta-lhe fazer a predição dos compostos que envolvem 4 variedades e, em seguida, escolher a combinação de variedades que lhe apresentar melhor média, sem ne



cessidade, portanto, de estimar as médias individuais dos  $2^{n-(n+1)}$  possíveis compostos.

Embora, do ponto de vista de variabilidade genética, seja interessante sintetizar compostos amplos, entende-se, pelos resultados obtidos, que é possível formar compostos com menor número de variedades ou populações, os quais podem apresentar, para um ou mais caracteres, uma vantagem bastante superior ao composto amplo, e variabilidade suficiente para a seleção. Entretanto, espera-se que o composto amplo seja o mais adequado quando se deseja formar uma população composta com o objetivo de melhorar vários caracteres, por um período relativamente longo, pois neste caso torna-se difícil ponderar o melhor tamanho do composto para os vários caracteres. Por outro lado, quando são poucos os caracteres a serem melhorados e se deseja obter uma variedade em um menor período de tempo, espera-se que os compostos de menor tamanho dêem melhores resultados do que o amplo, apesar de estes últimos apresentarem maior variabilidade e, em consequência, darem origem, a longo prazo, a uma variedade melhorada com um teto superior ao obtido com os compostos de menor tamanho. Portanto, cabe ao melhorista a responsabilidade de ponderar entre as diversas alternativas apresentadas e escolher a população composta adequada para o seu trabalho de seleção.

## 6. CONCLUSÕES

Os resultados obtidos nos permitem concluir que:

a) as expressões desenvolvidas são válidas para estimar a variância entre as médias dentro de cada grupo de compostos de tamanho  $x$ , da média de cada grupo, da variância ponderada entre estas médias, da média geral e da variância total entre todos os possíveis compostos.

b) as médias de cada grupo de compostos, de tamanho  $x$ , aumentam dos compostos de menor para os de maior tamanho ( $\bar{h} > 0$ ), para qualquer número de variedades incluídas no dialélico, a não ser quando a heterose média for zero, por quanto a amplitude, entre as médias dos compostos de tamanho 2 e do composto amplo, é dependente da magnitude deste parâmetro. Por outro lado a variância, entre as médias dos grupos de compostos de tamanho  $x$ , diminui dos compostos de menor para os de maior tamanho, atingindo o valor zero no composto amplo. Entretanto quanto maior o número de variedades incluídas no dialélico, menor o decréscimo destas variâncias.

Assim, à medida que se aumenta o número de variedades, no dialélico, tem-se maior chance de escolher compostos de menor tamanho que o amplo, e com variabilidade relativamente alta.

c) a importância relativa dos coeficientes dos parâmetros responsáveis pela variância entre as médias dos grupos de compostos de tamanho  $x$ , obedece à ordem  $\Sigma v_i h_i^2 > \Sigma h_i^2 > \Sigma v_i^2 > \Sigma s_{ij}^2$ , exceto nos compostos tamanho 2 em que os coeficientes de  $\Sigma v_i^2$  e  $\Sigma h_i^2$  são iguais. Através desses coeficientes percebe-se que a variação entre as médias de compostos de um dado tamanho depende mais dos efeitos heteróticos de variedades e das diferenças intervarietais (capacidade geral de combinação), do que da capacidade específica de combinação. Para qualquer número de variedades incluídas no dialélico, os valores dos coeficientes de  $\Sigma h_i^2$ ,  $\Sigma v_i^2$  e  $\Sigma s_{ij}^2$  decrescem dos compostos de menor para os de maior tamanho, atingindo o valor zero no composto amplo. Entretanto, os coeficientes do parâmetro  $\Sigma v_i h_i$ , dependendo do valor de  $n$ , diminuem ou aumentam e diminuem, atingindo, também, o valor zero, no composto amplo. O composto amplo explora o comportamento médio das variedades e a heterose média, sem aproveitamento da variação, devido à capacidade geral e específica de combinação. Na escolha de compostos, o aproveitamento da variação, devido à capacidade específica de combinação, diminui rapidamente à medida que o tamanho do composto aumenta, o mesmo podendo-se dizer com relação à variação entre variedades.

d) a análise da variância da tabela dialélica dá uma idéia da variação entre as médias de todos  $2^n - (n + 1)$

compostos possíveis. Desta maneira, se os efeitos de variedades e de heterose média, de variedades e específica, forem não significativos, as médias de todos os compostos são homogêneas. A significância da heterose média e a não significância dos outros efeitos indicam que as médias dos grupos de compostos aumentam no sentido do composto amplo (para  $\bar{h} > 0$ ). Em ambos os casos pode-se optar pelo composto amplo, o qual apresentará maior variabilidade. Entretanto, se qualquer um dos efeitos de variedades, heterose de variedades ou específica, for significativo, é necessário determinar o coeficiente de variação total entre as médias de todos os compostos possíveis. Nos casos em que este coeficiente de variação for suficientemente alto, estimam-se a média do composto amplo e a amplitude de variação entre as médias de cada grupo de compostos de tamanho  $x$ , o que dá ao melhorista a condição de optar ou pelo composto amplo ou por um determinado grupo de compostos de tamanho  $x$ , não sendo, portanto, necessário estimar as médias individuais dos  $2^n - (n+1)$  possíveis compostos.

e) com heterose positiva, um composto qualquer de maior média difere do amplo menos do que o de menor média. Desta maneira, deve-se ter cuidado em escolher o composto amplo, quando se está interessado em selecionar para diminuir um determinado caráter, num programa de melhoramento.

## 7. SUMMARY

Composites means, basic population for selection, usually are estimated from a diallel table with means of  $(1/2)(n)(n-1)$  intervarietal hybrids as well as  $n$  parental varieties. There plant breeders obtain, for each character, the means of all  $2^n - (n+1)$  possible composites, what allows selection of the most appropriated. Such process is laborious and involves the use of high-speed computers, mainly as the number of varieties in diallel crossing increases. This work presents a very simple process for selection of varieties that should participate in corn composites (each variety to participate in the same ratio of plants in the composite), disregarding estimation means of all  $2^n - (n+1)$  possible composites. Thus, based on principles of diallel crossing by GARDNER and EBERHART (1966) and on process of means prediction of composites by EBERHART *et alii* (1967) expressions were developed allowing estimation of variation among means within composite group size  $x$  ( $x = 2, 3, \dots, n$ ), the

mean of each group, the weighted variance among means of groups, the general mean and the total variance among means of all  $2^n - (n+1)$  possible composities.

Efficiency of this method was demonstrated by using experimental data from diallel crosses in corn, indicating that this method may guide the process of mean prediction of composities. It was observed that significance of any effect in the analysis of diallel table denotes the presence of heterogeneity among means of composities. If only the average heterosis is significant the broad composite will exhibit the greatest mean, for positive heterosis. If negative heterosis occurs the broad composite will exhibit the smallest mean. The significance of variety effects, variety heterosis and specific heterosis denote variation among the means within composite groups. In that case it is necessary to obtain the mean of each composite group, the general mean, the variance within each group, the variance among the means of groups and the total variance. Finally the total coefficient of variation can be calculated and in case it is sufficiently high, interval variation of means is determined within each group of composities. Data analysis as presented allow the plant breeder, condition to select a composite or a group of composities size  $x$  with no need for estimation of individual means of  $2^n - (n+1)$  possible composities.

## 8. LITERATURA CITADA

- ANDERSON, D.C., 1938. The relation between single and double cross yields in corn. *J. Am. Soc. Agron.* Madison, 30:209-211.
- BEZANILLA, G.P.B., 1971. A eficiência de alguns cultivares de milho (*Zea mays* L.) na produção de grãos. Piracicaba, ESALQ/USP, 84p. (Dissertação de Mestrado).
- CASTRO, M., C.O. GARDNER e J. H. CONNQUIST, 1968. Cumulative gene effects and the nature of heterosis in maize crosses involving genetically diverse races. *Crop Sci.* Madison, 8: 7-101.
- DOXTATOR, C.W. e I.J. JOHNSON, 1936. Prediction of double Cross yields in corn. *J. Am. Soc. Agron.* Madison, 28:460-462.
- EAST, E.M., 1908. Inbreeding in corn. In: SPRAGUE, G.F., 1955. *Corn and Corn Improvement*, New York, N.Y., Academic Press Inc., P. 233-234.
- EAST, E.M., 1909. The distinction between development and heredity in inbreeding. In: SPRAGUE, G.F., 1955. *Corn and Corn Improvement*, New York, N. Y., Academic Press Inc., p. 233-234.
- EBERHART, S.A., M.N. HARRISON e F. OGADA, 1967. A comprehensive breeding system. *Der Züchter*, Berlin, 37:169-174.
- GARDNER, C.O., 1967. Simplified methods for estimating constants and computing sums of squares for a diallel cross analysis. *Fitotecnia Latinoamericana*, Caracas, 4:1-12.

- GARDNER, C.O. e S.A. EBERHART, 1966. Analysis and interpretation of the variety cross diallel and related populations. *Biometrics*. Richmond. 22:439-452.
- HAYES, H.K., R.P. MURPHY e E. H. RINKE, 1943. A comparasion of the actual yield of double crosses of mayze with their predicted yeld from single crosses. *J. Am. Soc. Agron.* Madison, 35:60-65.
- JENKINS, M.T., 1934. Methods of estimating the performance of double crosses in corn. *J. Am. Soc. Agron.* Madison, 26: 199-204.
- JONES, D. F., 1918. The effects of inbreeding and cross breeding upon development. In: SPRAGUE, G.F., 1955. *Corn and Corn Improvement*, New York, N.Y., Academic Press Inc., p. 233-234.
- MIRANDA FILHO, J.B., 1974a. Cruzamento dialélico e síntese de compostos de milho (*Zea mays* L.) com ênfase na produtividade e no porte da planta. Piracicaba, ESALQ/USP, 116 p. (Tese de Doutorado).
- MIRANDA FILHO, J.B., 1974b. Predição de médias de compostos em função das médias das variedades parentais e das heteroses dos cruzamentos. *Rel. Cient. do Depto. e Instituto de Genética*, Piracicaba, ESALQ/USP, P. 134-138.
- MIRANDA FILHO, J.B., e R. VENCOVSKY, 1973. Predição de médias na formação de alguns compostos de milho, visando a produção de grãos e o porte da planta. *Rel. Cient. do Depto. e Instituto de Genética*, Piracicaba, ESALQ/USP, p. 117-124.
- NEAL, N.P., 1935. The decrease in yielding capacity in advanced generations of hybrid corn. *J. Am. Soc. Agron.* Madison, 27:666-670.
- SHULL, G. H., 1909. A pure line method of corn breeding, In: SPRAGUE, G.F. 1965. *Corn and Corn Improvement*. New York, N.Y., Academic Press Inc., p. 233-234.
- VENCOVSKY, R., 1969a. Análise de cruzamentos dialélicos entre variedades pelo método de GARDNER e EBERHART. *Rel. Cient. do Depto. e Instituto de Genética*, Piracicaba, ESALQ/USP, p. 99-111.
- VENCOVSKY, R., 1969b. Expressão geral para estimar a média de um caráter num composto qualquer de variedades. *Rel. Cient. do Depto. e Instituto de Genética*, Piracicaba, ESALQ/USP, 88-93.

- VENCOVSKY, R. e J.B. MIRANDA FILHO, 1972. Determinação do número de possíveis compostos e pares de compostos. *Rel. Cient. do Depto. e Instituto de Genética*, Piracicaba, ESALQ/USP, p. 120-123.
- VENCOVSKY, R., J.R. ZINSLY e N.A. VELLO, 1971a. Homogeneização de um composto de milho. *Rel. Cient. do Depto. e Instituto de Genética*, Piracicaba, ESALQ/USP, p. 214-219.
- VENCOVSKY, R. e N.A. VELLO, 1969. Estimativa da média e do grau de homogeneização de um composto de variedades. *Rel. Cient. do Depto e Instituto de Genética*, Piracicaba, ESALQ/USP, p. 93-96.
- VENCOVSKY, R., J.R. ZINSLY, N.A. VELLO e C.R.M.GODOI, 1972. Predição da média de um caráter quantitativo em composto de variedades e cruzamento de compostos. *Fitotecnia Latinoamericana*, Caracas, 8:25-28.
- VENCOVSKY, R., N.A. VELLO, J.R. ZINSLY e C.R.M. GODOI, 1971b. Aplicação das fórmulas de predição na síntese de compostos de milho. *Rel. Cient. do Depto. de Instituto de Genética*, Piracicaba, ESALQ/USP, p. 205-213.
- WRIGHT, S., 1922. The effects of inbreeding and crossbreeding of guinea pigs. In: SPRAGUE, G.F., 1955. *Corn and Corn Improvement*, New York, N.Y., Academic Press Inc., p. 254-257.