

CRUZAMENTO DIALECTICO PARCIAL CIRCULANTE PARA AVALIAÇÃO DE  
LINHAGENS DE MILHO (*Zea mays* L.) E PREDIÇÃO DE HÍBRIDOS

ANA CRISTINA VELLO LOYOLA DANTAS  
Engenheiro Agrônomo

Orientador: Prof. Dr. JOSÉ BRANCO DE MIRANDA FILHO

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

PIRACICABA  
Estado de São Paulo - Brasil  
Novembro - 1988

CRUZAMENTO DIALELICO PARCIAL CIRCULANTE PARA AVALIAÇÃO DE LINHA-  
GENS DE MILHO (*Zea mays* L.) E PREDIÇÃO DE HÍBRIDOS

ANA CRISTINA VELLO LOYOLA DANTAS

Aprovada em: 17.05.1989

Comissão Julgadora:

Prof. Dr. José Branco de Miranda Filho	ESALQ/USP
Prof. Dr. Isaias Olívio Geraldi	ESALQ/USP
Prof. Dr. Irineu Umberto Packer	ESALQ/USP
Prof. Dr. Lázaro José Chaves	EA/UFGO
Dr. Paulo de Souza Gonçalves	IAC

  
Prof. Dr. JOSÉ BRANCO DE MIRANDA FILHO

- Orientador -

À Professora

*Dr.<sup>a</sup> Maria Ruth Buzzato Alleoni,*

**OFEREÇO.**

Aos meus pais *Ovídio e Zelinda*

Ao *Jorge Loyola* e

Às nossas filhas, *Luciana e Marina,*

**DEDICO.**

## AGRADECIMENTOS

Expressamos os nossos agradecimentos a todos aqueles que contribuíram para a realização deste trabalho e, em especial, às seguintes pessoas e instituições:

Prof. Dr. José Branco de Miranda Filho pela oportunidade, confiança e orientação recebidas durante o desenvolvimento deste estudo.

Prof.<sup>a</sup> Dr.<sup>a</sup> Maria Ruth Buzzato Alleoni pela amizade, atenção e confiança dispensadas quando orientadora.

Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de São Paulo (FAPESP) pela oportunidade de aperfeiçoamento técnico oferecida através da concessão de bolsa de estudo.

Prof. Dr. Cássio Roberto M. Godoi e Prof. Cosme Damiano Cruz pela colaboração prestada na definição das análises estatísticas.

Docentes do Departamento e Instituto de Genética pelos ensinamentos ministrados.

Docentes do Departamento de Fitotecnia da Escola de Agronomia da Universidade Federal da Bahia - EAUFBA, pela compreensão e estímulo recebidos.

Técnicos Sérgio Roberto Bertin e José Luiz Zem pela elaboração de programas de computador e Elisabete Ap. L. Rodrigues pela colaboração nas análises estatísticas.

Sr.<sup>a</sup> Nilce T. Puga, pela correção das referências bibliográficas.

Funcionários do Departamento e Instituto de Genética pela dedicação e serviços prestados.

Amigos e colegas de estudo pelo companheirismo de todas as horas.

## ÍNDICE

	Página
RESUMO .....	viii
SUMMARY .....	xi
1. INTRODUÇÃO .....	1
2. REVISÃO DE LITERATURA .....	4
2.1. Obtenção e avaliação de linhagens.....	4
2.2. Estudos com cruzamentos dialélicos.....	9
2.2.1. Dialélico completo .....	9
2.2.2. Dialélico parcial.....	12
2.3. Predição de médias de híbridos.....	19
3. MATERIAL E MÉTODOS .....	29
3.1. Material.....	29
3.2. Métodos .....	30
3.2.1. Obtenção dos híbridos.....	30
3.2.2. Avaliação dos híbridos .....	32
3.2.3. Análise estatística .....	34
3.2.3.1. Análise preliminar.....	34
3.2.3.2. Análise das tabelas dialélicas e estimativas das capacidades de combinação .....	37

	Página
3.2.3.3. Obtenção das somas de quadrados e análise da variância	41
3.2.4. Predição de médias.....	42
3.2.4.1. Predição de médias dos híbridos simples ( $\overline{HS}$ ).....	42
3.2.4.2. Predição de médias dos híbridos triplos ( $\overline{HT}$ ).....	42
3.2.4.3. Predição de médias dos híbridos duplos ( $\overline{HD}$ ).....	43
4. RESULTADOS E DISCUSSÃO .....	47
4.1. Análise preliminar .....	47
4.1.1. Análise da variância .....	47
4.1.2. Estimativas de parâmetros genéticos...	50
4.1.3. Médias dos híbridos observados.....	52
4.2. Análise da capacidade de combinação das linhagens .....	54
4.2.1. Análise da variância para capacidade de combinação .....	54
4.2.2. Efeitos de capacidade geral de combinação .....	57
4.2.3. Efeitos de capacidade específica de combinação .....	61
4.2.4. Híbridos potenciais com base na capacidade geral de combinação.....	64

	Página
4.3. Predição de médias .....	68
4.4. Aspectos metodológicos .....	76
4.4.1. Eficiência do esquema dialético parcial circulante .....	76
4.4.2. Eficiência dos processos de predição de médias .....	80
4.4.3. Validade dos parâmetros $k$ 's.....	84
5. CONCLUSÕES .....	88
TABELAS .....	91
FIGURA .....	134
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS .....	135
APÊNDICES.....	151



CRUZAMENTO DIALÉLICO PARCIAL CIRCULANTE PARA AVALIAÇÃO DE  
LINHAGENS DE MILHO (*Zea mays* L.) E PREDIÇÃO DE HÍBRIDOS

Autora: ANA CRISTINA VELLO LOYOLA DANTAS

Orientador: Prof. Dr. JOSÉ BRANCO DE MIRANDA FILHO

**RESUMO**

O objetivo do presente trabalho foi avaliar o potencial genético de linhagens de milho utilizando um esquema de cruzamento dialélico parcial circulante, visando também estabelecer sua eficiência para a estimação de parâmetros usados na predição de híbridos. Trinta linhagens de cada uma das populações SUWAN e ESALQ-PB1 foram subdivididas em três grupos de 10 linhagens, sendo as mesmas cruzadas de acordo com o esquema dialélico parcial circulante adaptado ao nível interpopulacional. Em cada grupo, cada linhagem de uma população foi cruzada com três linhagens da população oposta e os 30 híbridos simples foram avaliados em experimentos individuais em blocos casualizados com três repetições em um local (Piracicaba, SP).

As análises da variância (individuais e agrupada) para peso de campo ( $\text{kg}/4\text{m}^2$ ), comprimento e diâmetro de espiga (cm) levaram à estimação da variância genética en-

tre híbridos ( $\hat{\sigma}_h^2$ ), variância fenotípica ( $\hat{\sigma}_F^2$ ) e coeficiente de herdabilidade no sentido amplo ao nível de médias de híbridos ( $h^2_x$ ).

As análises das tabelas dialélicas e a determinação dos parâmetros devido à capacidade geral de combinação das linhagens das duas populações ( $\hat{g}_i$  e  $\hat{g}_j$ ) foram realizadas pelo processo geral de análise para dados não balanceados, utilizando-se o método dos quadrados mínimos. A alta significância dos quadrados médios para capacidade geral de combinação indicou que as linhagens diferem quanto aos seus valores genéticos aditivos, não havendo diferenças entre as capacidades específicas de combinação.

As estimativas de  $\mu$ ,  $g_i$  e  $g_j$ , obtidas de modelo reduzido, foram usadas na predição de médias de híbridos simples, triplos e duplos. A alta eficiência dos processos de predição foi indicada pelos altos coeficientes de determinação ( $R^2$ ) entre: a) médias dos híbridos simples observadas e estimadas; b) médias dos híbridos triplos e duplos estimados pelo modelo reduzido ( $\hat{\mu}, \hat{g}_i$  e  $\hat{g}_j$ ) e estimadas pelo método B de JENKINS (1934), a partir dos híbridos simples observados.

Os parâmetros  $k_i$  e  $k_j$  foram propostos para substituírem  $g_i$  e  $g_j$  por serem mais facilmente estimáveis; foram usados também para inferências sobre as capacidades gerais de combinação das linhagens parentais e para a predição de médias de híbridos. O alto grau de associação entre as médias estimadas

indicou que  $k_i$  e  $k_j$ , podem ser efetivamente utilizados para esta proposição. Contudo, não foi possível concluir sobre seu valor para a avaliação do potencial das linhagens parentais.

Os resultados gerais indicam que o cruzamento dialélico parcial circulante pode ser útil na avaliação do potencial genético de linhagens obtidas de duas populações diferentes. Outros estudos sobre aspectos teóricos e práticos não explorados no presente trabalho, poderiam conduzir a um melhor conhecimento da metodologia e sua utilidade.

CIRCULANT PARTIAL DIALLEL CROSS FOR THE EVALUATION OF INBRED  
LINES AND HYBRID PREDICTION IN MAIZE (*Zea mays* L.)

Author: ANA CRISTINA VELLO LOYOLA DANTAS

Adviser: Prof. Dr. JOSÉ BRANCO DE MIRANDA FILHO

SUMMARY

The objective of the present work was the evaluation of the genetic potential of maize inbred lines by using the circulant partial diallel mating scheme, whose efficiency for the estimation of parameters used in hybrid predictions also was investigated. Thirty inbred lines from each of the populations, SUWAN and ESALQ-PB1, were split into three sets of 10 lines which were crossed according to the circulant partial diallel mating scheme adapted to the interpopulation level. For each set, each line from one population was crossed with three lines from the opposite population and the 30 single-cross were evaluated in individual trials in completely randomized blocks with three replications at one location (Piracicaba, SP).

The analysis of variance (individual and combined) for yield ( $\text{kg}/4\text{m}^2$ ), ear length (cm) and ear diameter (cm) led to estimation the genetic variance among hybrids ( $\hat{\sigma}_h^2$ ),

phenotypic variance ( $\hat{\sigma}_F^2$ ) and coefficient of herdability ( $\hat{h}_x^2$  : broad sense, hybrids mean basis).

The analysis of the diallel tables and the estimates of general and specific combining ability for both populations ( $\hat{g}_i$  and  $\hat{g}_j$ ) were obtained by the general procedure of unbalanced data through the least square methodology. The high significance of the mean squares for general combining ability indicated that the inbred lines differed in their additive genetic values; the effects of specific combining ability were low and no significant.

The estimates of  $\mu$ ,  $g_i$  and  $g_j$ , obtained from the reduced model, were used for prediction of single cross, three-way cross and double cross hybrids. The high efficiency of the prediction procedure was indicated by the high coefficients of determinations ( $R^2$ ) between: a) observed and predicted single cross means; b) means of three-way and double crosses predicted by the reduced model ( $\hat{\mu}$ ,  $\hat{g}_i$  and  $\hat{g}_j$ ) and predicted by method B of JENKINS (1934), by using observed single crosses.

The parameters  $k_i$  and  $k_j$  were introduced and suggested to be used in replacement of  $g_i$  and  $g_j$ , because the former are easier to estimate; they were also used to infer on the

combining ability of the parental lines and for prediction of hybrid crosses. The high degree of association between the predicted means indicated that  $k_i$  and  $k_j$  may be effectively used for that purpose. However, no conclusive indication was observed on their value for evaluation of the potential of the parental lines.

General results indicated that the circulant partial diallel cross may be useful in evaluating the genetic potential of inbred lines obtained from two different populations. Other practical and theoretical studies on aspects, that were not explored in the present work, would bring a better knowledge on the methodology and its usefulness.

## 1. INTRODUÇÃO

Um dos maiores impulsos à agricultura moderna constituiu-se na introdução do milho híbrido nos anos 20. Desde que o vigor híbrido, a partir do cruzamento entre linhagens, foi verificado por SHULL (1909) e EAST (1909) e, posteriormente, viabilizado comercialmente através dos híbridos duplos sugeridos por JONES (1918) inúmeros estudos têm visado o desenvolvimento de linhagens endogâmicas com capacidade de produzir bons híbridos.

Durante a década de 1921-30, a avaliação das linhagens endogâmicas era efetuada através das  $n(n-1)/2$  combinações híbridas possíveis. Entretanto, com o aumento do número de linhagens, tornou-se inviável a avaliação pela maneira usual e novos métodos foram propostos para a identificação de combinações superiores.

Primeiramente sugeriu-se que as linhagens obtidas fossem avaliadas através de "top crosses" (DAVIS, 1927 e JENKINS & BRUNSON, 1932), determinando-se seus comportamentos em cruzamentos com um testador comum. O assunto tem sido bastante explorado, sendo a escolha do testador, um

dos problemas abordados pelos pesquisadores.

Os cruzamentos dialélicos, com os conceitos de capacidade geral e específica de combinação introduzidos por SPRAGUE & TATUM (1942), muito contribuíram para a avaliação do comportamento de linhagens em cruzamentos.

No entanto, apesar das vantagens apresentadas pelos cruzamentos dialélicos, seu uso mostrou-se limitado, na prática, a estudos envolvendo um número relativamente pequeno de parentais, pois com o aumento dos materiais em avaliação, seria difícil obter informações com níveis desejáveis de precisão. Uma alternativa foi a utilização de dialélicos parciais, em que somente uma amostra de todos os possíveis cruzamentos é estudada. Embora as informações obtidas sejam de menor precisão do que no dialélico completo, dependendo do número de cruzamentos realizados por parental, inúmeras vantagens são mencionadas para sua aplicação.

Os diversos esquemas de dialélicos parciais têm sido utilizados extensivamente pelos pesquisadores, como uma metodologia eficiente para avaliação de variedades e linhagens em combinações híbridas, bem como para se obter informações sobre o potencial genético dos materiais em estudo, objetivando o desenvolvimento de híbridos altamente produtivos.

Utilizando-se um novo sistema de cruzamento



dialélico parcial, constituído de dois grupos distintos de linhagens parentais (GONÇALVES, 1987), o presente trabalho teve como objetivo avaliar o potencial genético das linhagens para a produção de milho híbrido e estudar a viabilidade prática do método em programas comerciais de híbridos, avaliando-se:

1. A metodologia de análise e estimação de parâmetros através do esquema indicado;

2. A validade das estimativas, através de correlações entre valores observados e estimados para os caracteres em estudo;

3. A eficiência do processo de estimação de combinações híbridas (híbridos simples, triplos e duplos) a partir dos componentes de médias estimados.

## 2. REVISÃO DE LITERATURA

### 2.1. Obtenção e avaliação de linhagens

As linhagens endogâmicas constituem as unidades fundamentais para o desenvolvimento de um programa de sementes híbridas, sendo um dos principais objetivos do melhorista de milho a obtenção dessas linhagens melhoradas. Com a aceitação dos princípios de SHULL (1908 e 1909) e EAST (1909) para o uso de linhagens na produção de híbridos, vários métodos foram propostos para a obtenção de linhagens endogâmicas. Diversos autores apresentaram extensas revisões sobre o assunto (SPRAGUE & TAVOAR, 1956; PATERNIANI, 1966; MIRANDA FILHO & VIEGAS, 1987) apontando como principais métodos: a) método padrão; b) método da cova única; c) método genealógico; d) método do híbrido críptico; e) seleção zigótica e outros, cuja aplicabilidade não foi ainda suficientemente explorada.

O desenvolvimento das linhagens endogâmicas não tem sido tão complexo quanto a sua avaliação; em última análise o valor de uma linhagem depende de sua capacidade de produzir bons híbridos. De 1920 a 1930, devido ao pequeno nū

mero de linhagens disponíveis, as avaliações eram feitas através das combinações híbridas possíveis entre as  $n$  linhagens ( $n(n-1)/2$ ), como salientado por MATZINGER (1953). Com o aumento do número de linhagens nos programas de melhoramento, esse procedimento tornou-se proibitivo e muitos estudos surgiram na tentativa de se estabelecer um método rápido e eficiente para avaliar as linhagens produzidas quanto à sua capacidade de formar híbridos superiores.

JONES (1922) apresentou dados de cruzamentos entre linhagens e variedade de polinização livre, interessado no comportamento dos híbridos resultantes, para uso comercial. A partir daí, DAVIS (1927) introduziu o uso do "top cross" para estimar a capacidade de combinação de linhagens  $S_2$  (segunda geração de autofecundação) em cruzamento com uma variedade usada como testador. Estudos posteriores visaram comprovar a eficiência do uso do "top cross" para a avaliação de linhagens, mostrando o comportamento promissor de algumas linhagens em combinações híbridas (LINDSTROM, 1931) e também altas correlações entre as produções das linhagens e dos "top crosses" (JENKINS & BRUNSON, 1932).

Posteriormente, JENKINS (1934), St. JOHN (1934) e JOHNSON & HAYES (1936) utilizando o "top cross", comprovaram o aumento da eficiência na seleção de linhagens avaliadas por tal método, devido ao grande número de linhagens que podiam ser descartadas e por facilitar a avalia-

ção das linhagens selecionadas em combinações de híbridos simples ou duplos.

Modificações no uso dos "top crosses" surgiram com a introdução dos conceitos de capacidade geral de combinação (CGC) e capacidade específica de combinação (CEC) por SPRAGUE & TATUM (1942). Para estes autores, o termo capacidade geral de combinação procura expressar o comportamento médio de uma linhagem em combinações híbridas e capacidade específica de combinação é usado para situações em que certas combinações apresentam comportamento inferior ou superior ao que se esperaria com base no comportamento médio das linhagens envolvidas. Diferenças na capacidade geral de combinação envolvem basicamente efeitos aditivos, enquanto que diferenças nas capacidades específicas de combinação incluem efeitos não aditivos, como dominância e tipos epistáticos.

Embora os conceitos de CGC possam ser determinados a partir de combinações híbridas, estimativas mais efetivas podem ser obtidas de "top crosses", especialmente quando se tem um grande número de linhagens. Assim, a escolha dos testadores para determinação de capacidade de combinação representa um ponto de importância na avaliação das linhagens, havendo muitos estudos tentando definir o testador mais adequado. Entre eles, MATZINGER (1953) e RAWLINGS

& THOMPSON (1962) concordam que o testador apropriado é aquele que discrimina eficientemente as linhagens dentre o material testado. Uma definição que engloba diversas considerações foi dada por HALLAUER (1975), propondo que um testador ideal deveria incluir simplicidade no uso, informação que classifique corretamente o mérito relativo das linhagens e maximização de ganho genético.

De modo geral, tanto os estudos teóricos como as evidências experimentais são em favor da recomendação de um testador com predominância de alelos recessivos ou de uma variedade com baixa frequência dos genes importantes, conforme preconiza a hipótese de HULL (1945).

O assunto tem gerado muitas discussões, conforme mostram revisões detalhadas apresentadas por AGUILAR MORÁN (1984), MARTINS (1986) e GONÇALVES (1987).

Outro ponto de importância na avaliação de linhagens refere-se ao nível de endogamia mais adequado à realização dos testes para capacidade de combinação. Sugerido por JENKINS (1935) e SPRAGUE (1939), o teste precoce evita que se avance nas gerações de autofecundação com materiais de baixa capacidade de combinação. Segundo SPRAGUE (1946), o teste precoce baseia-se em duas premissas: a primeira refere-se ao fato de haver diferenças marcantes nas capacidades de combinação entre plantas de polinização aberta e a segunda diz que a seleção baseada em teste de capacidade de

combinação de plantas  $S_0$  (variedades) ou  $S_1$  será mais promissora que a identificação de boa capacidade de combinação somente com base em seleção visual. O assunto foi estudado por diversos autores, sendo as opiniões controvertidas quanto à seleção baseada no teste precoce.

SINGLETON & NELSON (1945) acharam que seria improvável determinar a capacidade geral de combinação de uma linhagem antes da terceira geração de autofecundação, concluindo que o "top cross" nas primeiras gerações de endogamia não apresentava eficiência satisfatória na seleção das linhagens finais com alta capacidade de combinação.

RICHEY (1945) concluiu que eliminação com base no "top cross" de geração  $S_1$  pode resultar em perdas de linhagens que no final da endogamia (geração  $S_8$ ) poderiam ser tão boas para capacidade de combinação quanto aquelas selecionadas em  $S_1$ . O valor da seleção baseada no teste precoce foi novamente colocado em dúvida por RICHEY (1947) e PAYNE & RAYES (1949).

No entanto, diversos pesquisadores valorizam a eficiência do teste precoce. Entre eles, LONNQUIST (1950) concluiu que a utilização do teste precoce permite obter máxima eficiência do programa, porque uma vez que linhagens  $S_1$  de alta capacidade de combinação resultam em linhagens finais com capacidade maior do que aquelas obtidas de  $S_1$  com baixa capacidade de combinação, pode-se aplicar inten-

sidade da seleção mais intensa para outros caracteres agrônômicos.

De um modo geral, pode-se considerar que o valor do teste precoce depende basicamente da população que se usa para iniciar o processo de endogamia. Com a utilização de sintéticos ou uma população que já tenha sido submetida à autofecundação, o uso do teste precoce é de maior valia, com chances maiores de se obterem linhagens com bom comportamento agrônômico "per se".

O assunto tem sido discutido sob diversos aspectos, podendo-se encontrar revisões detalhadas em HALLAUER & MIRANDA FILHO (1988), MARTINS (1986) e GONÇALVES (1987).

## **2.2. Estudos com cruzamentos dialélicos**

### **2.2.1. Dialélico completo**

As técnicas envolvendo cruzamentos dialélicos têm sido utilizadas largamente em problemas referentes a herança quantitativa. Schmidt<sup>1</sup>, citado por HINKELMANN (1977) introduziu o termo "dialélico" para identificar todos os

---

<sup>1</sup> SCHMIDT, J. La valeur de l'individu à titre de générateur appréciée suivant la méthode du croisement diallèle. Compt. Rend. Lab., Carlsberg 14, nº 633, 1919.

possíveis cruzamentos entre um grupo de animais, fêmeas e machos, com a realização do trabalho "Method of diallel crossing" onde se considerou o "cruzamento teste" como forma de cruzamento dialélico, embora parcial (FEDERER, 1967).

De forma mais geral, os cruzamentos dialélicos referem-se a todos os cruzamentos possíveis entre um grupo de  $n$  linhagens ou variedades e têm sido utilizados pelos geneticistas visando obter melhores informações sobre a natureza da ação gênica para os caracteres de importância na agricultura e evolução (KEMPTHORNE, 1956), pelos melhoristas de plantas para avaliação e posterior seleção de materiais promissores (GARDNER & EBERHART, 1966) e para estimar a capacidade geral de combinação de linhagens em cruzamento (HAYES & JOHNSON, 1939).

A avaliação de linhagens e de suas propriedades intrínsecas através de análises estatísticas de cruzamentos dialélicos foi introduzida por JINKS & HAYMAN (1953) em metodologia aplicável basicamente a um conjunto fixo de linhagens endogâmicas. Em trabalhos subsequentes HAYMAN (1954b, 1960) estendeu o método para a análise de amostra aleatória de uma população de linhagens.

Aparentemente, o uso moderno dos esquemas dialélicos iniciou-se com o desenvolvimento dos conceitos de capacidade geral e específica de combinação por SPRAGUE & TATUM (1942). Diversos estudos foram realizados, resultando



em três processos básicos, atualmente utilizados, e que constituem a base dos estudos em qualquer tipo de cruzamentos dialélicos. A metodologia apresentada por HAYMAN (1954a e b) só é aplicada a linhagens puras e por isso tem sido utilizada largamente em planta autógamas. GRIFFING (1956a e b) considerou quatro tipos de tabelas dialélicas, uma completa (incluindo os tipos parentais, seus híbridos e recíprocos) e outras três incompletas em relação a primeira. Finalmente, com o interesse pelas variedades de polinização livre e híbridos intervarietais, GARDNER (1965), GARDNER & EBERHART (1966) e EBERHART & GARDNER (1966) propuseram modelos genéticos para a análise de médias de um conjunto fixo de variedades e populações relacionadas, sendo também adequados para linhagens puras, linhagens autofecundadas com qualquer grau de endogamia ou variedades sintéticas. A metodologia apresentada por esses autores permite obter informações a respeito do potencial genético das variedades e de seus respectivos cruzamentos.

O trabalho de GARDNER & EBERHART (1966), por exemplo, possibilita obter informações sobre o potencial heterótico dos cruzamentos através de seus componentes: heterose média, heterose de variedades e heterose específica. GARDNER (1967) apresenta fórmulas simplificadas para a estimação dos componentes de médias e para a análise da variância para um modelo completo e MIRANDA FILHO (1974) for-

nece as fórmulas obtidas pelos métodos dos quadrados mínimos para modelos reduzidos. VENCovsky (1970) apresentou um amplo estudo sobre os modelos de GARDNER & EBERHART (1966), mostrando a sua utilização, análise e interpretação de resultados.

Os esquemas de análises têm sido amplamente utilizados pelos melhoristas e geneticistas, especialmente de milho, podendo-se encontrar discussões teóricas e resultados práticos em revisões apresentadas por FEDERER (1967), VENCovsky (1970), SOUZA JUNIOR (1981) e MACHADO (1986).

### 2.2.2. Dialético parcial

A utilização dos cruzamentos dialéticos é limitada, na prática, a um grupo pequeno de materiais, pois além do grande número de polinizações manuais exigido, quando muitos materiais são avaliados, há ainda as dificuldades das operações, em campo, com nível desejável de precisão. ARYA (1983) aponta, como melhor alternativa, considerar todas as  $n$  linhagens disponíveis, realizando-se somente  $(1/2)ns$  cruzamentos onde  $s < (n-1)$  seria o número de vezes que cada linhagem é cruzada com outros materiais.

No esquema proposto, conhecido como dialético parcial, o grau de precisão das análises é menor que aquele obtido com dialéticos completos e dependem do número de cru-

zamentos do material estudado (DHILLON & SINGH, 1978). Entretanto, KEMPTHORNE & CURNOW (1961) enumeraram algumas vantagens associadas ao sistema de cruzamento em dialélico parcial, entre elas: 1) um grande número de parentais pode ser avaliado para capacidade geral de combinação e a perda em precisão é compensada pelo maior ganho genético obtido de uma seleção mais intensa, que pode ser aplicada aos parentais; 2) a seleção pode ser feita entre os cruzamentos de uma amplitude maior de parentais; 3) a variância devida à capacidade geral de combinação da população de onde os parentais são encontrados, pode ser estimada mais precisamente.

A elaboração dos métodos de cruzamento em dialélicos parciais teve início com um trabalho não publicado, realizado por G.W. Brown em 1948, segundo KEMPTHORNE & CURNOW (1961), inspirando esses autores a desenvolverem um método completo a respeito dos dialélicos parciais baseado em  $ns/2$  cruzamentos. Nesse esquema,  $n$  representa o número de linhagens progenitoras e  $s$  um número inteiro igual ou maior que 2, sendo que  $n$  e  $s$  não podem ser ímpares ou pares simultaneamente. Esse tipo de delineamento, denominado de "circulante", tem sido utilizado e discutido por diversos autores.

Outros esquemas de cruzamentos dialélicos parciais foram propostos. FYFE & GILBERT (1963), com base no fato do delineamento circulante de KEMPTHORNE & CURNOW

(1961) não ser bem balanceado, propuseram esquemas triangulares e fatoriais. Segundo os autores, esses esquemas eram melhor balanceados, proporcionando maiores informações sobre as capacidades gerais de combinação dos parentais, além de serem mais facilmente analisados; porém, o número de parentais não poderia ser ímpar.

FEDERER (1967) apresentou um esquema para construir um dialético circulante que envolvia todos os casos, exceto quando  $\underline{n}$  e  $\underline{s}$  apresentavam valores ímpares.

Mais tarde, Das & Sivaram (1968), citados por GONÇALVES (1987), discutiram sistemas com mais de duas parcelas por bloco na construção do dialético parcial, baseados no fato de que esses esquemas são análogos ao sistema de blocos incompletos parcialmente balanceados e de que a maior parte dos sistemas são baseados em duas parcelas por bloco. Esse novo sistema foi designado por DAS *et alii* (1970) como dialético parcial triangular amplificado.

A eficiência dos esquemas dialéticos parciais tem sido verificada por diversos autores, avaliando-se as informações genéticas e estatísticas obtidas pelos esquemas em comparação com aquelas fornecidas pelo dialético completo.

KEMPTHORNE & CURNOW (1961) realizaram comparações teóricas entre os esquemas de dialético parcial, delineamentos I e II de COMSTOCK & ROBINSON (1948) e delinea-

mento III de ROBINSON *et alii* (1949) mostrando que o dialélico parcial pode ser superior aos delineamentos I e II e inferior ao delineamento III.

Comparações entre os sistemas triangulares e fatoriais de FYFE & GILBERT (1963) e o sistema circulante de KEMPTHORNE & CURNOW (1961) foram realizadas pelos primeiros autores, indicando que o esquema por eles proposto resultaria em informações com o mesmo nível de precisão que o sistema circulante, porém com menor número de repetições.

Com relação ao dialélico circulante de KEMPTHORNE & CURNOW (1961), os estudos visam determinar o tamanho ideal de  $s$  (número de cruzamentos realizados por parental) para se obterem informações com precisão desejável. Assim, MURTY *et alii* (1967) e ANAND & MURTY (1969) compararam as estimativas obtidas de um dialélico completo ( $n = 10$ ) com aquelas obtidas em dialélicos parciais circulantes de diferentes tamanhos ( $s = 3; 5; 7$ ) relatando que  $s = n/2$  seria adequado para análise de capacidade de combinação. Contudo, BRAY (1971) aponta erros no programa de computador dessas análises e, através de estudo semelhante ao dos autores, concluiu que as tendências das estimativas obtidas em dialélicos parciais dependem do caráter estudado, recomendando que não se avaliem mais de oito ou dez cruzamentos por parental.

Trabalho mais recente, realizado por Sing *et*

*alii*<sup>2</sup> citado por GONÇALVES (1987), comparou a eficiência entre os três esquemas de dialélicos parciais, dados por KEMPTHORNE & CURNOW (1961), FYFE & GILBERT (1963) e FEDERER (1967) em relação ao dialélico completo de GRIFFING (1956b). As análises para capacidade geral de combinação mostraram quadrados médios significativos para os esquemas de dialélicos parciais e completo, enquanto que as análises para capacidade específica de combinação apresentaram resultados discrepantes nos diferentes esquemas avaliados.

Com as limitações dos cruzamentos dialélicos completos, por razões já expostas, e também pelo interesse maior, em milho, no cruzamento entre grupos de variedades dos tipos "dent" e "flint", por exemplo, surgiram esquemas, denominados por VENCOVSKY (1978) de dialélicos parciais, apropriados para a análise de situações muito utilizadas na prática com cruzamentos interpopulacionais.

VENCOVSKY (1978) sugeriu a avaliação da capacidade geral e capacidade específica de combinação de dois conjuntos de variedades segundo um modelo análogo ao método 4 de GRIFFING (1956b), onde são avaliados somente os híbridos intervarietais.

---

<sup>2</sup>SINGH, J.; DHILLON, B.S.; JOSHI, G.S.S. A comparative study of three sampling schemes of partial diallel crosses. Crop Improv., 11(1): 10-4, 1984.

Mais recentemente, MIRANDA FILHO & GERALDI (1980, 1984) propuseram um modelo de análise do dialético parcial que representa uma adaptação da análise do dialético completo de GARDNER & EBERHART (1966). A metodologia foi aplicada por LIMA (1982) e por MIRANDA FILHO (1986) na avaliação de dois grupos de variedades, tendo-se mostrado bastante eficiente.

GERALDI & MIRANDA FILHO (1988) apresentam uma metodologia de análise para cruzamento dialético parcial entre dois grupos distintos de materiais segundo uma adaptação do método 2 do modelo de GRIFFING (1956b) em que se avaliam as médias das variedades e dos híbridos intergrupos. Os autores fornecem expressões para estimação dos parâmetros (componentes de médias) e também para o cálculo das somas dos quadrados, tecendo comparações entre a metodologia proposta e aquelas apresentadas por GRIFFING (1956b), GARDNER & EBERHART (1966) e MIRANDA FILHO & GERALDI (1980).

MACHADO (1986) avaliou variedades de milho dentado e duro, num esquema dialético parcial incompleto, adotando para a análise uma metodologia adaptada do método 4 de GRIFFING (1956b) que utiliza um sistema de equações normais obtidas pelo método dos quadrados mínimos. Verificou-se a eficácia da metodologia na obtenção das estimativas de efeitos de capacidade geral e específica de combinação na soma dos quadrados para análise da variância.

Um esquema de cruzamento semelhante ao proposto no delineamento II de COMSTOCK & ROBINSON (1948) foi utilizado por MARTINS (1986) para avaliação de linhagens "flint" e "dent" subdivididas em  $n$  conjuntos de tamanho  $k$ , obtendo-se  $nk^2$  híbridos simples. A metodologia foi considerada altamente eficiente tanto do ponto de vista prático como teórico, pois permite avaliar a capacidade de combinação das linhagens em cruzamento; detectar combinações específicas superiores, que poderiam ser utilizadas para obtenção de híbridos duplos; estimar parâmetros genéticos componentes de médias e de variância e prever médias de híbridos simples com base nos efeitos de capacidade geral de combinação.

GONÇALVES (1987) avaliou linhagens provenientes de duas populações de milho, "flint" e "dent", utilizando um esquema análogo ao proposto por KEMPTHORNE & CURNOW (1961). No esquema dialélico parcial circulante utilizado, cada linhagem de uma população foi cruzada com três linhagens da população oposta ( $s = 3$ ), permitindo a estimação da capacidade de combinação das linhagens em cruzamento e também de combinações específicas promissoras. O autor salienta que a metodologia utilizada pode ser altamente eficiente do ponto de vista prático, mostrando a possibilidade de se prever a média de um híbrido com base na capacidade geral de combinação das linhagens.

A aplicação dos diversos esquemas de cruza-



mentos dialéticos na avaliação de materiais pelos melhoristas de milho, em especial, tem sido vasta, originando discussões e resultados de grande interesse teórico e prático. Revisões extensas e detalhadas podem ser encontradas em MIRANDA FILHO (1974), MACHADO (1986) e GONÇALVES (1987), entre outros.

### **2.3. Predição de médias de híbridos**

Uma das grandes contribuições da genética quantitativa para o melhoramento animal e vegetal foi a relacionada à predição de médias. Como salientado por MIRANDA FILHO (1974), os estudos incluem desde predições de proporções genotípicas em caracteres com herança mendeliana simples, de graus de endogamia, alterações na variação genética, previsão do progresso por seleção, etc., finalizando com a predição de médias resultantes de cruzamentos.

Processos de predição de médias de populações de polinização livre (variedades sintéticas e compostos) têm sido discutidos sob os pontos de vista teórico e prático, podendo-se encontrar revisões interessantes em CARVALHO (1980), SOUZA JUNIOR (1981) e HALLAUER & MIRANDA FILHO (1988), entre outros.

Considerando o objetivo do presente estudo, a revisão bibliográfica sobre o assunto irá relatar os principais trabalhos relacionados à predição de médias de híbri-

dos simples, triplos e duplos.

A predição de médias para um caráter quantitativo em variedades sintéticas iniciou os trabalhos de predição, quando Wright<sup>3</sup>, citado por SPRAGUE (1955) apresentou uma fórmula para a predição de médias de populações derivadas do intercruzamento de  $n$  linhagens homozigóticas. A expressão para prever a média das variedades sintéticas (como foram denominadas as populações resultantes por HAYES & GARBER, 1919) foi a seguinte:

$$\bar{F}_2 = \bar{F}_1 - (1/n)(\bar{F}_1 - \bar{P})$$

onde,

$\bar{F}_2$  = média da população resultante do intercruzamento;

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

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

A validade da fórmula foi verificada por NEAL (1935) através da concordância entre os resultados preditos e observados na geração  $F_2$  de híbridos simples, duplos e triplos.

A viabilidade da exploração comercial da heterose em híbridos de milho, após a sugestão de JONES (1918)

---

<sup>3</sup>WRIGHT, S. The effects of inbreeding and crossbreeding of guinea pig. U.S. Dept. Agric. Bull. 1121, 1922.

utilizando-se híbridos duplos, mostrou também a impraticabilidade de se obter e avaliar todos os híbridos duplos possíveis a partir de um grupo de linhagens endogâmicas. A predição do comportamento de híbridos duplos foi primeiramente proposta por JENKINS (1934), utilizando dados dos híbridos simples entre as linhagens envolvidas. Sendo bem menor o número de híbridos simples possíveis entre  $n$  linhagens  $[\frac{n(n-1)}{2}]$  que híbridos duplos ( $3 C_n^4$ ), a metodologia tornou-se viável e tem sido empregada até hoje nos programas de milho híbrido.

JENKINS (1934) sugeriu a utilização de quatro alternativas para predição de híbridos duplos (HD):

- A)  $\overline{HD}$  = média dos seis híbridos simples possíveis entre as quatro linhagens envolvidas
- B)  $\overline{HD}$  = média dos quatro híbridos simples não parentais
- C)  $\overline{HD}$  = média de um grupo de quatro linhagens em uma série de híbridos simples
- D)  $\overline{HD}$  = média de um grupo de quatro linhagens avaliadas em "top crosses"

Os métodos diferem com respeito ao tipo de ação gênica envolvida, sendo que os métodos A, C e D pressupõem apenas a ação gênica aditiva, enquanto o método B considera efeitos aditivos e não aditivos (dominância e vários tipos de epistase). Estudos de correlação (coeficientes de 0,75; 0,76; 0,73 e 0,61 foram obtidos para o caráter produção segundo os métodos A, B, C e D, respectivamente) entre

as médias preditas e observadas mostraram coeficientes significativos para os quatro métodos, porém valor ligeiramente maior foi verificado através do método B, coerente com as teorias atuais da Genética Quantitativa.

Diversos pesquisadores têm verificado a eficiência do método B na predição de médias de híbridos duplos. DOXTATOR & JOHNSON (1936) apresentaram dados de produção observados e preditos para sete híbridos duplos e dois híbridos triplos. ANDERSON (1938) obteve alto coeficiente de correlação ( $r = 0,90$ ) entre valores preditos e observados para 15 híbridos duplos. Os estudos realizados por HAYES *et alii* (1943) mostraram coeficientes de correlação mais baixos ( $r = 0,48$  para produção e  $r = 0,21$  para percentagem de umidade), indicando a influência da interação genótipo x ambiente, pois nesses estudos as produções dos híbridos simples usadas para predição e as produções dos valores observados dos híbridos duplos foram obtidas em anos diferentes. HAYES *et alii* (1946) verificaram a correlação entre valores preditos e observados de híbridos duplos a partir de dados obtidos em vários anos e locais, encontrando coeficientes de correlação de 0,60 e 0,90 para os caracteres estudados.

HALLAUER & MIRANDA FILHO (1988) apresentam um modelo teórico simples para efetuar o procedimento de predição como proposto pelo método B de JENKINS (1934), em termos de efeitos genotípicos para homozigotos e heterozigotos,

considerados como desvios em torno de uma média  $\bar{u}$  e sem considerar efeitos epistáticos. Segundo o modelo, os efeitos genotípicos médios de um híbrido triplo ou duplo podem ser preditos pelos efeitos genotípicos relativos aos cruzamentos simples não parentais.

O modelo apresentado por EBERHART (1964) permite uma análise das médias de todos os híbridos simples, triplos e duplos derivados de um grupo de quatro linhagens homozigóticas, em termos de efeitos aditivos, dominantes e epistáticos, sob os princípios de herança diplóide, na ausência de alelos múltiplos, ligação e efeitos recíprocos. O autor apresenta cinco fórmulas normalmente utilizadas pelos melhoristas de milho para predição de híbridos duplos:

$$\hat{D}_{ij.kl}^1 = (1/6)(S_{ij} + S_{ik} + S_{il} + S_{jk} + S_{jl} + S_{kl})$$

$$\hat{D}_{ij.kl}^2 = (1/4)(S_{ik} + S_{il} + S_{jk} + S_{jl})$$

$$\hat{D}_{ij.kl}^3 = (1/2)(T_{kl.i} + T_{kl.j})$$

$$\hat{D}_{ij.kl}^4 = (1/2)(T_{ij.k} + T_{ij.l})$$

$$\hat{D}_{ij.kl}^5 = (1/2)(\hat{D}_{ij.kl}^3 + \hat{D}_{ij.kl}^4)$$

onde,

$S_{ij}$  = média do híbrido simples entre as linhagens  $i$  e  $j$ , e assim para os demais híbridos simples

$T_{ij.k}$  = média do híbrido triplo obtido do cruzamento  $S_{ij}$  x linhagem  $k$

$\hat{D}_{ij.kl}$  = média do híbrido duplo obtido do cruzamento  $S_{ij}$  x  $S_{kl}$

As duas primeiras fórmulas ( $\hat{D}^1$  e  $\hat{D}^2$ ) correspondem às sugeridas por JENKINS (1934) (métodos A e B, respectivamente) e utilizam informações dos comportamentos de híbridos simples, sendo  $\hat{D}^2$  (método B) a mais empregada. As outras fórmulas baseiam-se no comportamento de híbridos triplos e são menos utilizadas devido ao maior número de tais híbridos possíveis entre  $n$  linhagens ( $3 C_n^3$ ), em relação ao número de híbridos simples. São normalmente empregadas quando se dispõem de um híbrido simples ( $S_{ij}$ ) desejável e novas linhas  $k$  e  $l$  devem ser selecionadas para formar o híbrido duplo  $D_{ij.kl}$ . O autor ainda sugere uma expressão para predição de híbridos duplos quando houver epistase:

$$\begin{aligned} \hat{D}_{ij.kl}^6 &= \hat{D}_{ij.kl}^{5-2} = 2\hat{D}_{ij.kl}^5 - \hat{D}_{ij.kl}^2 \\ &= (1/2)(T_{ij.k} + T_{ij.l} + T_{kl.i} + T_{kl.j}) - \\ &\quad - (1/4)(S_{ij} + S_{il} + S_{jk} + S_{jl}) \end{aligned}$$

O trabalho fornece a análise da variância para híbridos simples, triplos e duplos entre quatro linhagens, indicando as expressões para determinação das somas de quadrados como função dos híbridos simples parentais de cada híbrido duplo, e como função dos três híbridos duplos preditos, sendo apresentados também, os testes F apropriados para se detectar efeitos epistáticos. A utilização do modelo apresentado mostrou que a importância relativa dos efeitos de dominância e epistáticos determina a intensidade de seleção a ser aplicada sobre híbridos simples. O autor concluiu que quando não há epistase, ou quando seu efeito for pequeno, a intensidade de seleção entre híbridos duplos preditos pelos híbridos simples não parentais pode ser bastante intensa, resultando em menor número de híbridos duplos a serem testados.

EBERHART *et alii* (1964) utilizaram as fórmulas  $\hat{D}^2$ ,  $\hat{D}^5$  e  $\hat{D}^6$  para a predição de médias de híbridos duplos, e embora não dispusessem dos valores observados foi possível concluir que os métodos se assemelham entre si, pela ausência de diferença significativa entre os valores obtidos em cada um dos métodos. Assim, mesmo que houvesse efeito epistático, não seria de magnitude suficiente, em relação ao erro experimental e interação genótipo x ambiente, para revelar maior eficiência para o método B.

COCKERHAM (1967) desenvolveu uma teoria consi-

derando condições genéticas e experimentais para predição de híbridos duplos a partir do comportamento de híbridos simples. O autor também propôs um preditor ótimo, com mínima variância do erro, a partir de informações obtidas em cruzamentos dialélicos, verificando sua eficiência somente quando variância do tipo aditivo, dominante e devida ao erro experimental contribuem para a magnitude da variância fenotípica.

As fórmulas desenvolvidas por OTSUKA *et alii* (1972) baseiam-se em funções lineares de efeitos geral e específico estimados de cruzamentos dialélicos em vários ambientes. As expressões, para os conceitos de preditor ótimo proposto por COCKERHAM (1967), foram apresentadas como:

$$\bar{y}_{kk'} = g_k + g_{k'} + Ks_{kk'}$$

$$\bar{y}_{kk',k''} = (1/2)[g_k + g_{k'}] + g_{k''} + K(1/2)[s_{kk''} + s_{k'k''}]$$

$$\bar{y}_{kk',k''k'''} = (1/2)[g_k + g_{k'} + g_{k''} + g_{k'''}] + K(1/4)[s_{kk''} + s_{kk'''} + s_{k'k''} + s_{k'k'''}]$$

As fórmulas referem-se a predições de híbridos simples, triplos e duplos, respectivamente, sendo o coeficiente K, para os efeitos específicos, variável entre 0 e 1. As predições foram realizadas com estimativas de efeitos gerais e específicos obtidos de experimentos realizados em um único ambiente e também em diferentes condições ambientais,



determinando-se as correlações entre médias observadas e estimadas em ambas situações. As magnitudes dos coeficientes de correlação linear obtidos revelaram que efeitos de interação genótipo x ambiente reduzem a eficácia dos métodos de predição e, portanto, a precisão das médias estimadas dependem mais do número de repetições e ambientes do que pequenas diferenças nos métodos de predição, ou influência de efeitos epistáticos.

PATEL *et alii* (1969) mostraram que os parâmetros utilizados por COCKERHAM (1967) poderiam ser usados para ponderar efeitos gerais e específicos de híbridos simples para aumentar a eficiência de seleção de híbridos superiores num dialélico. Quando epistase é negligenciável, o preditor ótimo forneceria melhores estimativas do potencial genético de um híbrido simples que a média observada.

EBERHART & HALLAUER (1968) concluíram que, embora equações de predição possam envolver algum tipo de efeito epistático, utilizando informações de híbridos simples e triplos para predizer o comportamento de híbridos duplos, sua vantagem seria reduzida devido a grande variância associada às expressões.

KEMPTHORNE & CURNOW (1961) discutem, sob o ponto de vista teórico, a utilização de informações provenientes do esquema dialélico parcial circulante intrapopu-

lacional para predição de médias de produção de vários cruzamentos, através dos efeitos de capacidades gerais de combinações ( $\hat{g}$ 's) das linhagens envolvidas. Analisando estimativas obtidas a partir do modelo  $\hat{Y}_{ij} = \hat{\mu} + \hat{g}_i + \hat{g}_j$ , os autores avaliaram a eficiência da metodologia, pela comparação dos erros envolvidos nas estimativas, evidenciando a validade de utilização dos parâmetros na predição de combinações híbridas.

MARTINS (1986) verificou a eficiência do modelo anterior para estimativas de híbridos simples encontrando coeficientes de determinação ( $R^2$ ) entre as médias estimadas e observadas variando entre 70% a 90% para peso de campo.

Trabalho semelhante foi realizado por GONÇALVES (1987), utilizando informações obtidas de um dialélico parcial circulante interpopulacional. Através do modelo reduzido, em que se ignoram os efeitos específicos, o autor estimou a média dos híbridos simples entre linhagens de populações de milho ("flint" e "dent"), verificando a validade do modelo utilizado através dos coeficientes de determinação ( $R^2$ ) entre médias observadas e estimadas.

### 3. MATERIAL E MÉTODOS

#### 3.1. Material

O trabalho foi realizado utilizando-se híbridos simples obtidos de linhagens  $S_6$  provenientes das populações SUWAN e ESALQ-PB1, descritas a seguir:

SUWAN: Composto formado a partir de germoplasma do Caribe, foi obtido na Tailândia pela recombinação de 16 progênies  $S_1$  selecionadas para resistência a *Sclerospora sorghi*. Apresenta plantas de porte baixo, ciclo intermediário e grãos semiduros de coloração amarelo-alaranjada, foi introduzido no Brasil em 1976 pelo Centro Nacional de Pesquisa de Milho e Sorgo, EMBRAPA-CNPMS, recebendo a denominação de CMS05, sendo a população selecionada (MÔRO *et alii*, 1981b).

ESALQ-PB1: Originalmente denominada Composto Planta Baixa, foi obtida no Departamento de Genética, ESALQ-USP, a partir do intercruzamento de sete variedades que apresentam porte baixo como característica poligênica (MIRAN

DA FILHO & VENCovsky, 1973). Após o inter cruzamento dos híbridos intervarietais, a população resultante foi multiplicada por mais três gerações para recombinação e homogeneização, procedendo-se seleção branda para características agronômicas. Na população assim obtida, foi iniciado um programa de melhoramento visando a produção de uma variedade produtiva e com boas características agronômicas, principalmente porte reduzido da planta (MIRANDA FILHO, 1977).

Foram obtidas linhagens endogâmicas de cada uma das populações, através de seis gerações de autofecundação, com o descarte das linhagens que apresentaram problemas de arquitetura ou forte depressão por endogamia, em cada etapa.

Como testemunha utilizou-se a cultivar Cargill 511.

### 3.2. Métodos

#### 3.2.1. Obtenção dos híbridos

Foram tomadas aleatoriamente 30 linhagens  $S_6$  da população ESALQ-PB1 e 30 linhagens da população SUWAN subdividindo-se estas amostras em 3 grupos de 10 linhagens, sendo cada grupo submetido a um esquema de cruzamento dialélico circulante conforme representado na Tabela 1. Assim, atra-

Tabela 1 - Esquema representativo da tabela dialélica referente a um cruzamento em dialélico parcial circulante (Representação para cada grupo de linhagens)

		Grupo 2 (linhagens da população ESALQ-PB1)					Total
		1'	2'	3'	4'	5'	J
Grupo 1 (linhagens da população SUWAN)	1	$Y_{11'}$	$Y_{12'}$	$Y_{13'}$			$Y_{1.}$
	2		$Y_{22'}$	$Y_{23'}$	$Y_{24'}$		$Y_{2.}$
	3			$Y_{33'}$	$Y_{34'}$	$Y_{35'}$	$Y_{3.}$
	4				$Y_{44'}$	$Y_{45'}$	.
	5					$Y_{55'}$	.
	.						.
	.						$Y_{I.}$
	.						.
	.						.
	I	$Y_{(I-1)1'}$					$Y_{(I-1)(J-1)}$
	$Y_{I1'}$	$Y_{I2'}$				$Y_{IJ}$	$Y_{I.}$
Total	$Y_{.1'}$	$Y_{.2'}$	$Y_{.3'}$	$Y_{.4'}$	$Y_{.5'}$	$Y_{.j.}$	$Y_{..}$

vês de polinizações manuais, cada linhagem foi cruzada com 3 linhagens da outra população, resultando 30 híbridos simples em cada grupo, num total de 90 híbridos simples.

Os cruzamentos foram realizados no campo experimental do Departamento de Genética da ESALQ/USP, no ano agrícola de 1985/86, utilizando-se linhas de 4,0 m de comprimento, com espaçamento de 1,0 m entre fileiras e 0,40 m entre plantas, com 2 sementes por cova. Foram realizadas todas as polinizações possíveis e os cruzamentos recíprocos foram misturados para fins de avaliação.

### 3.2.2. Avaliação dos híbridos

Os híbridos obtidos foram avaliados no município de Piracicaba - SP, no campo experimental do Departamento de Genética da ESALQ-USP no ano agrícola 1986/87, em três experimentos distintos, cada um contendo os 30 híbridos de um grupo de linhagens.

Os experimentos foram instalados segundo o delineamento em blocos casualizados com 3 repetições sendo a testemunha Cargill 511 repetida duas vezes em cada bloco, perfazendo um total de 32 parcelas por repetição.

Para a avaliação, cada parcela foi representada por uma fileira de 4,0 m, espaçadas de 1,0 m e 0,20 m entre plantas utilizando-se 2 sementes por cova, procurando

se manter um estande ideal de 20 plantas por parcela, após o desbaste.

Foram avaliados os caracteres peso de campo, comprimento e diâmetro de espiga, de acordo com a descrição a seguir:

Peso de campo (PC): as espigas de cada parcela foram colhidas, despalhadas e pesadas em balança eletrônica com capacidade máxima para dez quilos e com sensibilidade para dez gramas (unidade em  $\text{kg}/4\text{m}^2$ ).

Comprimento de espiga (CE) e diâmetro de espiga (DE): após a pesagem das espigas de cada parcela, tomou-se uma amostra aleatória de 5 espigas para a realização das mensurações, consideradas em média por espiga (em centímetros) para os dois caracteres.

Após a pesagem da parcela determinou-se a umidade dos grãos, tomando-se amostras ao acaso dos grãos de cada parcela, por experimento. Utilizando-se um aparelho "Steinlite", constatou-se boa uniformização da umidade dos grãos nos tratamentos, num valor médio de 12,88%, valor considerado para o peso de campo, neste trabalho.

Os dados referentes a peso de campo foram ajustados para as variações de estande, através do método da covariância (STEEL & TORRIE, 1960), com ajuste para estande ideal de 20 plantas por parcela. Os ajustes das parcelas

individuais foram feitos utilizando-se a fórmula apresentada por AGUILAR-MORÁN (1984) e GONÇALVES (1987) que representa uma modificação do método original:  $P_c = P - b(x - 20)$ , onde:

$P_c$  : peso de campo corrigido

$P$  : peso de campo não corrigido

$b$  : coeficiente de regressão do peso de campo em relação às variações de estande

$x$  : estande observado.

O método envolve as análises da variância e covariância para estande e produção, em blocos casualizados, estimando-se o coeficiente de regressão linear ( $b$ ), calculado com a soma de quadrados residual da análise da variância para estande ( $SQ_x$ ) e com a soma de produtos residual da análise de covariância estande e produção ( $SP_{xy}$ ), isto é,  $b = SP_{xy}/SQ_x$ .

### 3.2.3. Análise estatística

#### 3.2.3.1. Análise preliminar

As análises da variância de blocos casualizados para os três caracteres foram realizadas, para cada



experimento, utilizando-se o modelo matemático:

$$Y_{ik} = \mu + t_i + b_k + e_{ik}$$

onde:

$Y_{ik}$ : observação do caráter  $Y$  do tratamento  $i$  na repetição  $k$  (válida para qualquer variável estudada)

$\mu$ : média geral do caráter .'.  $E(\mu) = \mu$  e  $E(\mu^2) = \mu^2$

$t_i$ : efeito do tratamento (híbrido),  $i = 1, 2, \dots, t$   
( $t=30$ ) .'.  $E(T_i) = 0$  e  $E(T_i)^2 = \sigma_t^2$

$b_k$ : efeito da repetição,  $k = 1, 2, \dots, r$  ( $r=3$ )  
.'.  $E(b_k) = 0$  e  $E(b_k^2) = \sigma_b^2$

$e_{ik}$ : erro experimental associado à parcela  $ik$   
 $e_{ik} \sim N(0, \sigma^2)$  .'.  $E(e_{ik}) = 0$  e  $E(e_{ik}^2) = \sigma^2$

Para apresentação da análise da variância por experimento, a testemunha Cargill 511 (presente 2 vezes por repetição) não foi considerada como um tratamento, utilizando-se a média das produções por experimento para comparações percentuais, sem testes estatísticos.

Na Tabela 2 estão representados os esquemas de análises individuais e agrupada da variância com as respectivas esperanças dos quadrados médios para obtenção dos testes F, para cada caráter. As análises agrupadas dos experimentos foram obtidas pela ponderação dos quadrados médios pelos respectivos graus de liberdade por experimento.

Tabela 2 - Quadro de análise da variância em blocos casualizados, com as esperanças dos quadrados médios (ao nível de total de parcelas)

Fontes de variação	GL <sup>1/</sup>	GL <sup>2/</sup>	QM	E(QM)	F
Blocos	2	6	-	-	-
Tratamentos (híbridos)	29	87	Q <sub>2</sub>	$\sigma^2 + r\sigma_t^2$	Q <sub>2</sub> /Q <sub>1</sub>
Resíduo	58	174	Q <sub>1</sub>	$\sigma^2$	-

1/, 2/: referem-se aos graus de liberdade para as análises individuais e agrupada, respectivamente.

As estimativas dos componentes da variância foram obtidas das seguintes expressões:

$$\hat{\sigma}_t^2 = \frac{Q_2 - Q_1}{r} \quad \text{e} \quad \hat{\sigma}^2 = Q_1$$

para os três caracteres, obtendo-se as estimativas:

$$\hat{\sigma}_{\bar{F}}^2 = \hat{\sigma}_t^2 + \frac{\hat{\sigma}^2}{r} : \text{variância fenotípica ao nível de médias de híbridos;}$$

$$\hat{h}^2_{\bar{X}} = \frac{\hat{\sigma}_t^2}{\hat{\sigma}_{\bar{F}}^2} : \text{herdabilidade no sentido amplo ao nível de médias de híbridos.}$$

Foram estimados os parâmetros:

$$CVg(\%) = 100 \frac{\hat{\sigma}_t}{\hat{\mu}} : \text{coeficiente de variação genética;}$$

$$CVe(\%) = 100 \frac{\hat{\sigma}}{\hat{\mu}} : \text{coeficiente de variação experimental;}$$

$$\hat{\theta} = \frac{CVg}{CVe} = \text{índice de variação.}$$

### 3.2.3.2. Análise das tabelas dialélicas e estimativas das capacidades de combinação

No esquema de cruzamento dialélico parcial proposto envolvendo parte dos cruzamentos entre duas populações, cada linhagem é representada em cruzamentos com s linhagens da população contrastante (sendo  $s = 3$  no presente trabalho).

O modelo matemático para as análises das capacidades

dades geral e específica de combinação pode ser apresentado como:

$$Y_{ij} = \mu + g_i + g_j + s_{ij} + \bar{e}_{ij}$$

onde:  $Y_{ij}$  : média do híbrido entre a linhagem  $i$  da população 1 (SUWAN) e a linhagem  $j$  da população 2 (ESALQ-PB1); média de  $r$  repetições ( $r=3$ );

$\mu$  : média geral;

$g_i$  : efeito da capacidade geral de combinação da linhagem  $i$  da população 1;

$g_j$  : efeito da capacidade geral de combinação da linhagem  $j$  da população 2;

$s_{ij}$  : efeito da capacidade específica de combinação para o cruzamento entre as linhagens  $i$  e  $j$ ;

$\bar{e}_{ij}$  : erro experimental (ou resíduo) associado às médias dos híbridos; erro independente com distribuição normal, média zero e variância  $\sigma^2$ .

O modelo pode ser substituído pela equação matricial  $Y = X\beta + \varepsilon$  onde:

$Y$  : vetor dos dados (médias);

$X$  : matriz dos coeficientes (quantidades fixas expressas em termos de 0 e 1, de acordo com a representação matricial do modelo);

$\beta$  : vetor de parâmetros;

$\varepsilon$  : vetor correspondente aos erros.

Através dos métodos dos quadrados mínimos, as equações normais resultantes são  $X'X\beta = X'Y$  onde  $X'$  repre -

senta a transposta da matriz  $X$ . Como a matriz  $X'X$  é singular, a estimativa dos parâmetros só é possível admitindo-se a restrição:

$$\sum_i \hat{g}_i = \sum_j \hat{g}_j = 0$$

No presente trabalho foi utilizado o modelo reduzido, em função do maior interesse das capacidades gerais de combinação e do grande número de parâmetros a serem estimados, a saber:

$$Y_{ij} = \mu + g_i + g_j + d_{ij}$$

onde  $d_{ij}$  refere-se ao desvio do modelo reduzido incluindo  $s_{ij}$ ; os demais termos têm o mesmo significado do modelo completo.

Nesse modelo, os efeitos das capacidades específicas de combinação são obtidos por diferença.

Para melhor entendimento da metodologia utilizada, encontra-se no apêndice I a matriz  $Y = X\beta + \varepsilon$  em forma genérica.

Foram também estimados os parâmetros  $k_i$  e  $k_j$  relativos às linhagens das populações SUWAN e ESALQ-PB1, respectivamente, a partir do conceito geral de capacidade de combinação (diferença entre a média do caráter, exibido pelo cruzamento, e a média geral de todos os cruzamentos), segundo as expressões:

$$\hat{k}_i = \bar{Y}_{i.} - \bar{Y}_{..} \quad \text{e} \quad \hat{k}_j = \bar{Y}_{.j} - \bar{Y}_{..}$$

onde:

$$\bar{Y}_{i.} = (1/s) \sum_{j=i}^{j'} Y_{ij} \quad , \quad \text{sendo } j' = i+2;$$

$$\bar{Y}_{.j} = (1/s) \sum_{i=j}^{i'} Y_{ij} \quad , \quad \text{sendo } i' = j+2;$$

$$\bar{Y}_{..} = (1/n.s) \sum_{i=j}^{i=j=s} Y_{ij};$$

sendo:

$s$  : número de cruzamentos por parental ( $s = 3$ )

$n$  : número de linhagens de cada população ( $n = 10$ ).

As estimativas dos parâmetros foram, então, utilizadas para fins de predição de médias de combinações híbridas, como será visto no ítem 3.2.4.

As estimativas  $k_i$  e  $k_j$ , da forma como mencionado, foram também determinadas para os dados apresentados por GONÇALVES (1987), em que são avaliadas 25 linhagens de duas populações ("flint" e "dent"), em cruzamento dialélico parcial circulante, semelhante ao esquema utilizado no presente trabalho. Os híbridos obtidos pelo autor foram avaliados em dois locais (Água Santa e ESALQ), sendo as determinações apresentadas para cada local individualmente e também para a média dos locais.

### 3.2.3.3. Obtenção das somas de quadrados e análise da variância

A análise da variância para cada experimento foi realizada de acordo com o esquema apresentado na Tabela 3.

Tabela 3 - Esquema de análise individual da variância para capacidade de combinação do cruzamento em dialélico parcial

Fonte de variação	GL <sup>1/</sup>	QM	F
Híbridos	(ns-1)	Q <sub>6</sub>	Q <sub>6</sub> /Q <sub>1</sub>
CGC/Grupos	(2n-2)	Q <sub>5</sub>	Q <sub>5</sub> /Q <sub>1</sub>
CGC <sub>1</sub>	n-1	Q <sub>4</sub>	Q <sub>4</sub> /Q <sub>1</sub>
CGC <sub>2</sub>	n-1	Q <sub>3</sub>	Q <sub>3</sub> /Q <sub>1</sub>
CEC	n(s-2)+1	Q <sub>2</sub>	Q <sub>2</sub> /Q <sub>1</sub>
Resíduo	(ns-1)(r-1)	Q <sub>1</sub>	

CGC/Grupos: capacidade geral de combinação dentro de grupos;

CGC<sub>1</sub> : capacidade geral de combinação do grupo 1 de linhagens (população SUWAN);

CGC<sub>2</sub> : capacidade geral de combinação do grupo 2 de linhagens (população ESALQ-PB1);

CEC : capacidade específica de combinação;

n : número de linhagens de cada população (n=10);

s : número de cruzamentos por paternal (s=3);

r : número de repetições (r=3).

<sup>1/</sup> Na análise agrupada os GL são multiplicados pelo número de experimentos (3).

Os cálculos para determinação das somas de quadrados para as capacidades gerais de combinação foram realiza

dos pelo computador do CIAGRI (Centro de Informática na Agricultura) - ESALQ/USP a partir de um programa apropriado para esse fim. Como orientação para futuros trabalhos apresenta-se, no apêndice 2, a sequência de operações realizadas no computador para tais análises.

### 3.2.4. Predição de médias

A partir das estimativas das capacidades gerais de combinação das linhagens das populações 1 e 2 ( $g_i$  e  $g_j$ , respectivamente), determinou-se as médias estimadas dos híbridos através dos modelos apresentados a seguir:

#### 3.2.4.1. Predição de médias dos híbridos simples ( $\overline{HS}$ )

$$\overline{HS}_{ij} = \hat{\mu} + \hat{g}_i + \hat{g}_j, \quad \text{onde } \mu : \text{m\u00e9dia geral.}$$

#### 3.2.4.2. Predição de médias dos híbridos triplos ( $\overline{HT}$ )

Foram estimadas as médias dos híbridos triplos possíveis a partir das médias dos híbridos simples observados (adaptação do Método B de JENKINS, 1934), isto é:

$$\overline{HT}_{i_1 i_2 \dots i_j} = 1/2 (\overline{HS}_{i_j} + \overline{HS}_{i_1 \dots i_j})$$

Considerando as estimativas de  $g_i$  e  $g_j$ , a expressão anterior pode ser escrita como:



$$HT_{i i', j} = 1/2 (\hat{\mu} + \hat{g}_i + \hat{g}_j + \hat{\mu} + \hat{g}_{i'} + \hat{g}_j)$$

$$HT_{i i', j} = \hat{\mu} + 1/2(\hat{g}_i + \hat{g}_{i'}) + \hat{g}_j$$

### 3.2.4.3. Predição de médias dos híbridos duplos ( $\overline{HD}$ )

Utilizando-se o método B de JENKINS (1934) foram estimadas as médias dos híbridos duplos possíveis através de:

$$\overline{HD}_{i i', j j'} = 1/4 (\overline{HS}_{ij} + \overline{HS}_{i j'} + \overline{HS}_{i' j} + \overline{HS}_{i' j'})$$

O modelo para predição dos híbridos duplos utilizando-se estimativas de  $g_i$  e  $g_j$  pode ser escrito como:

$$\overline{HD}_{i i', j j'} = \hat{\mu} + 1/2(\hat{g}_i + \hat{g}_{i'} + \hat{g}_j + \hat{g}_{j'})$$

A média dos híbridos simples, triplos e duplos foram também preditas a partir das estimativas dos parâmetros  $k_i$  e  $k_j$ , ficando as expressões anteriores representadas por:

$$\overline{HS}_{ij} = \hat{\mu} + k_i + k_j$$

$$\overline{HT}_{i i', j} = \hat{\mu} + 1/2 (k_i + k_{i'}) + k_j$$

$$\overline{HD}_{i i', j j'} = \hat{\mu} + 1/2 (k_i + k_{i'} + k_j + k_{j'})$$

A validade dos modelos foi testada através do coeficiente de determinação ( $R^2$ ) entre as médias estimadas a partir dos dados observados (método B de JENKINS, 1934) e médias estimadas pelos diferentes processos, segundo a fórmula apresentada por STEEL & TORRIE (1960):

$$R^2 = \frac{\widehat{C\hat{O}V}_{XY}}{\hat{\sigma}_X^2} \cdot \frac{\widehat{C\hat{O}V}_{XY}}{\hat{\sigma}_Y^2}$$

onde:  $\widehat{C\hat{O}V}_{XY}$  : covariância entre médias estimadas (Y) a partir dos dados observados (método B de JENKINS, 1934) e as médias estimadas (X) a partir dos parâmetros g's ou k's;

$\hat{\sigma}_X^2$  : variância entre médias estimadas a partir dos dados observados;

$\hat{\sigma}_Y^2$  : variância entre médias estimadas a partir dos parâmetros g's ou k's.

O coeficiente obtido dessa forma mede a proporção da soma de quadrados total que é atribuída ao modelo reduzido proposto para explicar as médias obtidas pelo método B de JENKINS (1934), considerado como padrão para estimativas de médias de híbridos no presente trabalho. Quando se avalia a associação entre médias de híbridos simples, o coeficiente de determinação mede a proporção da soma de quadrados total que é atribuída ao modelo reduzido proposto para explicar as médias observadas dos híbridos entre as linhagens envolvidas.

A associação entre as estimativas das médias

obtidas a partir dos parâmetros g's e k's foi feita através do coeficiente de correlação linear (r):

$$r_{XY} = \frac{C\hat{O}V_{XY}}{\sqrt{\hat{\sigma}_X^2 \cdot \hat{\sigma}_Y^2}}$$

onde:  $C\hat{O}V_{XY}$  : covariância entre médias estimadas a partir de  $\hat{g}_i$  e  $\hat{g}_j$  (X) e a partir de  $\hat{k}_i$  e  $\hat{k}_j$  (Y);

$\hat{\sigma}_X^2$  : variância entre médias estimadas a partir de  $\hat{g}_i$  e  $\hat{g}_j$  (X);

$\hat{\sigma}_Y^2$  : variância entre médias estimadas a partir de  $\hat{k}_i$  e  $\hat{k}_j$  (Y).

A identificação dos coeficientes apresentados durante o decorrer do trabalho será feita como descrito a seguir:

$R^2_{HS0.HSg}$  : coeficiente de determinação entre médias de híbridos simples observadas e estimadas a partir dos parâmetros  $g_i$  e  $g_j$ .

$R^2_{HS0.HSk}$  : coeficiente de determinação entre médias dos híbridos simples observadas e estimadas a partir dos parâmetros  $k_i$  e  $k_j$ .

$r_{HSg.HSk}$  : coeficiente de correlação linear entre médias dos híbridos simples estimadas a partir de  $\hat{g}_i$  e  $\hat{g}_j$  e a partir de  $\hat{k}_i$  e  $\hat{k}_j$

$R^2_{HT.HTg}$  : coeficiente de determinação entre médias dos híbridos triplos estimadas pelo método B de JENKINS (1934) e estimadas a partir dos parâmetros  $g_i$  e  $g_j$ .

- $R^2_{HT.HTk}$  : coeficiente de determinação entre médias dos híbridos triplos estimadas pelo método B de JENKINS (1934) e estimadas a partir dos parâmetros  $k_i$  e  $k_j$ .
- $r_{HTg.HTk}$  : coeficiente de correlação linear entre médias dos híbridos triplos estimadas a partir de  $\hat{g}_i$  e  $\hat{g}_j$  e a partir de  $\hat{k}_i$  e  $\hat{k}_j$ .
- $R^2_{HD.HDg}$  : coeficiente de determinação entre médias dos híbridos duplos estimadas pelo método B de JENKINS (1934) e estimadas a partir dos parâmetros  $g_i$  e  $g_j$ .
- $R^2_{HD.HDk}$  : coeficiente de determinação entre médias dos híbridos duplos estimadas pelo método B de JENKINS (1934) e estimadas a partir dos parâmetros  $k_i$  e  $k_j$ .
- $r_{HDg.HDk}$  : coeficiente de correlação linear entre médias dos híbridos duplos estimadas a partir de  $\hat{g}_i$  e  $\hat{g}_j$  e a partir de  $\hat{k}_i$  e  $\hat{k}_j$ .

As predições das médias dos híbridos simples, triplos e duplos foram também realizadas utilizando-se as estimativas de  $g_i$  e  $g_j$  encontradas por GONÇALVES (1987) e de  $k_i$  e  $k_j$  determinadas a partir dos dados apresentados pelo mesmo autor, da forma já descrita, correlacionando-se as estimativas obtidas pelos diferentes processos.

## 4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

### 4.1. Análise preliminar

#### 4.1.1. Análise da variância

As análises preliminares para os três caracteres avaliados estão representadas na Tabela 4, onde se encontram os valores e significância dos quadrados médios obtidos para a análise individual da variância, bem como os coeficientes de variação experimental (CVe%), coeficiente de variação genética (CVg%), média e índice de variação ( $\hat{\theta}$ ) para cada caráter nos três experimentos. O nível de precisão dos experimentos pode ser verificado através do CVe(%), observando-se maiores valores para o caráter peso de campo (10,26%; 10,00% e 10,96% para os experimentos 01, 02 e 03, respectivamente), mas considerados dentro dos limites aceitáveis para experimentação agrônômica. Para os caracteres comprimento e diâmetro de espiga os valores de CVe(%) situaram-se em torno de 5,0% e 4,0%, de magnitudes semelhantes aos citados na literatura.

O quadro das análises individuais da variância

revelou significância para efeito de híbridos aos níveis de 5% e/ou 1% de probabilidade para todos os caracteres e experimentos, exceto peso de campo no experimento 03, para o qual não se detectou diferença significativa.

Os coeficientes de variação genética obtidos revelaram diferenças entre os híbridos para os três caracteres. Valores de 5,37%; 8,47% e 3,16% foram observados para peso de campo em cada um dos experimentos. Para o caráter comprimento de espiga encontrou-se CVg's de 7,26%; 3,46% e 7,13% e para diâmetro de espiga os valores foram de 2,95%; 4,33% e 4,02%, respectivamente para os experimentos 01, 02 e 03.

Com relação aos índices de variação ( $\hat{\theta}$ ), maiores valores foram obtidos para os caracteres comprimento de espiga nos experimentos 01 e 03 (1,26) e diâmetro de espiga nos experimentos 02 (1,34) e 03 (1,12), observando-se valor próximo a 1 (0,85) para peso de campo no experimento 02.

Esses resultados sugerem que, em maior ou menor grau, existe variabilidade entre os híbridos das linhagens SUWAN e ESALQ-PB1, avaliados em cada experimento.

É preciso ressaltar que as linhagens avaliadas em cada experimento constituem amostras aleatórias das duas populações consideradas (SUWAN e ESALQ-PB1), sendo as discrepâncias observadas para as estimativas devidas, provavelmente, à amostragem restrita. De fato, embora 30 híbri-

dos simples tenham sido estudados em cada experimento, o material original está representado por apenas 10 linhagens endogâmicas. Assim, inferências mais precisas sobre as populações devem ser tomadas através da análise agrupada dos dados.

A Tabela 5 apresenta a análise agrupada da variância, verificando-se valores de quadrados médios altamente significativos para os caracteres comprimento e diâmetro de espiga e com significância ao nível de 5% de probabilidade para peso de campo. Os coeficientes de variação experimental de 5,74%; 3,82% e 10,47%, respectivamente, para os três caracteres, revelam a precisão aceitável dos experimentos, mesmo para o caráter peso de campo, o mais sensível a variações ambientais, entre os avaliados.

Os coeficientes de variação genética para os três caracteres confirmam a existência de variação genética entre os híbridos, com valores de maior magnitude para o caráter comprimento de espiga (6,31%), seguido por peso de campo (5,96%) e diâmetro de espiga (4,93%). A análise dos valores de índice de variação ( $\hat{\theta}$ ) revela que os caracteres mais propícios à seleção seriam os relacionados à espiga (1,10 para comprimento e 1,29 para diâmetro de espiga), segundo critério de VENCOVSKY (1978), que considera valores de  $\hat{\theta}$  acima de 1,0 como indicadores de situação mais favorável à seleção.

#### 4.1.2. Estimativas de parâmetros genéticos

Encontram-se relacionadas na Tabela 6 as estimativas obtidas para variância genética entre híbridos ( $\hat{\sigma}_h^2$ ), variância do erro experimental ( $\hat{\sigma}^2$ ), variância fenotípica entre médias de híbridos ( $\hat{\sigma}_F^2$ ) e herdabilidade no sentido amplo ao nível de médias de híbridos ( $\hat{h}_{\bar{x}}^2$ ) para os caracteres peso de campo, comprimento e diâmetro de espiga, avaliados em três experimentos e também para a análise agrupada dos dados. Diferenças expressivas são observadas entre os experimentos, especialmente para  $\hat{\sigma}_h^2$  referentes a peso de campo, com valores entre 26,092 e 171,542 (g/planta)<sup>2</sup>. Os valores de  $\hat{h}_{\bar{x}}^2$  para esse caráter variaram de 20,00% a 68,28% demonstrando a heterogeneidade entre os experimentos causada por amostragem restrita.

A caracterização da população de híbridos pode ser mais precisa considerando-se a análise agrupada dos dados. Foram observadas estimativas de variância genética entre híbridos de 94,500 (g/planta)<sup>2</sup>, 1,33 e 4,49.10<sup>-2</sup> (cm/espiga)<sup>2</sup> para peso de campo, comprimento e diâmetro de espiga, respectivamente. Esses valores são de magnitudes semelhantes aos verificados por GONÇALVES (1987), que obteve estimativas de 84,685 (g/planta)<sup>2</sup>; 1,78 e 4,95.10<sup>-2</sup> (cm/espiga)<sup>2</sup> para os mesmos caracteres avaliados ao nível interpopulacional. Os valores para peso de campo, no entanto, são bastante inferiores à variância aditiva ao nível intrapopulacional obtida por



SOUZA JÚNIOR (1983) com valores de 181,045 e 236,245 (g/planta)<sup>2</sup> para as populações SUWAN (BR-105) e ESALQ-PB1, respectivamente. Lembrando que as estimativas da variância genética no presente trabalho incluem porções de variância genética aditiva ( $\hat{\sigma}_A^2$ ) e de dominância ( $\hat{\sigma}_D^2$ ), os valores obtidos são, realmente, bem inferiores aos citados.

As estimativas de herdabilidade no sentido amplo ao nível de médias de híbridos apresentaram magnitudes de 49,40%; 78,35% e 83,29% para os caracteres peso de campo, comprimento e diâmetro de espiga, respectivamente. Comparações envolvendo estimativas de herdabilidade nem sempre são úteis, pelo fato de seus valores dependerem estreitamente do tamanho de parcela, densidade de plantio e do número de repetições (ROBINSON, 1963), como também da unidade em que são baseadas, como salientado por HALLAUER & MIRANDA FILHO (1988). No entanto, cabe ressaltar que as estimativas obtidas no presente estudo são de magnitudes semelhantes às observadas por GONÇALVES (1987) ao nível de média de híbridos, sendo pouco superiores às apresentadas por HALLAUER & MIRANDA FILHO (1988) ao nível de médias de progênies, no sentido restrito. A superioridade das estimativas pode também ser observada em relação às obtidas para médias de famílias de meios irmãos por LORDÊLO (1982) e SOARES FILHO & MIRANDA FILHO (1988) e em relação à observada para híbridos de famílias de meios irmãos por MOTA (1984). Essas relações eram esperadas, visto que a variação entre híbridos envolve toda a variância aditiva e do

minante, enquanto a variância entre famílias de meios irmãos expressa somente 1/4 da variância aditiva.

As estimativas obtidas, no entanto, comprovam a existência de variabilidade entre os híbridos, sendo possível o trabalho de seleção com alta eficiência.

#### 4.1.3. Médias dos híbridos observados

Nas Tabelas 7 a 9 estão relacionadas as médias dos híbridos entre as linhagens das populações SUWAN e ESALQ-PBI para os três caracteres avaliados em três experimentos, apresentadas, também, em termos de porcentagem da média da testemunha (Cargill 511 em 6 repetições). Observa-se que os valores médios aproximam-se da média da testemunha em quase todos os experimentos, sendo ligeiramente inferiores em alguns casos.

Para o caráter peso de campo (Tabela 7) a amplitude de variação foi de 2,893 a 4,120 kg/4m<sup>2</sup> no experimento 01; de 2,226 a 3,701 kg/4m<sup>2</sup> no experimento 02 e de 2,816 a 3,813 kg/4m<sup>2</sup> no experimento 03, representando respectivamente 91,9%; 94,8% e 89,3% em relação à média da testemunha. O melhor desempenho foi o do experimento 02, com 10 entre os 30 híbridos avaliados, produzindo acima da média da testemunha. Apesar disso, destacam-se em todos os experimentos combinações híbridas promissoras como os híbridos H05.07, H20.20 e H21.23 com produções 9,7%; 13,4% e 5,4% superiores à média

da testemunha em cada um dos experimentos.

A Tabela 8 apresenta os valores obtidos para o caráter comprimento de espiga. No experimento 01, praticamente 100% dos híbridos apresentaram valores médios superiores à testemunha, com intervalo de variação entre 16,47 a 22,87 cm. Para o experimento 02, o intervalo observado foi de 15,87 a 19,07 cm e somente 3 entre os 30 híbridos avaliados foram superiores à média da testemunha. Embora a média dos híbridos no experimento 03 tenha sido praticamente igual à média da testemunha, houve uma variação de 16,00 a 22,60cm e 50% dos híbridos apresentaram médias superiores à testemunha Cargill 511.

O comportamento médio dos híbridos em relação ao caráter diâmetro de espiga, apresentados na Tabela 9, revela que cerca de 50% dos híbridos foram superiores à média da testemunha nos experimentos 01 e 02. Em média, os híbridos avaliados no experimento 03 mostraram diâmetro de espiga inferior ao da média da testemunha.

Os resultados confirmam a existência de variabilidade entre as médias dos híbridos, sugerida pelos parâmetros  $\sigma^2_h$  e  $h^2_{\bar{x}}$  já apresentados, possibilitando a seleção de híbridos simples promissores, sob as condições do experimento.

## 4.2. Análise da capacidade de combinação das linhagens

### 4.2.1. Análise da variância para capacidade de combinação

As análises individuais da variância das tabelas dialélicas, com o desdobramento dos quadrados médios para híbridos em capacidade geral (CGC) e capacidade específica de combinação (CEC), estão representadas na Tabela 10, para os três caracteres em estudo.

De um modo geral houve significância para CGC aos níveis de 5% e/ou 1% de probabilidade em todas as avaliações, exceto no experimento 03 para peso de campo, para o qual não se detectou diferença significativa entre os efeitos de capacidade geral de combinação das linhagens.

O desdobramento de CGC em capacidade geral de combinação das linhagens da população SUWAN (CGC<sub>1</sub>) e capacidade geral de combinação das linhagens da população ESALQ-PBI (CGC<sub>2</sub>) revelou significância dos quadrados médios aos níveis de 5% e/ou 1% de probabilidade para os três caracteres em todos os experimentos, exceto para peso de campo nos experimentos 01 e 03 e diâmetro de espiga no experimento 01, referentes às linhagens da população SUWAN (CGC<sub>1</sub>).

Diferenças significativas entre os efeitos de capacidade específica de combinação foram detectadas para

o caráter diâmetro de espiga no experimento 02 com significância ao nível de 5% de probabilidade.

A análise agrupada da variância (Tabela 11) permite maiores informações sobre o comportamento das populações de linhagens SUWAN e ESALQ-PB1. A significância ao nível de 1% de probabilidade detectada para os quadrados médios de CGC/Grupo, para os três caracteres, indica que as linhagens diferem quanto aos seus valores aditivos. Essas diferenças se manifestaram de maneira igualmente intensa para as duas populações quanto aos caracteres comprimento e diâmetro de espiga, o que pode ser observado pela alta significância dos quadrados médios entre os efeitos de  $CGC_1$  e  $CGC_2$ . Para peso de campo detectou-se significância entre os efeitos de capacidade geral de combinação para as duas populações, porém com nível menor para  $CGC_1$  (população SUWAN), cujos quadrados médios foram quase sempre de menor magnitude. SOUZA JUNIOR (1983), trabalhando com as mesmas populações, verificou menor variabilidade para a população SUWAN (BR-105) em consequência de alta intensidade de seleção aplicada para sua obtenção (MÔRO, 1981a).

Os resultados apresentados, aliados às estimativas de variância genética entre híbridos e herdabilidade, mostram a potencialidade das populações SUWAN e ESALQ-PB1. Como preconizado por SOUZA JUNIOR (1983), após a verificação das altas produtividades das populações, aliados

ã baixa depressão por endogamia para ambas as populações (constatada por TOLEDO & MIRANDA FILHO, 1986), há a possibilidade de se obterem linhagens produtivas originando híbridos promissores.

Os quadrados médios para capacidade específica de combinação não revelaram significância para peso de campo e comprimento de espiga. Para o caráter diâmetro de espiga detectou-se diferença significativa ao nível de 5% de probabilidade porém a magnitude do quadrado médio para CEC em relação a CGC foi menor; além disso, nas análises individuais, essa significância só se manifestou em um dos experimentos.

Vários autores (GNOATO, 1969; PEREIRA, 1978; MANN *et alii*, 1981; MOLL & HANSON, 1984; MACHADO, 1986; MARTINS, 1986; GONÇALVES, 1987; entre outros) em estudos com diversos materiais genéticos e diferentes delineamentos, também verificaram a menor expressão da capacidade específica de combinação. A importância relativa da variância para capacidade específica sobre a variância da capacidade geral de combinação têm sido discutida por diversos pesquisadores e resultados contrários tem sido observados. MATZINGER *et alii* (1950), ROJAS & SPRAGUE (1952) e LIMA (1977) por exemplo, verificaram que a variância devida a efeitos não-aditivos foi superior aos efeitos aditivos para produção de grãos em milho. Esses resultados discrepantes podem ser explicados com base na afirmação de SPRAGUE & TATUM (1942), que em material heterogêneo, sem seleção prévia, a variação é principalmente de natureza aditiva, resultando em superioridade da variância da capacidade geral de combinação. Esta

torna-se inferior quando se trabalha com populações previamente selecionadas em que se descartam linhagens pelo mau desempenho, com base na capacidade geral de combinação. CRUZ *et alii* (1984) avaliaram os efeitos da seleção prévia em linhagens de milho dentado, verificando o aumento da importância dos efeitos não-aditivos, conforme preconizado por SPRAGUE & TATUM (1942)

No presente estudo, em que se trabalhou com material não selecionado, a capacidade geral de combinação foi mais importante que a capacidade específica de combinação, especialmente para produção (peso de campo) e comprimento de espiga.

#### 4.2.2. Efeitos de capacidade geral de combinação

Efeito de capacidade geral de combinação ( $\hat{g}$ ) de uma linhagem pode ser entendido como sendo o seu comportamento médio numa série de combinações híbridas. Valores absolutos muito altos (positivos ou negativos) para  $\hat{g}_i$  ou  $\hat{g}_j$  indicam a superioridade ou inferioridade do genótipo em relação ao comportamento médio das demais linhagens envolvidas nos cruzamentos do esquema dialélico. Tais estimativas são relativas e devem ser consideradas para cada grupo particular de parentais.

Os valores estimados de  $g_i$  e  $g_j$  em  $\text{kg}/4\text{m}^2$ , referentes às linhagens das populações SUWAN (S) e ESALQ-PB1 (E), respectivamente, estão apresentados nas Tabelas 12 a 14 para os três caracteres avaliados em três experimentos. Para o caráter peso de campo (Tabela 12), maiores contribuições foram determinadas pelas linhagens S09 e S10 ( $\hat{g}_9 = 0,223$  e  $\hat{g}_{10} = 0,297$ ), pelas linhagens E07 e E05 ( $\hat{g}_7 = 0,570$  e  $\hat{g}_{51} = 0,391$ ), avaliadas no experimento 01. Intervalos de variação nos valores de  $\hat{g}_{i,s}$  e  $\hat{g}_{j,s}$  da ordem de  $-0,377$  a  $0,340$  e de  $-0,265$  a  $0,259$ , respectivamente foram observados no experimento 02 e, para o experimento 03, maiores efeitos positivos foram verificados para S25 ( $\hat{g}_{25} = 0,227$ ) e E23 ( $\hat{g}_{231} = 0,334$ ). De modo geral, esses efeitos são de pequena magnitude, fato esperado, frente às estimativas relativamente baixas da variância aditiva ( $\hat{\sigma}_A^2$ ) obtidas por SOUZA JUNIOR (1983) para as populações SUWAN (BR-105) e ESALQ-PB1, e segundo levantamento realizado por RAMALHO (1977) para esse caráter.

Entre os caracteres referentes a espiga, maiores valores positivos e negativos foram observados para comprimento de espiga (Tabela 13) com amplitudes de variação entre  $\hat{g}_i$  de  $-1,21$  a  $2,12$  cm/espiga, de  $-0,87$  a  $1,42$  cm/espiga e de  $-1,53$  a  $1,45$  cm/espiga, para os experimentos 01, 02 e 03, respectivamente. As amplitudes de variação entre os valores de  $\hat{g}_j$  foram de  $-1,89$  a  $1,91$  cm/espiga, de  $-1,13$  a  $1,67$  cm/espiga e de  $-2,04$  a  $2,27$  cm/espiga, para cada um dos experimentos.



A Tabela 14 revela para o caráter diâmetro de espiga, pequenos efeitos de capacidade geral de combinação para as duas populações em todos os experimentos, embora diferenças altamente significativas tenham sido detectadas para os efeitos de CGC na análise agrupada (Tabela 11).

Uma das propostas do presente estudo foi a determinação de parâmetros, denominados de  $k_i$  e  $k_j$  que estimariam a capacidade geral de combinação das linhagens, em substituição aos efeitos  $g_i$  e  $g_j$ , representando uma maneira prática de se avaliar o potencial genético das linhagens envolvidas nos cruzamentos.

Quando se analisam as estimativas de  $k_i$  e  $k_j$  obtidas como descrito no item 3.2.3.2. observa-se, pelas Tabelas 15 a 17, que os melhores valores de  $\bar{k}$  nem sempre coincidem com os melhores valores de  $\hat{g}_i$  e  $\hat{g}_j$ , já mencionados. Assim, no experimento 01, para o caráter peso de campo (Tabela 15) destacam-se os efeitos de  $\bar{k}_5$  e  $\bar{k}_7$ , como os superiores em cada uma das populações, sendo coincidente somente  $\bar{k}_7$ , que correspondeu também ao melhor valor de  $\hat{g}_j$  ( $\hat{g}_{7,1}$ ). Para o experimento 02 a coincidência atingiu as melhores linhagens de cada população ( $\bar{k}_{20}$  e  $\bar{k}_{20,1}$ ), situação também observada para o experimento 03 com  $\bar{k}_{25}$  e  $\bar{k}_{23,1}$ , sendo os maiores valores de  $\bar{k}$  observados.

Na Tabela 16, em que estão relacionadas as estimativas dos parâmetros  $k$ 's para o caráter comprimento de

espiga, observa-se situação semelhante, com coincidências entre  $\hat{g}$ 's e  $\hat{k}$ 's para os três experimentos. Para o caráter diâmetro de espiga (Tabela 17) observou-se o maior número de coincidências entre os melhores  $\hat{k}$ 's e  $\hat{g}$ 's.

A determinação dos parâmetros  $g$ 's e  $k$ 's envolveu processos bem distintos segundo metodologia já descrita. Os parâmetros  $g$ 's estimam a capacidade geral de combinação das linhagens avaliadas de acordo com esquema de análise para dados não balanceados, obtidos pelo processo de quadrados mínimos; portanto, assume-se que  $\hat{g}_i$  e  $\hat{g}_j$  são variáveis independentes, normalmente distribuídas com média zero e variância  $\sigma_{g_1}^2$  e  $\sigma_{g_2}^2$ , respectivamente. A estimação dos parâmetros  $k$ 's, da forma como proposta, é obtida através de contrastes que não resultam, necessariamente, em estimativas de quadrado mínimo.

Pelo fato de  $\hat{g}$  e  $\hat{k}$  serem determinados através de contrastes definidos diferentemente, estão associados a diferentes variâncias, as quais explicam, em parte, as discrepâncias das estimativas. Realmente, verificou-se para os caracteres avaliados nas linhagens SUWAN e ESALQ-PB1, especialmente para a amostra do experimento 01, grandes discrepâncias entre os valores, inclusive com inversão de sinal (positivo  $\rightarrow$  negativo) para os efeitos estimados de algumas linhagens. Para os demais experimentos e caracteres, no entanto, foi observado grande número de coincidências, podendo-se até definir as melhores linhagens através da análise dos

parâmetros  $g$ 's ou  $k$ 's, como ficou evidenciado pelas Tabelas 12 a 17.

Os coeficientes de correlação linear ( $r$ ) entre os parâmetros  $g_i, k_i$  e  $g_j, k_j$ , apresentados na Tabela 18, demonstram que houve uma forte correspondência entre as estimativas. Para a maioria das associações, os valores de  $r$  variaram entre 0,69 a 0,97, exceção feita à correlação entre  $\hat{g}_i$  e  $\hat{k}_i$  no experimento 01 para peso de campo e  $\hat{g}_i$  e  $\hat{k}_i$  para comprimento de espiga no experimento 02, com valores de 0,15 e 0,39, respectivamente.

Esses resultados levam à conclusão que do ponto de vista estatístico, os valores genéticos das linhagens são melhor estimados através dos parâmetros  $g$ 's, visto que são determinados pelo método dos quadrados mínimos. Entretanto, para fins práticos, os parâmetros  $k$ 's podem se aproximar das informações obtidas pelos  $\hat{g}$ 's.

#### 4.2.3. Efeitos de capacidade específica de combinação

As estimativas dos efeitos das capacidades específicas de combinação ( $s_{ij}$ ), referentes aos híbridos obtidos do cruzamento dialélico parcial entre linhagens das populações SUWAN e ESALQ-PB1, estão relacionadas nas Tabelas 19 a 21. A análise dessas estimativas permite avaliar a importância da capacidade específica em relação à capacidade geral de combinação. O termo, como definido por SPRAGUE & TATUM (1942) é usado para identificar cruzamentos que se comportam relati-

vamente pior ou melhor do que seria esperado com base na capacidade geral de combinação. Assim, baixos valores absolutos de  $\hat{\sigma}_{ij}$  indicam que o comportamento dos híbridos seria o esperado segundo o critério anterior e, ao contrário, altos valores (positivos ou negativos) sugerem um desempenho melhor ou pior do que se esperaria com base na capacidade geral de combinação das linhagens envolvidas no cruzamento.

Combinações específicas de maiores efeitos positivos para peso de campo (Tabela 19) foram verificadas para os cruzamentos H06.06 ( $\hat{\sigma}_{ij}=0,210 \text{ kg/4m}^2$ ) e H04.04 ( $\hat{\sigma}_{ij} = 0,157 \text{ kg/4m}^2$ ) no experimento 01. Para o experimento 02, os efeitos de capacidade específica de combinação (em  $\text{kg/4m}^2$ ) que mais se destacaram foram para os híbridos H12.14 e H13.13 com efeitos  $\hat{\sigma}_{ij}$  de 0,276 e 0,237, respectivamente, e no experimento 03, os híbridos H21.23 ( $\hat{\sigma}_{ij}=0,170$ ) e H22.22 ( $\hat{\sigma}_{ij}=0,126$ ) mostraram as maiores contribuições de efeitos de CEC para o caráter em estudo. Efeitos negativos de magnitudes semelhantes foram registrados para combinações específicas nos três experimentos, destacando-se os cruzamentos H05.06, H13.14 e H18.19 com valores de  $\hat{\sigma}_{ij}$  de -0,185; -0,304 e -0,206  $\text{kg/4m}^2$ , respectivamente, em cada um dos três experimentos.

Os resultados mostram que os efeitos de capacidade específica de combinação tiveram pouca expressão em relação aos efeitos da capacidade geral de combinação, sugerindo a maior importância de efeitos aditivos na expressão do caráter peso de campo.

Na Tabela 20 são apresentadas as estimativas de  $s_{ij}$  para o caráter comprimento de espiga com intervalos de variação de -0,900 a 0,640 cm/espiga; -0,330 a 1,030 cm/espiga e -0,920 a 1,010 cm/espiga, nos experimentos 01, 02 e 03 respectivamente. Estes intervalos representam 8,1%; 7,8% e 10,5% em relação à média do caráter revelando, relativamente, pequena influência dos efeitos não aditivos na expressão do caráter. De fato, a literatura tem mostrado que a variância devida a efeitos aditivos ( $\hat{\sigma}_A^2$ ) é mais importante que a devida a efeitos não aditivos ( $\hat{\sigma}_D^2$ ) (HALLAUER & MIRANDA FILHO, 1981) na herança do caráter comprimento de espiga.

Os valores de  $\hat{s}_{ij}$  para o caráter diâmetro de espiga encontram-se na Tabela 21. As estimativas, no geral, foram de baixa magnitude indicando a pouca importância dos efeitos de capacidade específica de combinação na manifestação do caráter, mesmo para o experimento 02 para o qual se detectou diferença significativa entre os efeitos de capacidade específica de combinação. GONÇALVES (1987) encontrou resultados semelhantes na avaliação de linhagens "flint" e "dent" em esquema dialélico parcial circulante, principalmente na análise conjunta dos dados, levando em consideração a média de dois locais para

análise dos resultados. O autor verificou ainda que a existência de interação genótipo x ambiente pode resultar em superestimativas dos parâmetros. SPRAGUE (1955) sugere que quando a capacidade específica de combinação for de interesse, as avaliações devem ser conduzidas em mais de um local, e por vários anos, para se obterem informações mais precisas.

Conforme apresentado por GARDNER & EBERHART (1966) no dialélico completo tem-se a relação  $\hat{g}_i = (1/2)\hat{v}_i + \hat{h}_i$ , onde  $\hat{v}_i$  representa a contribuição da linhagem parental e  $\hat{h}_i$  a heterose de linhagens. Assim, embora tenha-se verificado a importância dos efeitos aditivos para os caracteres avaliados, no cruzamento dialélico parcial circulante, uma relação dessa natureza deve existir e um componente heterótico (função direta de interação alélica) deve estar contido nas estimativas de  $g_i$  e  $g_j$ .

#### **4.2.4. Híbridos potenciais com base na capacidade geral de combinação**

Segundo KEMPTHORNE & CURNOW (1961), a capacidade de produção de todos os cruzamentos realizados em um esquema dialélico parcial, e também daqueles não amostrados, pode ser predita em função das capacidades gerais de combinação, ignorando-se os efeitos de capacidade específica de combinação. Isso é válido quando a relação  $r\hat{\sigma}_s^2/\hat{\sigma}_e^2$  for pequena, ou seja, quando a magnitude dos efeitos de CEC tiver

pouca importância na manifestação do caráter, fato verificado para os dados obtidos no presente estudo, especialmente para produção de grãos cuja relação foi de 0,9040.

Assim, utilizando-se os cinco maiores valores de  $\hat{g}_i$  e  $\hat{g}_j$  (maiores efeitos de capacidade geral de combinação das linhagens das populações SUWAN e ESALQ-PB1, respectivamente) em cada experimento, determinaram-se as médias de produção (peso de campo) das 25 combinações híbridas possíveis, estimadas segundo o modelo  $\hat{y}_{ij} = \hat{\mu} + \hat{g}_i + \hat{g}_j$ . A Tabela 22 apresenta os valores obtidos, mostrando a potencialidade dos híbridos em relação às médias dos híbridos observados no esquema dialélico parcial proposto, e da testemunha Cargill 511, salientando-se os dez melhores híbridos estimados. No experimento 01, a média dos 10 melhores híbridos correspondeu a 108% da média da testemunha, sendo também 8% mais produtiva que a média dos 10 melhores híbridos observados (Tabela 7). Destacam-se nesse experimento os híbridos H10.07, H09.07 e H08.07, com produções estimadas de 4,319, 4,245 e 4,159 kg/4m<sup>2</sup>, pouco superiores ao melhor híbrido observado (H05.07 = 4,120 kg/4m<sup>2</sup>).

Os valores obtidos para o experimento 02 mostram que a média dos 10 melhores híbridos estimados excede

em 10% e 17% a média da testemunha e dos 10 melhores híbridos observados, respectivamente. As estimativas envolvendo S20 ( $\hat{g}_{20} = 0,340 \text{ kg/4m}^2$ ), num total de 4, classificam-se entre as 10 melhores, assim como a linhagem E20 ( $\hat{g}_{20} = 0,259 \text{ kg/4m}^2$ ) participa em três combinações híbridas presentes entre as 10 melhores estimadas.

As estimativas para o experimento 03 revelam que a média dos 10 melhores híbridos estimados foi ligeiramente inferior à média da testemunha (1%) e cerca de 4% superior à dos 10 melhores híbridos observados. As linhagens S25 e E23 foram as que mais se destacaram no grupo participando em 5 e 4 das melhores combinações híbridas, respectivamente.

O processo de estimação utilizado indica a possibilidade de se detectar híbridos superiores aos observados, como se verifica para o experimento 01, onde o híbrido estimado H10.07 apresenta um valor médio 5% a mais que a média do melhor híbrido simples observado, percentagem que significa um progresso razoavelmente expressivo num programa de melhoramento de milho.

Para se avaliar a eficiência da utilização dos parâmetros  $k_i$  e  $k_j$ , as médias dos híbridos simples foram também determinadas a partir dos cinco melhores valores, através da expressão  $\hat{Y}_{i,j} = \hat{\mu} + \hat{k}_i + \hat{k}_j$ , estando as estimativas apresentadas na Tabela 23. Avaliando-se a potencialidade dos



dez melhores híbridos (delimitados pelo polígono), em relação à média da testemunha e à média dos 10 melhores híbridos simples observados, verifica-se percentagens de produção superiores, de magnitudes semelhantes às encontradas para as estimativas a partir de  $\hat{g}_i$  e  $\hat{g}_j$ , especialmente para os experimentos 02 e 03. Nesses experimentos, a média dos 10 melhores híbridos simples estimados foi 110 e 100% em relação à média das testemunhas e 117 e 105% em relação à média dos 10 melhores valores observados. No experimento 01 essas relações foram ambas de 104%, pouco inferiores à verificada utilizando-se os parâmetros  $g_i$  e  $g_j$  (108%) para as estimativas das médias.

Além das magnitudes das médias serem bastante semelhantes, o interesse recai, principalmente, sobre as coincidências entre os cinco melhores valores de  $\hat{g}$ 's e  $\hat{k}$ 's apresentados pelas duas populações. Verifica-se que em todos os três experimentos, entre as cinco estimativas dos parâmetros  $k_i$  e  $k_j$  selecionados, pelo menos 3 são comuns aos  $\hat{g}_i$  e  $\hat{g}_j$  tomados como superiores, embora tenham ocorrido divergências e mesmo, inversões quanto à magnitude dos valores (como exemplo, pode-se citar o experimento 01, onde a estimativa  $\hat{g}_5 = -0,057 \text{ kg/4m}^2$ , quinto melhor valor entre  $\hat{g}_{1,5}$ , destaca-se como o primeiro entre os valores de  $\hat{k}_{1,5}$ :  $\hat{k}_5 = 0,235 \text{ kg/4m}^2$ ). Para os experimentos 02 e 03 as discrepâncias entre os valores de  $\hat{g}$ 's e  $\hat{k}$ 's foram menores, havendo, para o experimento 02, total coincidência dos cinco valores de  $\hat{g}_i$  e  $\hat{k}_i$ , com pe-

quenas inversões na ordem de classificação das estimativas.

Os dados sugerem que, apesar de não se ter segurança para a seleção das linhagens com base nos parâmetros  $k_i$  e  $k_j$ , estimativas a partir desses valores podem levar a escolha de combinações promissoras, especialmente se considerarmos o número de linhagens amostradas. A vantagem desse procedimento está na praticabilidade da determinação dos parâmetros  $k$ 's.

#### 4.3. Predição de médias

O campo da predição de médias na genética quantitativa tem recebido muita atenção por parte dos melhoristas especialmente interessados na produção de híbridos de linhagens para fins comerciais e formação de compostos, explorando o potencial heterótico intervarietal.

Os processos de predição de médias utilizados no presente trabalho, além de avaliarem o potencial das linhagens das populações SUWAN e ESALQ-PBI para a formação de híbridos, objetivaram testar a validade dos parâmetros  $g_i$ ,  $g_j$  e  $k_i$ ,  $k_j$  (estimados do esquema dialélico parcial proposto) para as predições de combinações híbridas através do modelo reduzido em que não se incluem os efeitos de capacidade específica de combinação.

As estimativas dos parâmetros  $g_i$ ,  $g_j$  e  $k_i$ ,  $k_j$

foram utilizadas para predições de médias de híbridos simples, triplos e duplos, apresentadas nas Tabelas 24 a 32 para os três caracteres avaliados nos três experimentos. Encontram-se também os coeficientes de determinação ( $R^2$ ) e coeficientes de correlação linear ( $r$ ), como medidas de associação entre as estimativas indicadas.

As Tabelas 24, 25 e 26 apresentam as médias dos híbridos observadas ( $HS_0$ ) e estimadas a partir dos parâmetros  $g$ 's ( $HS_g$ ) e a partir dos parâmetros  $k$ 's ( $HS_k$ ) para os caracteres, nos três experimentos. Os valores médios dos híbridos observados foram discutidos no ítem 4.1.3. cabendo aqui uma análise dos processos de predição. Considerando o caráter peso de campo (Tabela 24) observa-se que houve coincidência entre os híbridos mais produtivos pelos dois métodos, sendo a combinação H05.07 a mais promissora. Para o experimento 02 as coincidências atingiram níveis semelhantes, com as médias dos híbridos H20.20 e H13.14 correspondendo, respectivamente, à maior e menor encontradas nas três colunas. O experimento 03 também apresentou coincidências entre as combinações, destacando-se o híbrido H21.23 como o mais produtivo.

A correspondência entre as médias observadas e estimadas foi medida através do coeficiente de determinação ( $R^2$ ), que permite avaliar a eficiência do modelo reduzido com base na capacidade geral de combinação. Os valores obtidos de 77%, 55% e 76% para a associação entre médias observa-

das e estimadas a partir dos parâmetros  $g$ 's ( $R^2_{HS0.HSg}$ ) em cada experimento, e de 71%; 58% e 71% para  $R^2_{HS0.HSk}$  podem ser considerados altos, mostrando correspondência entre as médias. Trabalhos realizados por MARTINS (1986) e GONÇALVES (1987) revelaram coeficientes da mesma magnitude para estimativas obtidas por modelos reduzidos semelhantes.

Os coeficientes de correlação linear entre as estimativas obtidas pelos dois processos revelam uma forte associação entre as médias, com valores de  $r$  situados em 0,91, 0,93 e 0,96 para os experimentos 01, 02 e 03, respectivamente.

As predições relativas ao caráter comprimento de espiga (Tabela 25) apresentaram coincidências entre as estimativas pelos dois processos e as observadas. No experimento 01, por exemplo, o híbrido H04.05 foi o de maior comprimento de espiga observado e estimado a partir de  $\hat{g}_i$  e  $\hat{g}_j$  e a partir de  $\hat{k}_i$  e  $\hat{k}_j$ . Para esse experimento os coeficientes de determinação foram de  $R^2_{HS0.HSg}=92\%$  e  $R^2_{HS0.HSk}=71\%$ , valores que confirmam a forte associação entre as médias observadas e estimadas, bem como a associação entre as médias estimadas pelos dois processos com coeficiente de correlação  $r_{HSg.HSk}=0,92$ .

Os valores obtidos para o experimento 02 foram de menor magnitude especialmente para  $R^2_{HS0.HSk}=67\%$ , mas que ainda denota a eficiência razoável do modelo utilizando

parâmetros  $k$ 's para a predição de combinações híbridas.

No experimento 03 observaram-se níveis de correspondência mais elevados, sendo os híbridos H28.30 e H22.23 os de menor e maior valores médios, respectivamente. Os coeficientes de determinação ( $R^2$ ) e de correlação linear ( $r$ ) transmitem o grau de associação entre as estimativas, com valores de 72%, 66% e 0,94.

Para o caráter diâmetro de espiga (Tabela 26) a correspondência entre as médias observadas e estimadas foi pouco menor que para os outros caracteres, mas os coeficientes de determinação demonstram a eficiência dos processos de estimação de híbridos simples ( $R^2_{HS0.HSg}$ : 50% a 83% e  $R^2_{HS0.HSk}$ : 48% a 67%). As correlações entre as médias estimadas pelos dois métodos foram bem próximas a 1,0.

Cabe salientar que não houve influência da herdabilidade do caráter na eficiência das predições, verificando-se coeficientes de associação de magnitudes semelhantes para os três caracteres estudados, caracterizados por valores diferentes de  $\hat{h}^2_{\bar{x}}$ .

Como somente os híbridos simples foram avaliados experimentalmente, a validade dos processos de predição de híbridos triplos e duplos foi verificada através da associação entre as médias por eles estimadas e aquelas obtidas a partir do método B de JENKINS (1934), em que se consideram

as médias dos híbridos simples não parentais para predição de combinações entre linhagens. Pela eficiência comprovada na literatura em predizer médias de híbridos triplos e duplos, o método B foi considerado como padrão para as comparações de interesse no presente trabalho.

Os valores médios dos híbridos triplos estimados pelos três métodos (num total de 18 combinações) estão apresentados nas Tabelas 27 a 29 mostrando-se os coeficientes de associações entre as estimativas.

Analisando-se o potencial dos híbridos estimados para peso de campo (Tabela 27), observa-se que em todos os três experimentos ocorrem combinações superiores à média da testemunha e que esses híbridos podem ser identificados pelos três processos de estimação de média. Assim, os híbridos triplos H0506.07, H1920.20 e H2122.23 tiveram comportamento superior à média da testemunha em cada um dos três experimentos, respectivamente. Os coeficientes de determinação ( $R^2$ ) entre as estimativas confirmam a forte correspondência entre as médias, com valores variando de 85% a 96%. A correlação entre as médias estimadas a partir de  $\hat{g}$ 's (HTg) e a partir de  $\hat{k}$ 's (HTk) indica também a associação entre os valores estimados com coeficientes  $r$  de 0,95 a 0,96.

Para o caráter comprimento de espiga (Tabela 28) os resultados mostraram comportamento similar ao anterior, com valores médios de híbridos triplos superiores à

média da testemunha. Os coeficientes de determinação foram também de magnitudes semelhantes bem como os coeficientes de correlação linear, revelando a forte associação entre as estimativas obtidas pelos diferentes processos.

Os dados da Tabela 29, referentes a diâmetro de espiga, confirmam as observações anteriores, notando-se apenas coeficientes de associação pouco inferiores, especialmente entre as estimativas obtidas pelo método B e a partir dos parâmetros  $k_i$  e  $k_j$ , cujos  $R^2$  variaram de 74% a 88%.

As estimativas foram também determinadas para os híbridos duplos possíveis, para os três caracteres, nos três experimentos, estando apresentadas nas Tabelas 30 a 32. Embora um pequeno número de estimativas tenha sido obtido (somente 9 HD são estimáveis com os dados observados) foi possível verificar uma forte associação entre as médias obtidas pelos diferentes processos, com coeficientes de determinação e correlação linear bastante próximos a 100% ou a 1, respectivamente. Somente para diâmetro de espiga no experimento 01 observou-se  $R^2_{HD.HDg} = 76\%$  de magnitude, considerada razoável, relativamente às demais observadas.

A partir das estimativas de  $g_i$  e  $g_j$  referentes às dez linhagens de cada população, foram obtidas as médias preditas de todos os híbridos duplos possíveis, perfazendo um total de 2025. A Figura 1 apresenta a distribuição das médias obtidas, mostrando o potencial dos híbridos duplos em

relação à média da testemunha em cada experimento. Apesar do grande número de observações, a pequena amplitude de distribuição das médias, especialmente no experimento 03, pode ser explicada por uma amostragem restrita nas populações de linhagens, utilizada para a determinação dos parâmetros. Mesmo assim, a metodologia permitiu detectar combinações promissoras, identificando-se as linhagens parentais. Os híbridos selecionados, em menor número, poderiam então ser reproduzidos e avaliados experimentalmente para comprovação da superioridade.

Devido ao maior interesse comercial na formação de híbridos duplos, estudos mais detalhados foram realizados para esses materiais, obtendo-se as estimativas das médias possíveis entre os dez valores de  $\bar{k}_i$  e  $\bar{k}_j$ , num total de 2025 combinações para cada experimento. As médias estimadas foram correlacionadas com as estimativas obtidas a partir de  $\hat{g}_i$  e  $\hat{g}_j$  para os três caracteres. Os coeficientes de correlação linear estão apresentados na Tabela 33, observando-se valores entre 0,68 a 0,95, que demonstram uma forte correspondência entre as médias.

Tomando-se os cinco melhores valores de  $\hat{g}_i$ ,  $\hat{g}_j$  e  $\bar{k}_i$ ,  $\bar{k}_j$  estimaram-se as médias dos 100 híbridos duplos possíveis, analisando-se a percentagem de híbridos coincidentes em amostras com números crescentes de médias, obtidas pelos dois processos de estimação. A Tabela 34 traz os resulta



dos verificados, lembrando que as médias dos híbridos foram dispostas em ordem decrescente de produção. Assim, verifica-se que, com exceção do experimento 01, houve grande percentagem de coincidência, mesmo com amostras pequenas (5, 10 ou 15 híbridos analisados). Isso significa que utilizando-se os parâmetros  $k$ 's, para estimar as médias dos híbridos, existe a possibilidade de se escolher os melhores híbridos duplos (que seriam também obtidos utilizando-se os parâmetros  $g$ 's) tomando-se amostras relativamente pequenas de estimativas.

Para o experimento 01 a conclusão seria totalmente inversa, tendo-se, para o caso da amostra com 5 híbridos duplos estimados a partir de  $\hat{g}$ , que nenhuma dessas combinações superiores seriam observadas entre as estimativas superiores obtidas a partir de  $\hat{k}$ . O resultado era esperado, pela baixa correlação observada entre  $\hat{g}_i$  e  $\hat{k}_i$ , nesse experimento (Tabela 18), embora a Tabela 33 revele um coeficiente de correlação de 0,73 para a associação entre todas as médias dos híbridos duplos estimadas pelos dois processos. O que se verifica é que a falta de associação ocorreu com maior intensidade entre as melhores estimativas de  $\hat{g}$  e  $\hat{k}$ , as quais foram utilizadas para as predições das 100 médias avaliadas.

Os resultados até agora apresentados podem sugerir um aumento no número de linhagens a serem avaliadas por experimento, o que evidentemente resultaria em maior número de híbridos simples a serem testados experimentalmente. KEMPTHORNE & CURNOW (1961) questionaram o problema do

número de linhagens envolvidas no estudo, relacionando com a precisão experimental de um número pequeno de híbridos e a relativa imprecisão de um número maior de tratamentos. Os autores ainda comentam a possibilidade de maior intensidade de seleção aplicável com um grande número de cruzamentos, alertando sobre o risco de um erro maior envolvido nesse procedimento.

#### **4.4. Aspectos metodológicos**

Serão considerados nesse item, aspectos relacionados à metodologia utilizada no presente trabalho, tanto no que diz respeito à sua eficiência na avaliação de linhagens, como na estimação de parâmetros para predição de médias.

##### **4.4.1. Eficiência do esquema dialélico parcial circulante**

O uso dos cruzamentos dialélicos tem sido generalizado entre melhoristas e geneticistas, como um meio de se estudar as propriedades genéticas das populações envolvidas e de se identificar combinações híbridas superiores. Os diversos sistemas propostos apresentam inúmeras vantagens, mas sua utilização prática é limitada a estudos compreendendo número relativamente pequeno de parentais, devido ao trabalho necessário para se obter os  $n^2$  ou  $n(n-1)/2$  híbridos possíveis

a partir de  $n$  linhagens, aos níveis inter ou intrapopulacional. Os esquemas dialélicos parciais foram sugeridos objetivando limitar os cruzamentos a números que permitam obter informações com níveis adequados de precisão. O tamanho do dialélico parcial é definido, basicamente, pelo número de cruzamentos em que cada parental participa, dando origem a híbridos que serão avaliados em delineamentos experimentais.

O esquema dialélico parcial utilizado assemelha-se ao apresentado por KEMPTHORNE & CURNOW (1961) ao nível intrapopulacional, em que somente uma amostra dos possíveis cruzamentos entre  $n$  linhagens é realizada, num esquema tipo circulante. No presente estudo, o número de híbridos originados de cada experimento ( $ns = 30$ ) representou praticamente  $1/3$  do total possível ( $n^2 = 100$ ) a partir de 10 linhagens das populações SUWAN e ESALQ-PB1 avaliadas em cada grupo.

Frequentemente questiona-se sobre a precisão das informações obtidas em esquemas dialélicos parciais em que menor número de híbridos são avaliados, quando comparadas às fornecidas por dialélicos completos ou mesmo com o uso de testadores comuns para a avaliação da capacidade de combinação das linhagens.

KEMPTHORNE & CURNOW (1961) consideram duas sérias desvantagens para o uso de testadores comuns. A primeira refere-se ao fato de que o comportamento médio de uma linhagem quando cruzada com um conjunto de testadores comuns

provavelmente não será o mesmo que seu comportamento médio quando cruzada com as demais linhagens da população, como definido para capacidade geral de combinação por SPRAGUE & TATUM (1942), podendo invalidar a estimativa de  $\sigma_g^2$ . A segunda diz respeito à variância da capacidade específica de combinação ( $\hat{\sigma}_s^2$ ), não havendo motivos para se assumir que  $\hat{\sigma}_s^2$  para as combinações resultantes do cruzamento entre linhagens e vários testadores seja equivalente a  $\hat{\sigma}_s^2$  entre as combinações originadas do cruzamento de linhagens. Essas considerações sugerem que o uso de testadores comuns não seria indicado para se estimar  $\sigma_g^2$  e  $\sigma_s^2$  de uma população de linhagens, a menos que os testadores representem amostras aleatórias da mesma população.

Com relação ao dialélico completo, a prática revela que para um mesmo número total de cruzamentos, o dialélico parcial permite a avaliação de um maior número de linhagens. Isso resultará na possibilidade de uma maior intensidade de seleção com base na capacidade geral de combinação, frequentemente compensando a menor precisão com que cada linhagem é, geralmente, testada no dialélico parcial.

Como observado pela revisão de literatura apresentada no item 2.2.2., os diferentes esquemas dialélicos parciais propostos têm se mostrado eficientes em inúmeros trabalhos.

Para esquemas como o utilizado nesse estudo,

considerações de importância prática e teórica referem-se ao tamanho ( $s$ ) do dialélico parcial, que representa o número de cruzamentos em que cada linhagem participa. DHILLON & SINGH (1978) consideram diferentes tamanhos de  $s$  ( $s=3,5,7,11,15$ ) para avaliar a precisão das informações obtidas em comparação com aquelas fornecidas pelo dialélico completo. Os resultados revelaram que as análises dos dialélicos parciais foram sensíveis para detectar diferenças devido à capacidade geral de combinação, mas conclusões errôneas podem ser inferidas sobre a variância da capacidade específica de combinação. Além disso, a diminuição de  $s$  implica em redução do número de graus de liberdade para CEC (KEMPTHORNE & CURNOW, 1961), o que levaria a menor precisão para a estimativa de  $\sigma_s^2$ . Maior precisão para capacidade geral de combinação, relativamente à capacidade específica da combinação em dialélicos parciais, foi também verificada por BRAY (1971).

Com relação aos efeitos de CGC dos parentais, os estudos revelaram uma flutuação das estimativas à medida que o tamanho ( $s$ ) do dialélico parcial diminuiu, especialmente para o caráter produção. DHILLON & SINGH (1978) salientam que a seleção dos pais com base nos efeitos de CGC será mais segura se os parâmetros forem obtidos de dialélicos parciais com  $s \geq 7$  ou  $s \geq 5$ , dependendo do caráter. BRAY (1971) comenta que dialélicos parciais podem levar a seleção intensa com perdas de eficiência marcantes para caracteres de baixa herdabilidade.

Recentemente, GONÇALVES (1987) utilizou o esquema dialético parcial circulante proposto por KEMPTHORNE & CURNOW (1961), ao nível interpopulacional, com tamanho  $s=3$ , para avaliação de 25 linhagens da população "flint" (ESALQ - PB3) e 25 linhagens da população "dent" (ESALQ-PB2). Avaliando os 75 híbridos obtidos em dois locais, o autor verificou a eficiência do esquema, tanto pela validade das informações obtidas na predição de médias de híbridos simples, como na redução do número de cruzamentos manuais necessários e do número de híbridos avaliados em relação aos dialéticos completos ou outros esquemas parciais.

O assunto, na verdade, merece mais estudos, especialmente ao nível interpopulacional, como aplicado no presente trabalho, em que também se constatou eficiência dos parâmetros estimados na predição de médias, conforme será discutido no próximo item.

#### 4.4.2. Eficiência dos processos de predição de médias

Os processos de predição com base nos componentes de médias têm sido propostos por diversos autores, sendo sua eficiência dependente tanto do modelo adotado, como da precisão das estimativas dos parâmetros envolvidos. O modelo reduzido utilizado no presente trabalho para predição de combinações híbridas baseia-se nos efeitos de capaci-

idade geral de combinação ( $\hat{g}_i$  e  $\hat{g}_j$ ), sem considerar os efeitos de capacidade específica de combinação ( $\hat{s}_{ij}$ ) entre as linhagens parentais.

KEMPTHORNE & CURNOW (1961) avaliaram a eficiência do esquema dialélico parcial para predição de médias comparando três processos de estimação baseados nos efeitos de capacidade geral de combinação. O primeiro, designado por A, considera o modelo  $\hat{\mu} + \hat{g}_i + \hat{g}_j$  para estimativa dos híbridos não obtidos no esquema dialélico, e os cruzamentos amostrados seriam estimados pelas médias dos cruzamentos  $Y_{ij}$  amostrados. O processo B estimaria os cruzamentos amostrados e não amostrados pelo modelo anterior, e um terceiro método C utilizaria estimativas de capacidade de combinação ( $\hat{g}_i$  e  $\hat{g}_j$ ) do cruzamento das  $n$  linhagens com vários testadores comuns ( $t$ ). As comparações com o método C são válidas somente assumindo-se que a capacidade geral de combinação de cada linhagem com o testador é a mesma que a relativa a CGC da linhagem com todas as outras linhagens do estudo. Os métodos B e C serão mais eficientes que A somente se o quociente  $r\hat{\sigma}_s^2 / \hat{\sigma}_e^2$  for reduzido.

A eficiência relativa de B e C são avaliadas através da análise do quociente determinado pelos erros envolvidos na comparação entre dois cruzamentos estimados por qualquer um dos métodos.

Em diversas situações analisadas, os autores mostram vantagens para o uso de testadores comuns em relação

ao dialélico parcial, considerando que as estimativas dos  $g$ 's pelos dois processos podem estar sujeitas a erros diferentes. Independentemente da valorização de testadores comuns, KEMPTHORNE & CURNOW (1961) ressaltam, porém, as vantagens da utilização do dialélico parcial circulante sob o aspecto aplicado, pois permite, como já mencionado, a avaliação de maior número de linhagens para um mesmo número de híbridos testados, possibilitando intensidade de seleção mais intensa.

Embora aplicado ao nível interpopulacional, o dialélico parcial circulante utilizado, com tamanho  $s=3$ , mostrou-se eficiente para a predição de médias com base nos efeitos de capacidade geral de combinação ( $\hat{g}_i$  e  $\hat{g}_j$ ) das linhagens SUWAN e ESALQ-PB1, mediante os altos coeficientes de determinação ( $R^2$ ) obtidos entre as médias dos híbridos simples observados e estimados segundo o modelo  $\hat{Y}_{i,j} = \hat{\mu} + \hat{g}_i + \hat{g}_j$  (Tabelas 24 a 26). O trabalho realizado por GONÇALVES (1987) em condições semelhantes também detectou eficiência para o esquema utilizado, encontrando  $R^2$  variáveis entre 63% e 93%, confirmando a possibilidade de se estimar a expressão de híbridos simples com razoável precisão.

O modelo utilizado para predição foi estendido a estimativas de médias de híbridos triplos e duplos e os expressivos coeficientes de determinação, obtidos para medir a associação entre as médias assim estimadas e aquelas preditas pelo método B de JENKINS (1934) (Tabelas 27 a 32),



conferem boa confiabilidade para as estimativas de capacidade geral de combinação e conseqüentemente para a predição de híbridos.

Os processos de predição aplicados aos dados apresentados por GONÇALVES (1987), conforme pode-se observar pelas Tabelas 42 a 47, mostram coeficientes de determinação ( $R^2_{HT.HTg}$ ;  $R^2_{HD.HDg}$ ) variando de 74% a 98% nas análises das médias dos dois locais avaliados, revelando forte associação entre as médias estimadas.

Fato interessante observado, foi a tendência de aumento no valor de  $R^2$  à medida que se associam médias em que um maior número de parâmetros estão envolvidos. Do ponto de vista teórico-estatístico esses resultados podem ser explicados considerando que ocorre uma diluição dos erros associados às estimativas das médias, à medida que se utiliza maior número de parâmetros para sua determinação. Assim sendo, o fato deveria ter sido observado para os resultados obtidos pelo presente trabalho, mas no entanto, não houve diferenças acentuadas nas magnitudes de  $R^2$  calculados para associação entre híbridos simples, triplos ou duplos. A tendência observada nos resultados obtidos para os dados de GONÇALVES (1987) pode estar relacionada à estrutura genética das populações avaliadas, de natureza diferente à das populações aqui consideradas.

#### 4.4.3. Validade dos parâmetros k's

A complexidade das análises envolvidas em qualquer esquema é um ponto de importância que deve ser considerado ao se adotar determinada metodologia. KEARSEY (1965) observou que muitas vezes análises de computação complicadas não são mensuradas nas comparações entre dialélicos parciais e completos. De fato, o esquema utilizado depende de programas mais elaborados de computação para a análise da variância e estimação dos efeitos de capacidade geral e específica de combinação. Com o objetivo de contornar esse problema, foi proposta a determinação dos parâmetros k's, segundo sugestão de MIRANDA FILHO<sup>4</sup>, cujas estimativas seriam facilmente obtidas como descrito no item 3.2.3.2. Para se medir a validade desses parâmetros avaliou-se sua associação com os parâmetros g's (Tabela 18) bem como a correspondência entre as médias preditas a partir das estimativas de g e de k. Os coeficientes de correlação linear (r) entre as estimativas não foram consistentes para todos os caracteres nos três experimentos, mas a maioria dos valores denota alta associação entre os parâmetros. As determinações foram também realizadas para os dados apresentados por GONÇALVES (1987), estando relacionadas nas Tabelas 35 a 40 para seis caracteres avaliados em dois locais. Da mesma forma, os valores dos coeficien

---

<sup>4</sup> MIRANDA FILHO, J.B. de (ESALQ/USP - Departamento de Genética). Comunicação pessoal. 1987.

tes de correlação linear (Tabela 41) apresentaram magnitudes variando entre 0,23 a 0,94, não permitindo uma conclusão sobre a validade dos parâmetros  $k$ 's para definir o valor genético das respectivas linhagens.

No entanto, as médias estimadas segundo expressões em que se utilizaram os parâmetros  $k$ 's apresentaram forte correspondência com as médias observadas dos híbridos simples, estimadas pelo método B de JENKINS (1934) ou pelas expressões em que os valores de  $g$ 's foram considerados. Os altos valores de  $R^2$  ou  $r$ , já discutidos para os dados do presente estudo, foram também observados para os dados de GONÇALVES (1987) em todas as situações, de acordo com as Tabelas 42 a 47, onde são apresentadas estimativas das médias e respectivas amplitudes de variação para cada caráter avaliado nos dois locais e média dos locais.

Embora não conclusivos, os resultados sugerem a potencialidade da utilização dos parâmetros  $k$ 's na predição de médias de híbridos, considerando a facilidade de sua determinação. Convém salientar que o uso dos parâmetros  $k$ 's leva à perda de informações, pois não permite uma avaliação direta da capacidade específica de combinação. Entretanto, mesmo sem realizar análise da variância, os coeficientes de determinação entre valores observados e estimados podem fornecer indicação indireta da importância de CEC, ou seja, se o modelo reduzido  $\hat{Y}_{ij} = \hat{\mu} + \hat{k}_i + \hat{k}_j$  explica razoavelmente bem

os valores observados, constatado por altos valores de  $R^2_{HSO.HSk}$ , há indicação de que as interações alélica e não alélica têm pouca influência nos processos de predição, conseqüentemente na expressão do caráter em estudo.

Certamente, estudos teóricos e práticos mais detalhados sobre o dialélico parcial circulante ao nível interpopulacional poderão contribuir de forma decisiva para elucidar pontos relativos, especialmente quanto ao tamanho (s) e ao número de linhagens adequadas para a obtenção de estimativas com alto grau de precisão.

Uma metodologia eficiente para predição de médias de híbridos pode contribuir sobremaneira no sucesso do programa de obtenção de híbridos comerciais, na medida em que permite avaliar um número economicamente viável de híbridos simples, predizer os híbridos triplos e duplos e então partir para a avaliação das combinações selecionadas, em menor número, em testes mais extensivos, sob vários anos e locais.

Pontos de importância não abordados no presente estudo, referem-se à influência da interação genótipo x ambiente e presença de epistase na expressão dos caracteres em milho. O assunto tem sido discutido por diversos autores (EBERHART & HALLAUER, 1968; OTSUKA *et alii*, 1972; STUBER *et alii*, 1973, entre outros) mostrando a interferência desses fatores na precisão dos métodos de avaliação e predição de médias.

A metodologia apresentada oferece a possibilidade de inúmeros estudos, especialmente em situações em que maior interesse recai sobre a avaliação de cruzamentos interpopulacionais ou interespecíficos.

## 5. CONCLUSÕES

Os resultados discutidos no presente trabalho permitiram as seguintes conclusões:

a. As análises individuais e agrupada da variância para os três caracteres avaliados nas condições dos experimentos revelam a existência de variabilidade genética entre os híbridos de linhagens das populações SUWAN e ESALQ-PB1, evidenciando seu potencial genético.

b. As herdabilidades estimadas no sentido amplo ao nível de médias de híbridos indicaram a possibilidade de seleção entre híbridos, com alta eficiência.

c. A obtenção de híbridos simples mais produtivos que a testemunha reflete o potencial genético das linhagens das duas populações para a produção de híbridos triplos e duplos promissores.

d. As análises da variância das tabelas dialélicas revelaram significância para quadrados médios referentes à capacidade geral de combinação indicando a maior importância dos efeitos de CGC na expressão dos caracteres estudados.

e. A eficiência do modelo utilizado para predição de médias de híbridos simples, triplos e duplos, avaliada através dos altos coeficientes de determinação envolvendo as médias estimadas confere boa confiabilidade para as estimativas dos efeitos de capacidade geral de combinação, indicando a utilidade do método para predição de médias com grande precisão.

f. Os resultados obtidos não permitiram uma conclusão definitiva sobre a utilização dos parâmetros  $k$ 's propostos para a determinação do valor genético das linhagens em combinação, sugerindo-se que tais interferências devam ser tomadas com base nos parâmetros  $g$ 's. No entanto, os altos coeficientes de determinação envolvendo as associações com as médias de híbridos simples, triplos e duplos obtidas através dos parâmetros  $k$ 's, indicam a sua utilidade prática considerando as facilidades para sua determinação.

g. A metodologia utilizada no presente trabalho mostrou ser altamente eficiente do ponto de vista prático, por permitir a estimação da capacidade de combinação de linhagens em cruzamento a partir de um número reduzido de híbridos, ao mesmo tempo que possibilita detectar combinações específicas promissoras.

h. Apesar da eficiência apresentada pela metodologia, estudos teóricos e práticos poderão resultar em grande contribuição para definição do número de linhagens e tamanho (s) do

esquema dialélico parcial, adequados à obtenção de estimativas com grande precisão.



T A B E L A S

Tabela 4 - Valores e significância dos quadrados médios obtidos na análise individual da variância para os caracteres: peso de campo ( $\text{kg}/4 \text{ m}^2$ ), comprimento de espiga (cm) e diâmetro de espiga (cm) avaliados em três experimentos. Blocos ao acaso com 3 repetições. Piracicaba, SP. 1986/87.

Caracteres	Peso de Campo			Comprimento de Espiga			Diâmetro de Espiga			
	GL	Exp 01	Exp 02	Exp 03	Exp 01	Exp 02	Exp 03	Exp 01	Exp 02	Exp 03
Fontes de variação		QM x 101			QM			QM x 102		
Blocos	2	0,0608 <sup>ns</sup>	4,5816*	3,7548 <sup>ns</sup>	2,1418 <sup>ns</sup>	0,3284 <sup>ns</sup>	3,5258*	2,1778 <sup>ns</sup>	3,2444 <sup>ns</sup>	3,7333 <sup>ns</sup>
Híbridos	29	2,3092*	3,0147**	1,5665 <sup>ns</sup>	6,9189**	2,1204*	6,1884**	8,6192**	12,4996**	11,1586**
Erro	58	1,2787	0,9562	1,2534	1,1905	1,0383	1,0674	3,7870	1,9571	2,3540
Total	89									
CVe(%)	-	10,36	10,00	10,96	5,73	5,83	5,64	4,53	3,23	3,60
CVg(%)	-	5,37	8,47	3,16	7,26	3,46	7,13	2,95	4,33	4,02
Média	-	3,452	3,093	3,230	19,04	17,38	18,33	4,30	4,33	4,26
$\hat{\theta}$	-	0,52	0,85	0,29	1,26	0,59	1,26	0,65	1,34	1,12

ns: não significativo

\*,\*\* : significativo ao nível de 5% e 1% de probabilidade, respectivamente.

Tabela 5 - Valores e significância dos quadrados médios obtidos na análise agrupada da variância para os caracteres: PC-peso de campo ( $\text{kg}/4 \text{ m}^2$ ); CE-- comprimento de espiga (cm) e diâmetro de espiga (cm), referentes a três experimentos. Blocos ao acaso com 3 repetições. Piracicaba, SP. 1986/87.

Fonte de variação	GL	PC ( $\text{QM} \times 10^1$ )	CE	DE ( $\text{QM} \times 10^2$ )
Blocos/Exp.	6	2,7991 <sup>ns</sup>	1,9987 <sup>ns</sup>	3,0518 <sup>ns</sup>
Híbridos/Exp.	87	2,2968*	5,0759**	10,7591**
Erro médio	174	1,1628	1,0987	2,6995
CVe (%)	-	10,47	5,74	3,82
CVg (%)	-	5,96	6,31	4,93
Média	-	3,258	18,25	4,30
$\hat{\theta}$	-	0,56	1,10	1,29

ns: não significativo

\*, \*\*: significativo ao nível de 5% e 1% de probabilidade, respectivamente.

Tabela 6 - Estimativas obtidas para variância genética entre híbridos ( $\sigma^2_h$ ), variância do erro experimental entre parcelas ( $\sigma^2$ ), variância fenotípica entre médias de híbridos ( $\sigma^2_f$ ) e herdabilidade no sentido amplo ao nível de médias de híbridos ( $\bar{h}^2_x$ ) e médias referentes aos híbridos obtidos do cruzamento entre as linhagens da população SUWAN e linhagens da população ESALQ-PB1 (subdivididas em três grupos) em cruzamento dialélico parcial para os caracteres: PE - peso de campo; CE - comprimento de espiga e DE - diâmetro de espiga nas análises individuais dos experimentos (Exp) e na análise agrupada (AA). Piracicaba, SP. 1986/87.

Caracteres	PC			CE			DE (x10 <sup>2</sup> )					
	Exp 01	Exp 02	Exp 03	AA	Exp 01	Exp 02	Exp 03	AA	Exp 01	Exp 02	Exp 03	AA
$\sigma^2_h$	85,868 <sup>a/</sup>	171,542 <sup>a/</sup>	26,092 <sup>a/</sup>	94,500 <sup>a/</sup>	1,91	0,36	1,71	1,33	1,61	3,51	2,94	4,49
$\sigma^2$	319,685 <sup>a/</sup>	239,038 <sup>a/</sup>	313,350 <sup>a/</sup>	290,691 <sup>a/</sup>	1,19	1,04	1,08	1,10	3,79	1,96	2,35	2,70
$\sigma^2_f$	192,429	251,222	130,542	191,297	2,31	0,71	2,06	1,69	2,87	4,17	3,72	5,39
$\bar{h}^2_x$ (%)	44,60	68,28	20,00	49,40	82,79	51,03	82,75	78,35	56,06	84,34	78,90	83,29
m	172,600 <sup>b/</sup>	154,650 <sup>b/</sup>	161,500 <sup>b/</sup>	162,900 <sup>b/</sup>	19,04	17,38	18,33	18,25	4,30 <sup>c/</sup>	4,33 <sup>c/</sup>	4,26 <sup>c/</sup>	4,30 <sup>c/</sup>
Unidade	(g/planta) <sup>2</sup>			(cm/espiga) <sup>2</sup>			(cm/espiga) <sup>2</sup>					

a/ Valores convertidos em g/planta pelo produto da constante ( $10^6/20^2 = 2500$ )

b/ Valores convertidos em g/planta pelo produto da constante ( $10^3/20 = 50$ )

c/ Valores reais em cm/espiga

Tabela 7 - Valores médios de peso de campo observados (P.C.O.) e percentagem em relação à média da testemunha (% T), referentes aos híbridos obtidos do cruzamento entre linhagens das populações SUWAN e ESALQ-PBI avaliados em três experimentos (Exp). Piracicaba, SP. 1986/87.

Híbrido <sup>a/</sup>	Exp 01		Híbrido <sup>a/</sup>	Exp 02		Híbrido <sup>a/</sup>	Exp 03	
	P.C.O.	% T		P.C.O.	% T		P.C.O.	% T
H01.01	3,257	86,7	H11.11	3,285	100,7	H21.21	3,240	89,6
H01.02	2,946	78,4	H11.12	3,117	95,5	H21.22	3,118	86,2
H01.03	3,463	92,2	H11.13	3,474	106,5	H21.23	3,813	105,4
H02.02	3,073	81,8	H12.12	2,586	79,2	H22.22	3,367	93,1
H02.03	3,264	86,9	H12.13	3,166	97,0	H22.23	3,604	99,7
H02.04	3,443	91,7	H12.14	3,118	95,6	H22.24	2,904	80,3
H03.03	3,270	87,1	H13.13	3,192	97,8	H23.23	3,282	90,8
H03.04	3,364	89,6	H13.14	2,226	68,2	H23.24	3,062	84,7
H03.05	3,821	101,7	H13.15	2,787	85,4	H23.25	3,254	90,0
H04.04	3,615	96,2	H14.14	3,134	96,0	H24.24	2,844	78,6
H04.05	3,578	95,8	H14.15	3,306	101,3	H24.25	3,340	92,4
H04.06	3,213	85,5	H14.16	3,478	106,6	H24.26	3,293	91,1
H05.05	3,818	101,6	H15.15	3,156	96,7	H25.25	3,547	98,1
H05.06	3,126	83,2	H15.16	3,371	103,3	H25.26	3,569	98,7
H05.07	4,120	109,7	H15.17	3,188	97,7	H25.27	3,306	91,4
H06.06	3,399	90,5	H16.16	3,304	101,3	H26.26	3,398	94,0
H06.07	3,841	102,3	H16.17	2,743	84,1	H26.27	2,816	77,9
H06.08	2,893	77,0	H16.18	2,979	91,3	H26.28	3,131	86,6
H07.07	3,770	100,4	H17.17	2,597	79,6	H27.27	2,957	81,8
H07.08	3,308	88,1	H17.18	2,927	89,7	H27.28	3,196	88,4
H07.09	3,443	91,7	H17.19	3,030	92,9	H27.29	3,322	91,9
H08.08	3,491	92,9	H18.18	2,876	88,1	H28.28	3,155	87,2
H08.09	3,630	96,6	H18.19	2,636	80,8	H28.29	2,878	79,6
H08.10	3,405	90,6	H18.20	3,185	97,6	H28.30	3,256	90,0
H09.09	3,755	100,0	H19.19	3,431	105,2	H29.29	3,210	88,8
H09.10	3,563	94,9	H19.20	3,337	102,3	H29.30	3,160	87,4
H09.01	3,308	88,1	H19.11	3,074	94,2	H29.21	3,042	84,1
H10.10	3,633	96,7	H20.20	3,701	113,4	H30.30	3,205	88,6
H10.01	3,340	88,9	H20.11	3,037	93,1	H30.21	3,316	91,7
H10.02	3,422	91,1	H20.12	3,336	102,2	H30.22	3,312	91,6
Média da <sup>b/</sup> testemunha	3,756	100,0		3,263	100,0		3,616	100,0
Média dos Híbridos	3,452	91,9		3,093	94,8		3,230	89,3

a/ Identificado por dois números: à esquerda e à direita do ponto, referindo-se às linhagens das populações SUWAN e ESALQ-PBI, respectivamente.

b/ Média da testemunha CARGILL-511 em 6 repetições.

Tabela 8 - Valores médios de comprimento de espiga observados (C.E.O.) (cm) e porcentagem em relação à média da testemunha (% T), referentes aos híbridos obtidos do cruzamento entre linhagens das populações SUWAN e ESALQ-PB1 avaliados em três experimentos (Exp). Piracicaba, SP. 1986/87.

Híbrido <sup>a/</sup>	Exp 01		Híbrido <sup>a/</sup>	Exp 02		Híbrido <sup>a/</sup>	Exp 03	
	C.E.O.	% T		C.E.O.	% T		C.E.O.	% T
H01.01	20,13	114,4	H11.11	17,27	94,4	H21.21	19,60	107,5
H01.02	19,40	110,2	H11.12	18,93	103,4	H21.22	18,47	101,3
H01.03	22,20	126,1	H11.13	17,47	95,5	H21.23	20,47	112,3
H02.02	18,60	105,7	H12.12	18,67	102,0	H22.22	18,60	102,0
H02.03	20,80	118,2	H12.13	17,47	95,5	H22.23	22,60	124,0
H02.04	19,47	110,6	H12.14	15,87	86,7	H22.24	20,13	110,4
H03.03	19,47	110,6	H13.13	17,47	95,5	H23.23	19,40	106,4
H03.04	18,20	103,4	H13.14	16,20	88,5	H23.24	17,27	94,7
H03.05	20,73	117,8	H13.15	17,13	93,6	H23.25	16,87	92,5
H04.04	20,47	116,3	H14.14	18,07	98,7	H24.24	18,00	98,7
H04.05	22,87	129,9	H14.15	18,13	99,1	H24.25	18,60	102,0
H04.06	20,07	114,0	H14.16	17,47	95,5	H24.26	17,93	98,3
H05.05	19,07	108,4	H15.15	16,47	90,0	H25.25	19,00	104,2
H05.06	18,87	107,2	H15.16	16,80	91,8	H25.26	19,80	108,6
H05.07	19,80	112,5	H15.17	16,20	88,5	H25.27	19,00	104,2
H06.06	18,60	105,7	H16.16	15,87	86,7	H26.26	17,47	95,8
H06.07	20,00	113,6	H16.17	16,40	89,6	H26.27	16,93	92,8
H06.08	16,47	93,6	H16.18	17,33	94,7	H26.28	16,73	91,8
H07.07	18,93	107,6	H17.17	17,80	97,3	H27.27	19,73	108,2
H07.08	18,40	104,6	H17.18	18,00	98,4	H27.28	18,33	100,5
H07.09	18,87	107,2	H17.19	19,07	104,2	H27.29	18,00	98,7
H08.08	18,33	104,2	H18.18	16,93	92,5	H28.28	17,87	98,0
H08.09	18,47	104,9	H18.19	17,93	98,0	H28.29	16,20	88,8
H08.10	16,80	95,4	H18.20	18,07	98,7	H28.30	16,67	91,4
H09.09	19,73	112,1	H19.19	16,67	91,1	H29.29	19,13	104,9
H09.10	17,07	97,0	H19.20	17,27	94,4	H29.30	16,53	90,7
H09.01	17,67	100,4	H19.11	17,60	96,2	H29.21	18,13	99,4
H10.10	16,93	96,2	H20.20	17,93	98,0	H30.30	16,00	87,8
H10.01	17,07	97,0	H20.11	17,00	92,9	H30.21	18,07	99,1
H10.02	17,87	101,5	H20.12	18,00	98,4	H30.22	18,33	100,5
Média da <sup>b/</sup> testemunha	17,60	100,0		18,30	100,0		18,23	100,0
Média dos híbridos	19,04	108,2		17,38	95,0		18,33	100,5

<sup>a/</sup> Identificado por dois números: à esquerda e à direita do ponto, referindo-se às linhagens das populações SUWAN e ESALQ-PB1, respectivamente.

<sup>b/</sup> Média da testemunha CARGILL-511 em 6 repetições.

Tabela 9 - Valores médios de diâmetro de espiga observados (D. E. O.) (cm) e porcentagem em relação à média da testemunha (% T), referentes aos híbridos obtidos do cruzamento entre linhagens das populações SUWAN e ESALQ-PBI, avaliados em três experimentos (Exp). Piracicaba, SP. 1986/87.

Híbrido <sup>a/</sup>	Exp 01		Híbrido <sup>a/</sup>	Exp 02		Híbrido <sup>a/</sup>	Exp 03	
	D.E.O.	% T		D.E.O.	% T		D.E.O.	% T
H01.01	4,27	99,3	H11.11	4,07	93,1	H21.21	4,20	96,1
H01.02	4,33	100,7	H11.12	4,27	97,7	H21.22	4,56	104,4
H01.03	4,40	102,3	H11.13	4,20	96,1	H21.23	4,27	97,7
H02.02	4,33	100,7	H12.12	4,07	93,1	H22.22	4,33	98,1
H02.03	4,33	100,7	H12.13	4,20	96,1	H22.23	4,20	96,1
H02.04	4,20	97,7	H12.14	4,27	97,7	H22.24	4,56	104,4
H03.03	4,07	94,6	H13.13	4,33	98,1	H23.23	4,20	96,1
H03.04	4,13	96,0	H13.14	4,33	98,1	H23.24	4,27	97,7
H03.05	4,27	99,3	H13.15	4,56	104,4	H23.25	4,20	96,1
H04.04	4,56	106,0	H14.14	4,56	104,4	H24.24	4,13	94,5
H04.05	4,13	96,0	H14.15	4,27	97,7	H24.25	4,13	94,5
H04.06	4,20	97,7	H14.16	4,40	100,7	H24.26	4,00	91,5
H05.05	3,87	90,0	H15.15	4,47	102,3	H25.25	4,07	93,1
H05.06	4,27	99,3	H15.16	4,73	108,2	H25.26	4,07	93,1
H05.07	4,40	102,3	H15.17	4,27	97,7	H25.27	4,00	91,5
H06.06	4,13	96,0	H16.16	4,73	108,2	H26.26	4,27	97,7
H06.07	4,40	102,3	H16.17	4,13	94,5	H26.27	4,27	97,7
H06.08	4,20	97,7	H16.18	4,56	104,4	H26.28	4,60	105,3
H07.07	4,40	102,3	H17.17	3,80	87,0	H27.27	4,60	105,3
H07.08	4,47	104,0	H17.18	4,40	100,7	H27.28	4,33	98,1
H07.09	4,40	102,3	H17.19	4,13	94,5	H27.29	4,47	102,3
H08.08	4,27	99,3	H18.18	4,40	100,7	H28.28	4,20	96,1
H08.09	4,27	99,3	H18.19	4,07	93,1	H28.29	4,00	91,5
H08.10	4,56	106,0	H18.20	4,40	100,7	H28.30	4,40	100,7
H09.09	4,56	106,0	H19.19	4,27	97,7	H29.29	4,27	97,7
H09.10	4,56	106,0	H19.20	4,40	100,7	H29.30	4,56	104,4
H09.01	4,27	99,3	H19.11	4,47	102,3	H29.21	4,00	91,5
H10.10	4,47	104,0	H20.20	4,56	104,4	H30.30	4,47	102,3
H10.01	3,93	91,4	H20.11	4,20	96,1	H30.21	3,93	89,9
H10.02	4,40	102,3	H20.12	4,47	102,3	H30.22	4,33	98,1
Média da <sup>b/</sup> testemunha	4,30	100,0		4,37	100,0		4,37	100,0
Média dos híbridos	4,30	100,0		4,33	99,1		4,26	97,5

<sup>a/</sup> Identificado por dois números: à esquerda e à direita do ponto, referindo-se às linhagens das populações SUWAN e ESALQ-PBI, respectivamente.

<sup>b/</sup> Média da testemunha CARGILL-511 em 6 repetições.

Tabela 10 - Valores e significância dos quadrados médios obtidos nas análises individuais da variância para capacidade de combinação do dialélico parcial referentes aos caracteres: peso de campo (kg/ 4m<sup>2</sup>), comprimento de espiga (cm) e diâmetro de espiga (cm), avaliados em três experimentos (Exp). Piracicaba, SP. 1986/87.

Caracteres	Peso de Campo			Comprimento de Espiga			Diâmetro de Espiga			
	GL	QM x 10 <sup>2</sup>			QM x 10 <sup>1</sup>			QM x 10 <sup>2</sup>		
		Exp 01	Exp 02	Exp 03	Exp 01	Exp 02	Exp 03	Exp 01	Exp 02	Exp 03
Blocos	2	0,2026 <sup>ns</sup>	15,2720 <sup>ns</sup>	12,5160 <sup>ns</sup>	7,1393 <sup>ns</sup>	1,0948 <sup>ns</sup>	11,7526*	0,7259 <sup>ns</sup>	1,0815 <sup>ns</sup>	1,2444 <sup>ns</sup>
Híbridos	29	7,6972*	10,0488**	5,2217 <sup>ns</sup>	23,0631**	7,0680*	20,6281**	2,8730**	4,1665**	3,7195**
CGC/Grupos	18	10,6171*	13,1563**	6,8066 <sup>ns</sup>	34,0905**	10,2670**	29,5599**	3,4330**	5,9078**	5,3780**
CGC <sub>1</sub>	9	3,0438 <sup>ns</sup>	13,2803**	3,0931 <sup>ns</sup>	21,8225**	10,5546**	22,7388**	1,7407 <sup>ns</sup>	3,6234**	5,0061**
CGC <sub>2</sub>	9	15,6724**	10,9315**	8,8761*	24,5057**	9,7433**	20,1336**	3,9703**	6,4079**	5,5661**
CEC	11	2,9191 <sup>ns</sup>	4,9639 <sup>ns</sup>	2,6282 <sup>ns</sup>	5,0183 <sup>ns</sup>	3,4611 <sup>ns</sup>	6,0124 <sup>ns</sup>	1,9567 <sup>ns</sup>	1,3172*	1,0056 <sup>ns</sup>
Erro	58	4,2625	3,1872	4,1780	3,9684	3,4611	3,5580	1,2623	0,6524	0,7847

ns: não significativo

\*, \*\*: significativo ao nível de 5% e 1% de probabilidade, respectivamente.



Tabela 11 - Valores e significância dos quadrados médios obtidos na análise agrupada da variância para capacidade de combinação do dialélico parcial referentes aos caracteres: PC- Peso de Campo (Kg/4m<sup>2</sup>), CE - Comprimento de Espiga (cm) e DE - Diâmetro de espiga (cm), avaliados em três experimentos. Piracicaba, SP. 1986/87.

Fontes de Variação	GL	PC <sup>a/</sup>	CE <sup>b/</sup>	DE <sup>a/</sup>
Blocos/Exp	6	9,3302*	6,6622 <sup>ns</sup>	1,0173 <sup>ns</sup>
Híbridos/Exp	87	7,6559**	16,9197**	3,5864**
CGC/Grupos/Exp	54	10,1934**	24,6392**	4,9063**
CGC <sub>1</sub> /Exp	27	6,4724*	18,3719**	3,4568**
CGC <sub>2</sub> /Exp	27	11,8267**	18,1275**	5,3148**
CEC/Exp	33	3,5037 <sup>ns</sup>	4,2880 <sup>ns</sup>	1,4265*
-----				
Erro médio	174	3,8759	3,6625	0,8998

a/ Valores multiplicados por 10<sup>2</sup>

b/ Valores multiplicados por 10

ns: não significativo

\*,\*\*: significativo ao nível de 5% e 1% de probabilidade, respectivamente.



Tabela 13 - Estimativas dos parâmetros  $\hat{g}_i$  e  $\hat{g}_j$  das linhagens das populações SUMAN (S) e ESALQ-PB1 (E) para o caráter comprimento de espiga (cm/espiga), referentes a três experimentos (Exp). Piracicaba, SP. 1986/87.

Linhagens (S)	Exp 01			Exp 02			Exp 03						
	Linhagens		$\hat{g}_j$	Linhagens		$\hat{g}_j$	Linhagens		$\hat{g}_j$				
	(E)	(S)		(E)	(S)		(E)	(S)					
S01	2,12	E01	$\hat{g}_{11}$	-1,42	S11	$\hat{g}_{11}$	0,59	S21	$\hat{g}_{21}$	0,70	E21	$\hat{g}_{21}$	-0,22
S02	0,77	E02	$\hat{g}_{12}$	-1,31	S12	$\hat{g}_{12}$	1,67	S22	$\hat{g}_{22}$	1,45	E22	$\hat{g}_{22}$	-0,61
S03	-0,46	E03	$\hat{g}_{13}$	0,97	S13	$\hat{g}_{13}$	0,34	S23	$\hat{g}_{23}$	-1,47	E23	$\hat{g}_{23}$	2,27
S04	1,38	E04	$\hat{g}_{14}$	-0,23	S14	$\hat{g}_{14}$	-1,01	S24	$\hat{g}_{24}$	-0,58	E24	$\hat{g}_{24}$	0,34
S05	-1,11	E05	$\hat{g}_{15}$	1,91	S15	$\hat{g}_{15}$	-0,61	S25	$\hat{g}_{25}$	0,50	E25	$\hat{g}_{25}$	0,35
S06	-1,21	E06	$\hat{g}_{16}$	0,45	S16	$\hat{g}_{16}$	-1,13	S26	$\hat{g}_{26}$	-1,53	E26	$\hat{g}_{26}$	0,61
S07	-0,82	E07	$\hat{g}_{17}$	1,58	S17	$\hat{g}_{17}$	-0,96	S27	$\hat{g}_{27}$	0,60	E27	$\hat{g}_{27}$	0,37
S08	-0,53	E08	$\hat{g}_{18}$	-0,46	S18	$\hat{g}_{18}$	-0,30	S28	$\hat{g}_{28}$	-0,37	E28	$\hat{g}_{28}$	-0,25
S09	0,08	E09	$\hat{g}_{19}$	0,40	S19	$\hat{g}_{19}$	0,44	S29	$\hat{g}_{29}$	0,63	E29	$\hat{g}_{29}$	-0,84
S10	-0,22	E10	$\hat{g}_{20}$	-1,89	S20	$\hat{g}_{20}$	0,97	S30	$\hat{g}_{30}$	0,09	E30	$\hat{g}_{30}$	-2,04
Média	19,04					17,38				18,33			

a/ Definidos no ítem 3.2.3.2.

Tabela 14 - Estimativas dos parâmetros  $\hat{g}_i$  e  $\hat{g}_j$  das linhagens das populações SUWAN (S) e ESALQ-PBI (E) para o caráter diâmetro de espiga (cm/espiga), referentes a três experimentos. Piracicaba, SP. 1986/87.

Linhagens (S)	Exp 01					Exp 02					Exp 03																													
	Linhagens (E)		Linhagens (S)		$\hat{g}_j$	Linhagens (E)		Linhagens (S)		$\hat{g}_j$	Linhagens (E)		Linhagens (S)		$\hat{g}_j$																									
	E01	E02	E03	E04	E05	E06	E07	E08	E09	E10	E11	E12	E13	E14	E15	E16	E17	E18	E19	E20	E21	E22	E23	E24	E25	E26	E27	E28	E29	E30										
S01	0,11	-0,01	-0,06	0,08	-0,09	-0,10	0,03	-0,05	-0,05	-0,05	-0,14	-0,22	0,00	-0,05	0,20	0,16	-0,08	-0,05	0,11	0,08	-0,10	0,03	0,03	0,15	0,05	0,18	-0,36	0,11	0,19	0,08	-0,04	-0,20	0,21	-0,16	-0,20	0,12	0,21	-0,16	-0,02	0,06
S02	-0,01	0,01	-0,05	0,08	-0,19	-0,10	-0,05	0,07	0,07	0,14	-0,22	0,04	-0,05	-0,19	0,16	-0,08	-0,05	0,11	0,08	0,03	0,03	0,03	0,03	0,15	0,05	0,18	-0,36	0,11	0,08	0,08	-0,04	-0,20	0,21	-0,16	-0,20	0,12	0,21	-0,16	-0,02	0,06
S03	-0,06	0,01	-0,05	0,08	-0,19	-0,10	-0,05	0,07	0,07	0,14	-0,22	0,04	-0,05	-0,19	0,16	-0,08	-0,05	0,11	0,08	0,03	0,03	0,03	0,15	0,05	0,18	-0,36	0,11	0,08	0,08	-0,04	-0,20	0,21	-0,16	-0,20	0,12	0,21	-0,16	-0,02	0,06	
S04	0,08	-0,01	-0,05	0,08	-0,19	-0,10	-0,05	0,07	0,07	0,14	-0,22	0,04	-0,05	-0,19	0,16	-0,08	-0,05	0,11	0,08	0,03	0,03	0,03	0,15	0,05	0,18	-0,36	0,11	0,08	0,08	-0,04	-0,20	0,21	-0,16	-0,20	0,12	0,21	-0,16	-0,02	0,06	
S05	-0,09	0,01	-0,05	0,08	-0,19	-0,10	-0,05	0,07	0,07	0,14	-0,22	0,04	-0,05	-0,19	0,16	-0,08	-0,05	0,11	0,08	0,03	0,03	0,03	0,15	0,05	0,18	-0,36	0,11	0,08	0,08	-0,04	-0,20	0,21	-0,16	-0,20	0,12	0,21	-0,16	-0,02	0,06	
S06	-0,10	-0,01	-0,05	0,08	-0,19	-0,10	-0,05	0,07	0,07	0,14	-0,22	0,04	-0,05	-0,19	0,16	-0,08	-0,05	0,11	0,08	0,03	0,03	0,03	0,15	0,05	0,18	-0,36	0,11	0,08	0,08	-0,04	-0,20	0,21	-0,16	-0,20	0,12	0,21	-0,16	-0,02	0,06	
S07	0,03	0,01	-0,05	0,08	-0,19	-0,10	-0,05	0,07	0,07	0,14	-0,22	0,04	-0,05	-0,19	0,16	-0,08	-0,05	0,11	0,08	0,03	0,03	0,03	0,15	0,05	0,18	-0,36	0,11	0,08	0,08	-0,04	-0,20	0,21	-0,16	-0,20	0,12	0,21	-0,16	-0,02	0,06	
S08	-0,05	-0,01	-0,05	0,08	-0,19	-0,10	-0,05	0,07	0,07	0,14	-0,22	0,04	-0,05	-0,19	0,16	-0,08	-0,05	0,11	0,08	0,03	0,03	0,03	0,15	0,05	0,18	-0,36	0,11	0,08	0,08	-0,04	-0,20	0,21	-0,16	-0,20	0,12	0,21	-0,16	-0,02	0,06	
S09	0,14	0,01	-0,05	0,08	-0,19	-0,10	-0,05	0,07	0,07	0,14	-0,22	0,04	-0,05	-0,19	0,16	-0,08	-0,05	0,11	0,08	0,03	0,03	0,03	0,15	0,05	0,18	-0,36	0,11	0,08	0,08	-0,04	-0,20	0,21	-0,16	-0,20	0,12	0,21	-0,16	-0,02	0,06	
S10	-0,05	-0,01	-0,05	0,08	-0,19	-0,10	-0,05	0,07	0,07	0,14	-0,22	0,04	-0,05	-0,19	0,16	-0,08	-0,05	0,11	0,08	0,03	0,03	0,03	0,15	0,05	0,18	-0,36	0,11	0,08	0,08	-0,04	-0,20	0,21	-0,16	-0,20	0,12	0,21	-0,16	-0,02	0,06	
Média	4,30					4,33					4,26																													

a/ Definidos no item 3.2.3.2.

Tabela 15 - Estimativas dos parâmetros<sup>a/</sup>  $k_i$  e  $k_j$  das linhagens das populações SUWAN (S) e ESALQ-PBI (E) para o caráter peso de campo (kg/4m<sup>2</sup>), referentes a três experimentos. Piracicaba, SP. 1986/87.

Linhagens (S)	Exp 01			Exp 02			Exp 03										
	Linhagens (E)		$k_j$	Linhagens (S)		$k_i$	Linhagens (E)		$k_j$	Linhagens (E)		$k_i$	$k_j$				
	$k_i$	$k_j$		$k_i$	$k_j$		$k_i$	$k_j$		$k_i$	$k_j$						
S01	$k_1$	-0,230	E01	$k_{11}$	-0,151	S11	$k_{11}$	0,199	E11	$k_{11}$	0,039	S21	$k_{21}$	0,160	E21	$k_{21}$	-0,031
S02	$k_2$	-0,192	E02	$k_{12}$	-0,305	S12	$k_{12}$	-0,136	E12	$k_{12}$	-0,080	S22	$k_{22}$	0,062	E22	$k_{22}$	0,036
S03	$k_3$	0,033	E03	$k_{13}$	-0,120	S13	$k_{13}$	-0,358	E13	$k_{13}$	0,185	S23	$k_{23}$	-0,031	E23	$k_{23}$	0,336
S04	$k_4$	0,016	E04	$k_{14}$	0,022	S14	$k_{14}$	0,213	E14	$k_{14}$	-0,266	S24	$k_{24}$	-0,071	E24	$k_{24}$	-0,293
S05	$k_5$	0,236	E05	$k_{15}$	0,287	S15	$k_{15}$	0,146	E15	$k_{15}$	-0,010	S25	$k_{25}$	0,244	E25	$k_{25}$	0,150
S06	$k_6$	-0,075	E06	$k_{16}$	-0,206	S16	$k_{16}$	-0,084	E16	$k_{16}$	0,292	S26	$k_{26}$	-0,115	E26	$k_{26}$	0,190
S07	$k_7$	0,055	E07	$k_{17}$	0,458	S17	$k_{17}$	-0,241	E17	$k_{17}$	-0,250	S27	$k_{27}$	-0,072	E27	$k_{27}$	-0,204
S08	$k_8$	0,056	E08	$k_{18}$	-0,222	S18	$k_{18}$	-0,194	E18	$k_{18}$	-0,165	S28	$k_{28}$	-0,134	E28	$k_{28}$	-0,069
S09	$k_9$	0,090	E09	$k_{19}$	0,157	S19	$k_{19}$	0,188	E19	$k_{19}$	-0,060	S29	$k_{29}$	-0,092	E29	$k_{29}$	-0,093
S10	$k_{10}$	0,013	E10	$k_{20}$	0,081	S20	$k_{20}$	0,265	E20	$k_{20}$	0,315	S30	$k_{30}$	0,048	E30	$k_{30}$	-0,023

a/ Definidos no item 3.2.3.2.

Tabela 16 - Estimativas dos parâmetros  $\frac{a}{k_i}$ ,  $k_i$  e  $k_j$  das linhagens das populações SUMAN (S) e ESALQ-PB1 (E) para o caráter comprimento de espiga (cm/espiga), referentes a três experimentos (Exp.) Piracicaba, SP. 1986/87.

Exp 01				Exp 02				Exp 03									
Linhagens (S)	$k_i$	Linhagens (E)	$k_j$	Linhagens (S)	$k_i$	Linhagens (E)	$k_j$	Linhagens (S)	$k_i$	Linhagens (E)	$k_j$						
S01	R1	1,53	E01	R11	-0,76	S11	R11	0,51	E11	R11	-0,09	S21	R21	1,18	E21	R21	0,27
S02	R2	0,57	E02	R12	-0,43	S12	R12	-0,04	E12	R12	1,15	S22	R22	2,11	E22	R22	0,14
S03	R3	0,42	E03	R13	1,77	S13	R13	-0,45	E13	R13	0,09	S23	R23	-0,48	E23	R23	2,49
S04	R4	2,09	E04	R14	0,33	S14	R14	0,51	E14	R14	-0,67	S24	R24	-0,15	E24	R24	0,14
S05	R5	0,20	E05	R15	1,84	S15	R15	-0,89	E15	R15	-0,14	S25	R25	0,94	E25	R25	-0,17
S06	R6	-0,69	E06	R16	0,13	S16	R16	-0,85	E16	R16	-0,67	S26	R26	-1,29	E26	R26	0,07
S07	R7	-0,32	E07	R17	0,53	S17	R17	0,91	E17	R17	-0,58	S27	R27	0,36	E27	R27	0,22
S08	R8	-1,18	E08	R18	-1,32	S18	R18	0,26	E18	R18	0,04	S28	R28	-1,42	E28	R28	-0,69
S09	R9	-0,89	E09	R19	-0,03	S19	R19	-0,20	E19	R19	0,51	S29	R29	-0,40	E29	R29	-0,55
S10	R10	-1,76	E10	R20	-2,12	S20	R20	0,26	E20	R20	0,38	S30	R30	-0,86	E30	R30	-1,93

a/ Definidos no item 3.2.3.2.

Tabela 17 - Estimativas dos parâmetros  $\frac{a}{k_i}$  e  $k_j$  das linhagens das populações SUMAN (S) e ESALQ-PB1 (E) para o caráter diâmetro de espiga (cm/espiga), referentes a três experimentos (Exp). Piracicaba, SP. 1986/87.

Exp 01				Exp 02				Exp 03			
Linhagens (S)	$k_i$	Linhagens (E)	$k_j$	Linhagens (S)	$k_i$	Linhagens (E)	$k_j$	Linhagens (S)	$k_i$	Linhagens (E)	$k_j$
S01	$k_1$	E01	$k_1$	S11	$k_1$	E11	$k_1$	S21	$k_1$	E21	$k_1$
S02	$k_2$	E02	$k_2$	S12	$k_2$	E12	$k_2$	S22	$k_2$	E22	$k_2$
S03	$k_3$	E03	$k_3$	S13	$k_3$	E13	$k_3$	S23	$k_3$	E23	$k_3$
S04	$k_4$	E04	$k_4$	S14	$k_4$	E14	$k_4$	S24	$k_4$	E24	$k_4$
S05	$k_5$	E05	$k_5$	S15	$k_5$	E15	$k_5$	S25	$k_5$	E25	$k_5$
S06	$k_6$	E06	$k_6$	S16	$k_6$	E16	$k_6$	S26	$k_6$	E26	$k_6$
S07	$k_7$	E07	$k_7$	S17	$k_7$	E17	$k_7$	S27	$k_7$	E27	$k_7$
S08	$k_8$	E08	$k_8$	S18	$k_8$	E18	$k_8$	S28	$k_8$	E28	$k_8$
S09	$k_9$	E09	$k_9$	S19	$k_9$	E19	$k_9$	S29	$k_9$	E29	$k_9$
S10	$k_{10}$	E10	$k_{10}$	S20	$k_{10}$	E20	$k_{10}$	S30	$k_{10}$	E30	$k_{10}$

$\frac{a}{k_i}$  Definidos no ítem 3.2.3.2.

Tabela 18 - Coeficientes de correlação linear ( $r$ ) entre as estimativas de  $g_i$  e  $k_i$  (valores superiores) e entre as estimativas de  $g_j$  e  $k_j$  (valores inferiores), das linhagens das populações SUWAN e ESALQ-PB1, respectivamente, para os caracteres peso de campo ( $\text{kg}/4\text{m}^2$ ), comprimento de espiga (cm) e diâmetro de espiga (cm), em três experimentos (Exp). Piracicaba, SP. 1986/87.

Caráter	Exp 01	Exp 02	Exp 03
Peso de campo	0,15	0,97	0,88
	0,91	0,75	0,97
Comprimento de espiga	0,69	0,39	0,75
	0,86	0,93	0,92
Diâmetro de espiga	0,70	0,84	0,95
	0,96	0,88	0,84



Tabela 19 - Estimativas dos efeitos da capacidade específica de combinação ( $s_{ij}$ ), resultantes do cruzamento de linhagens da população SUWAN com ESALQ-PB1, para o caráter peso de campo ( $\text{kg}/4\text{m}^2$ ), referentes a três experimentos (Exp). Piracicaba, SP. 1986/87.

Exp 01		Exp 02		Exp 03	
Híbrido <sup>a/</sup>	$\hat{s}_{ij}$	Híbrido <sup>a/</sup>	$\hat{s}_{ij}$	Híbrido <sup>a/</sup>	$\hat{s}_{ij}$
H01.01	0,111	H11.11	0,129	H21.21	-0,007
H01.02	-0,151	H11.12	0,008	H21.22	-0,163
H01.03	0,040	H11.13	-0,139	H21.23	0,170
H02.02	0,095	H12.12	-0,177	H22.22	0,126
H02.03	-0,040	H12.13	-0,101	H22.23	0,001
H02.04	-0,056	H12.14	0,276	H22.24	-0,128
H03.03	0,000	H13.13	0,237	H23.23	-0,171
H03.04	-0,101	H13.14	-0,304	H23.24	0,180
H03.05	0,103	H13.15	0,065	H23.25	-0,009
H04.04	0,157	H14.14	0,027	H24.24	-0,051
H04.05	-0,133	H14.15	0,007	H24.25	0,064
H04.06	-0,023	H14.16	-0,035	H24.26	-0,012
H05.05	0,032	H15.15	-0,074	H25.25	-0,054
H05.06	-0,185	H15.16	-0,073	H25.26	-0,061
H05.07	0,155	H15.17	0,145	H25.27	0,116
H06.06	0,210	H16.16	0,106	H26.26	0,072
H06.07	-0,002	H16.17	-0,054	H26.27	-0,070
H06.08	-0,206	H16.18	-0,054	H26.28	-0,003
H07.07	-0,151	H17.17	-0,092	H27.27	-0,046
H07.08	0,131	H17.18	0,002	H27.28	-0,055
H07.09	0,021	H17.19	0,089	H27.29	0,101
H08.08	0,076	H18.18	0,050	H28.28	0,059
H08.09	-0,030	H18.19	-0,206	H28.29	-0,188
H08.10	-0,046	H18.20	0,155	H28.30	0,131
H09.09	0,009	H19.19	0,116	H29.29	0,088
H09.10	0,026	H19.20	-0,166	H29.30	-0,021
H09.01	-0,033	H19.11	0,048	H29.21	-0,067
H10.10	0,022	H20.20	0,009	H30.30	-0,110
H10.01	-0,075	H20.11	-0,178	H30.21	0,073
H10.02	0,056	H20.12	0,168	H30.22	0,035

<sup>a/</sup> Identificado por dois números: à esquerda e à direita do ponto, referindo-se às linhagens das populações SUWAN e ESALQ-PB1, respectivamente.

Tabela 20 - Estimativas dos efeitos da capacidade específica de combinação ( $\hat{s}_{ij}$ ), resultantes do cruzamento de linhagens da população SUWAN com ESALQ-PBI, para o caráter comprimento de espiga (cm/espiga), referentes a três experimentos (Exp). Piracicaba, SP. 1986/87.

Exp 01		Exp 02		Exp 03	
Híbrido <sup>a/</sup>	$\hat{s}_{ij}$	Híbrido <sup>a/</sup>	$\hat{s}_{ij}$	Híbrido <sup>a/</sup>	$\hat{s}_{ij}$
H01.01	0,390	H11.11	0,340	H21.21	0,770
H01.02	-0,450	H11.12	0,240	H21.22	0,050
H01.03	0,070	H11.13	0,110	H21.23	-0,830
H02.02	0,100	H12.12	0,000	H22.22	-0,570
H02.03	0,020	H12.13	0,130	H22.23	0,550
H02.04	-0,110	H12.14	-0,120	H22.24	0,010
H03.03	-0,080	H13.13	-0,220	H23.23	0,270
H03.04	-0,150	H13.14	-0,040	H23.24	0,070
H03.05	0,240	H13.15	0,390	H23.25	-0,340
H04.04	0,280	H14.14	0,280	H24.24	-0,090
H04.05	0,540	H14.15	-0,060	H24.25	0,500
H04.06	0,800	H14.16	-0,200	H24.26	-0,430
H05.05	0,770	H15.15	-0,310	H25.25	-0,180
H05.06	0,490	H15.16	0,540	H25.26	0,360
H05.07	0,290	H15.17	-0,230	H25.27	-0,200
H06.06	0,320	H16.16	-0,330	H26.26	0,060
H06.07	0,590	H16.17	0,030	H26.27	-0,240
H06.08	-0,900	H16.18	0,300	H26.28	0,180
H07.07	-0,870	H17.17	0,200	H27.27	0,430
H07.08	0,640	H17.18	-0,260	H27.28	-0,350
H07.09	0,250	H17.19	0,070	H27.29	-0,090
H08.08	0,280	H18.18	-0,040	H28.28	0,160
H08.09	-0,440	H18.19	0,220	H28.29	-0,920
H08.10	0,180	H18.20	-0,170	H28.30	0,750
H09.01	0,210	H19.19	-0,280	H29.29	1,010
H09.10	-0,160	H19.20	-0,210	H29.30	-0,390
H09.01	-0,060	H19.11	0,500	H29.21	-0,630
H10.10	0,000	H20.10	0,400	H30.30	-0,380
H10.01	-0,330	H20.11	1,030	H30.21	-0,150
H10.02	0,360	H20.12	-0,230	H30.22	0,520

<sup>a/</sup> Identificado por dois números: à esquerda e à direita do ponto, referindo-se às linhagens das populações SUWAN e ESALQ-PBI, respectivamente.

Tabela 21 - Estimativas dos efeitos da capacidade específica de combinação ( $\hat{s}_{ij}$ ) resultantes do cruzamento de linhagens da população SUWAN com ESALQ-PBI para o caráter diâmetro de espiga (cm/espiga), referentes a três experimentos (Exp). Piracicaba, SP. 1986/87.

Exp 01		Exp 02		Exp 03	
Híbrido <sup>a/</sup>	$\hat{s}_{ij}$	Híbrido <sup>a/</sup>	$\hat{s}_{ij}$	Híbrido <sup>a/</sup>	$\hat{s}_{ij}$
H01.01	0,070	H11.11	-0,020	H21.21	0,030
H01.02	-0,120	H11.12	0,050	H21.22	0,040
H01.03	0,040	H11.13	-0,020	H21.23	-0,060
H02.02	0,000	H12.12	-0,070	H22.22	-0,080
H02.03	0,090	H12.13	0,060	H22.23	-0,020
H02.04	-0,080	H12.14	0,010	H22.24	0,110
H03.03	-0,120	H13.13	-0,030	H23.23	0,100
H03.04	-0,100	H13.14	-0,150	H23.24	-0,060
H03.05	0,220	H13.15	0,180	H23.25	-0,040
H04.04	0,190	H14.14	0,130	H24.24	-0,040
H04.05	-0,060	H14.15	-0,060	H24.25	0,050
H04.06	-0,120	H14.16	-0,060	H24.26	0,000
H05.05	-0,150	H15.15	-0,110	H25.25	-0,010
H05.06	0,120	H15.16	0,020	H25.26	0,070
H05.07	0,040	H15.17	0,100	H25.27	-0,040
H06.06	-0,010	H16.16	0,060	H26.26	-0,050
H06.07	0,050	H16.17	0,000	H26.27	-0,090
H06.08	-0,050	H16.18	-0,040	H26.28	0,160
H07.07	-0,080	H17.17	-0,090	H27.27	0,150
H07.08	0,090	H17.18	0,040	H27.28	-0,200
H07.09	0,000	H17.19	0,050	H27.29	0,040
H08.08	-0,030	H18.18	-0,040	H28.28	0,040
H08.09	-0,050	H18.19	-0,040	H28.29	-0,060
H08.10	0,100	H18.20	0,080	H28.30	0,030
H09.09	0,050	H19.19	0,000	H29.29	0,020
H09.10	-0,090	H19.20	-0,080	H29.30	0,000
H09.01	0,040	H19.11	0,160	H29.21	-0,010
H10.10	0,010	H20.20	0,080	H30.30	-0,020
H10.01	-0,110	H20.11	-0,110	H30.21	-0,010
H10.02	0,110	H20.12	0,030	H30.22	0,040

a/ Identificado por dois números: à esquerda e à direita do ponto, referindo-se às linhagens das populações SUWAN e ESALQ-PBI, respectivamente.

Tabela 22 - Médias dos híbridos obtidos do cruzamento entre linhagens das populações SUWAN e ESALQ-PB1, estimadas a partir dos melhores valores de  $\hat{g}_1$  e  $\hat{g}_j$ , para o caráter peso de campo ( $\text{kg}/4\text{m}^2$ ), avaliada em três experimentos (Exp). Piracicaba, SP. 1986/87.

Exp 01	$\hat{g}_{10}$ 0,297	$\hat{g}_9$ 0,223	$\hat{g}_8$ 0,137	$\hat{g}_1$ 0,028	$\hat{g}_5$ -0,057
$\hat{g}_7$ 0,570	4,319	4,245	4,159	4,050	3,965
$\hat{g}_5$ 0,391	4,140	4,066	3,980	3,871	3,786
$\hat{g}_4$ 0,138	3,887	3,813	3,727	3,618	3,533
$\hat{g}_9$ 0,071	3,820	3,746	3,660	3,551	3,466
$\hat{g}_3$ -0,057	3,692	3,618	3,532	3,423	3,338
$\bar{X}_{10}$ : 4,068; $\bar{X}_T$ : 3,756; $\bar{X}_{10(HO)}$ : 3,758					
Exp 02	$\hat{g}_{20}$ 0,340	$\hat{g}_{11}$ 0,281	$\hat{g}_{14}$ 0,200	$\hat{g}_{19}$ 0,151	$\hat{g}_{15}$ 0,131
$\hat{g}_{20}$ 0,259	3,692	3,633	3,552	3,503	3,483
$\hat{g}_{13}$ 0,239	3,672	3,613	3,532	3,483	3,463
$\hat{g}_{16}$ 0,220	3,653	3,594	3,513	3,464	3,444
$\hat{g}_{19}$ 0,071	3,504	3,445	3,364	3,315	3,295
$\hat{g}_{18}$ 0,055	3,488	3,429	3,348	3,299	3,279
$\bar{X}_{10}$ : 3,596; $\bar{X}_T$ : 3,263; $\bar{X}_{10(HO)}$ : 3,072					
Exp 03	$\hat{g}_{25}$ 0,227	$\hat{g}_{21}$ 0,079	$\hat{g}_{30}$ 0,075	$\hat{g}_{27}$ 0,040	$\hat{g}_{22}$ 0,039
$\hat{g}_{23}$ 0,334	3,791	3,643	3,639	3,604	3,603
$\hat{g}_{26}$ 0,173	3,630	3,482	3,478	3,443	3,442
$\hat{g}_{25}$ 0,144	3,601	3,453	3,449	3,414	3,413
$\hat{g}_{30}$ 0,010	3,467	3,319	3,315	3,280	3,279
$\hat{g}_{28}$ -0,019	3,438	3,290	3,286	3,251	3,250
$\bar{X}_{10}$ : 3,594; $\bar{X}_T$ : 3,616; $\bar{X}_{10(HO)}$ : 3,459					

$\bar{X}_{10}$ : média dos 10 melhores híbridos estimados;  $\bar{X}_T$ : média da testemunha;  $\bar{X}_{10(HO)}$ : média dos 10 melhores híbridos observados.

Obs: O polígono delimita os 10 melhores híbridos estimados.

Tabela 23 - Média dos híbridos obtidos do cruzamento entre linhagens das populações SUWAN e ESALQ-PB1, estimadas a partir dos melhores valores de  $R_i$  e  $R_j$ , para o caráter peso de campo ( $\text{kg}/4\text{m}^2$ ) em três experimentos (Exp). Piracicaba, SP. 1986/87.

Exp 01	$R_5$ 0,236	$R_9$ 0,090	$R_8$ 0,056	$R_7$ 0,055	$R_3$ 0,033
$R_7$ : 0,458	4,146	4,000	3,966	3,965	3,943
$R_5$ : 0,287	3,975	3,829	3,795	3,794	3,772
$R_9$ : 0,157	3,845	3,699	3,665	3,664	3,642
$R_{10}$ : 0,081	3,769	3,623	3,589	3,588	3,566
$R_4$ : 0,022	3,710	3,564	3,530	3,529	3,507
$\bar{X}_{10}$ : 3,926; $\bar{X}_T$ : 3,756; $\bar{X}_{10(HO)}$ : 3,758					
Exp 02	$R_{20}$ 0,265	$R_{14}$ 0,213	$R_{11}$ 0,199	$R_{19}$ 0,188	$R_{15}$ 0,146
$R_{20}$ : 0,315	3,673	3,621	3,607	3,596	3,554
$R_{16}$ : 0,292	3,650	3,598	3,584	3,573	3,551
$R_{13}$ : 0,185	3,543	3,491	3,477	3,466	3,424
$R_{11}$ : 0,039	3,397	3,345	3,331	3,320	3,278
$R_{15}$ : 0,010	3,348	3,296	3,282	3,271	3,229
$\bar{X}_{10}$ : 3,600; $\bar{X}_T$ : 3,263; $\bar{X}_{10(HO)}$ : 3,072					
Exp 03	$R_{25}$ 0,244	$R_{21}$ 0,160	$R_{22}$ 0,062	$R_{30}$ 0,048	$R_{23}$ -0,031
$R_{23}$ : 0,336	3,810	3,726	3,628	3,614	3,535
$R_{26}$ : 0,190	3,664	3,580	3,482	3,468	3,389
$R_{25}$ : 0,150	3,624	3,540	3,442	3,428	3,349
$R_{22}$ : 0,036	3,510	3,426	3,328	3,314	3,235
$R_{30}$ : -0,023	3,451	3,367	3,269	3,255	3,176
$\bar{X}_{10}$ : 3,623; $\bar{X}_T$ : 3,616; $\bar{X}_{10(HO)}$ : 3,459					

$\bar{X}_{10}$ : média dos 10 melhores híbridos estimados;  $\bar{X}_T$ : média da testemunha;  $\bar{X}_{10(HO)}$ : média dos 10 melhores híbridos observados.

Obs: O polígono delimita os 10 melhores híbridos estimados.

Tabela 24 - Valores médios dos híbridos simples observados (HSO) entre linhagens das populações SUWAN e ESALQ-PBI, obtidos a partir das estimativas de  $g_1$  e  $g_2$  (HSg) e a partir das estimativas de  $k_1$  e  $k_2$  (Hsk), para o caráter peso de campo ( $kg/4m^2$ ), referentes a três experimentos (Exp.). Piracicaba, SP. 1986/87. Abaixo, coeficientes de determinação ( $R^2$ ) e correlação linear ( $r$ ) entre as estimativas indicadas.

Exp 01				Exp 02				Exp 03			
Híbrido <sup>a/</sup>	HSO	HSg	Hsk	Híbrido <sup>a/</sup>	HSO	HSg	Hsk	Híbrido <sup>a/</sup>	HSO	HSg	Hsk
H01.01	3,257	3,146	3,071	H11.11	3,285	3,156	3,331	H21.21	3,240	3,247	3,359
H01.02	2,946	3,097	2,917	H11.12	3,117	3,109	3,212	H21.22	3,118	3,281	3,426
H01.03	3,463	3,423	3,102	H11.13	3,474	3,613	3,477	H21.23	3,813	3,643	3,726
H02.02	3,073	2,978	2,955	H12.12	2,586	2,763	2,877	H22.22	3,367	3,241	3,328
H02.03	3,264	3,304	3,140	H12.13	3,166	3,267	3,142	H22.23	3,604	3,603	3,628
H02.04	3,443	3,499	3,282	H12.14	3,118	2,842	2,691	H22.24	2,904	3,032	2,999
H03.03	3,270	3,270	3,365	H13.13	3,192	2,955	2,920	H23.23	3,282	3,453	3,535
H03.04	3,364	3,465	3,507	H13.14	2,226	2,530	2,469	H23.24	3,062	2,882	2,906
H03.05	3,821	3,718	3,772	H13.15	2,787	2,722	2,725	H23.25	3,254	3,263	3,349
H04.04	3,615	3,458	3,490	H14.14	3,134	3,107	3,040	H24.24	2,844	2,895	2,866
H04.05	3,578	3,711	3,755	H14.15	3,306	3,299	3,296	H24.25	3,340	3,276	3,309
H04.06	3,213	3,236	3,262	H14.16	3,478	3,513	3,598	H24.26	3,293	3,305	3,349
H05.05	3,818	3,786	3,975	H15.15	3,156	3,230	3,229	H25.25	3,547	3,601	3,624
H05.06	3,126	3,311	3,482	H15.16	3,371	3,444	3,531	H25.26	3,569	3,630	3,664
H05.07	4,120	3,965	4,146	H15.17	3,188	3,043	2,989	H25.27	3,306	3,190	3,270
H06.06	3,399	3,189	3,171	H16.16	3,304	3,198	3,301	H26.26	3,398	3,326	3,305
H06.07	3,841	3,843	3,835	H16.17	2,743	2,797	2,759	H26.27	2,816	2,886	2,911
H06.08	2,893	3,099	3,155	H16.18	2,979	3,033	2,844	H26.28	3,131	3,134	3,046
H07.07	3,770	3,921	3,965	H17.17	2,597	2,689	2,602	H27.27	2,957	3,003	2,954
H07.08	3,308	3,177	3,285	H17.18	2,927	2,925	2,687	H27.28	3,196	3,251	3,089
H07.09	3,443	3,422	3,664	H17.19	3,030	2,941	2,792	H27.29	3,322	3,221	3,065
H08.08	3,491	3,415	3,286	H18.18	2,876	2,826	2,734	H28.28	3,155	3,097	3,027
H08.09	3,630	3,660	3,665	H18.19	2,636	2,842	2,839	H28.29	2,878	3,067	3,003
H08.10	3,405	3,451	3,589	H18.20	3,185	3,030	3,214	H28.30	3,256	3,126	3,073
H09.09	3,755	3,746	3,699	H19.19	3,431	3,315	3,221	H29.29	3,210	3,122	3,045
H09.10	3,563	3,537	3,623	H19.20	3,337	3,503	3,596	H29.30	3,160	3,181	3,115
H09.01	3,308	3,341	3,391	H19.11	3,074	3,026	3,320	H29.21	3,042	3,109	3,107
H10.10	3,633	3,611	3,546	H20.20	3,701	3,692	3,673	H30.30	3,205	3,315	3,255
H10.01	3,340	3,415	3,314	H20.11	3,037	3,215	3,397	H30.21	3,316	3,243	3,247
H10.02	3,422	3,366	3,160	H20.12	3,336	3,168	3,278	H30.22	3,312	3,277	3,314
$R^2$ HS0.HSg		77%				55%				76%	
$R^2$ HS0.Hsk		71%				58%				71%	
$r$ HSg.Hsk		0,91				0,93				0,96	

a/ Identificado por dois números: à esquerda e à direita do ponto, referindo-se às linhagens das populações SUWAN e ESALQ-PBI, respectivamente.

Tabela 25 - Valores médios dos híbridos simples observados (HSO) entre linhagens das populações SUWAN e ESALQ-PBI, obtidos a partir das estimativas de  $g_i$  e  $g_j$  (HSg) e a partir das estimativas de  $k_i$  e  $k_j$  (HSk), para o caráter comprimento de espiga (cm), referentes a três experimentos (Exp). Piracicaba, SP. 1986/87. Abaixo, coeficientes de determinação ( $R^2$ ) e correlação linear ( $r$ ) entre as estimativas indicadas.

Exp 01				Exp 02				Exp 03			
Híbrido <sup>a/</sup>	HSO	HSg	HSk	Híbrido <sup>a/</sup>	HSO	HSg	HSk	Híbrido <sup>a/</sup>	HSO	HSg	HSk
H01.01	20,13	19,74	19,82	H11.11	17,27	17,61	17,80	H21.21	19,60	18,83	19,78
H01.02	19,40	19,85	20,15	H11.12	18,93	18,69	19,04	H21.22	18,47	18,42	19,65
H01.03	22,20	22,13	22,35	H11.13	17,47	17,36	17,98	H21.23	20,47	21,30	22,00
H02.02	18,60	18,50	19,19	H12.12	18,67	18,67	18,49	H22.22	18,60	19,17	20,58
H02.03	20,80	20,78	21,39	H12.13	17,47	17,34	17,43	H22.23	22,60	22,05	22,93
H02.04	19,47	19,55	19,95	H12.14	15,87	15,99	16,67	H22.24	20,13	20,12	20,58
H03.03	19,47	19,55	21,24	H13.13	17,47	17,69	17,02	H23.23	19,40	19,13	20,34
H03.04	18,20	18,35	19,80	H13.14	16,20	16,34	16,26	H23.24	17,27	17,20	17,99
H03.05	20,73	20,49	21,31	H13.15	17,13	16,74	16,79	H23.25	16,87	17,21	17,68
H04.04	20,47	20,19	21,47	H14.14	18,07	17,79	17,22	H24.24	18,00	18,09	18,32
H04.05	22,87	22,33	22,98	H14.15	18,13	18,19	17,75	H24.25	18,60	18,10	18,01
H04.06	20,07	20,87	21,27	H14.16	17,47	17,67	17,22	H24.26	17,93	18,36	18,25
H05.05	19,07	19,84	21,09	H15.15	16,47	16,78	16,35	H25.25	19,00	19,18	19,10
H05.06	18,87	18,38	19,38	H15.16	16,80	16,26	15,82	H25.26	19,80	19,44	19,34
H05.07	19,80	19,51	19,78	H15.17	16,20	16,43	15,91	H25.27	19,00	19,20	19,49
H06.06	18,60	18,28	18,49	H16.16	15,87	16,20	15,86	H26.26	17,47	17,41	17,11
H06.07	20,00	19,41	18,89	H16.17	16,40	16,37	15,95	H26.27	16,93	17,17	17,26
H06.08	16,47	17,37	17,04	H16.18	17,33	17,03	16,57	H26.28	16,73	16,55	16,35
H07.07	18,93	19,80	19,26	H17.17	17,80	17,60	17,71	H27.27	19,73	19,30	18,91
H07.08	18,40	17,76	17,41	H17.18	18,00	18,26	18,33	H27.28	18,33	18,68	18,00
H07.09	18,87	18,62	18,70	H17.19	19,07	19,00	18,80	H27.29	18,00	18,09	18,14
H08.08	18,33	18,05	16,55	H18.18	16,93	16,97	17,68	H28.28	17,87	17,71	16,22
H08.09	18,47	18,91	17,84	H18.19	17,93	17,71	18,15	H28.29	16,20	17,12	16,36
H08.10	16,80	16,62	15,75	H18.20	18,07	18,24	18,02	H28.30	16,67	15,92	14,98
H09.09	19,73	19,52	18,13	H19.19	16,67	16,95	17,69	H29.29	19,13	18,12	17,38
H09.10	17,07	17,23	16,04	H19.20	17,27	17,48	17,56	H29.30	16,53	16,92	16,00
H09.01	17,67	17,70	17,40	H19.11	17,60	17,10	17,09	H29.21	18,13	18,76	18,20
H10.10	16,93	16,93	15,17	H20.20	17,93	17,53	18,02	H30.30	16,00	16,38	15,54
H10.01	17,07	17,40	16,53	H20.11	17,00	17,15	17,55	H30.21	18,07	18,22	17,74
H10.02	17,87	17,51	16,86	H20.12	18,00	18,23	18,79	H30.22	18,33	17,81	17,61
$R^2$ HSO.HSg		92%				88%				72%	
$R^2$ HSO.HSk		71%				67%				66%	
$r$ HSg.HSk		0,92				0,88				0,94	

a/ Identificado por dois números: à esquerda e à direita do ponto, referindo-se às linhagens das populações SUWAN e ESALQ-PBI, respectivamente.

Tabela 26 - Valores médios dos híbridos simples observados (HS0) entre linhagens das populações SUWAN e ESALQ-PBI, obtidos a partir das estimativas de  $g_i$  e  $g_j$  (HSg) e a partir de  $k_i$  e  $k_j$  (HSk), para o caráter diâmetro de espiga (cm), referentes a três experimentos (Exp). Piracicaba, SP. 1986/87. Abaixo, coeficientes de determinação ( $R^2$ ) e correlação linear (r) entre as estimativas indicadas.

Exp 01				Exp 02			Exp 03				
Híbrido <sup>a/</sup>	HS0	HSg	HSk	Híbrido <sup>a/</sup>	HS0	HSg	HSk	Híbrido <sup>a/</sup>	HS0	HSg	HSk
H01.01	4,27	4,20	4,18	H11.11	4,07	4,09	4,10	H21.21	4,20	4,17	4,12
H01.02	4,33	4,45	4,38	H11.12	4,27	4,22	4,12	H21.22	4,56	4,52	4,49
H01.03	4,40	4,36	4,29	H11.13	4,20	4,22	4,09	H21.23	4,27	4,33	4,30
H02.02	4,33	4,33	4,33	H12.12	4,07	4,14	4,12	H22.22	4,33	4,41	4,51
H02.03	4,33	4,24	4,24	H12.13	4,20	4,14	4,09	H22.23	4,20	4,22	4,32
H02.04	4,20	4,28	4,27	H12.14	4,27	4,26	4,24	H22.24	4,56	4,45	4,42
H03.03	4,07	4,19	4,11	H13.13	4,33	4,36	4,32	H23.23	4,20	4,10	4,18
H03.04	4,13	4,23	4,14	H13.14	4,33	4,48	4,47	H23.24	4,27	4,33	4,28
H03.05	4,27	4,05	3,94	H13.15	4,56	4,38	4,51	H23.25	4,20	4,24	4,09
H04.04	4,56	4,37	4,28	H14.14	4,56	4,43	4,47	H24.24	4,13	4,17	4,15
H04.05	4,13	4,19	4,08	H14.15	4,27	4,33	4,51	H24.25	4,13	4,08	3,96
H04.06	4,20	4,32	4,19	H14.16	4,40	4,46	4,70	H24.26	4,00	4,00	3,94
H05.05	3,87	4,02	3,97	H15.15	4,47	4,58	4,59	H25.25	4,07	4,08	3,92
H05.06	4,27	4,15	4,08	H15.16	4,73	4,71	4,78	H25.26	4,07	4,00	3,90
H05.07	4,40	4,36	4,28	H15.17	4,27	4,17	4,23	H25.27	4,00	4,04	4,08
H06.06	4,13	4,14	4,14	H16.16	4,73	4,67	4,76	H26.26	4,27	4,32	4,23
H06.07	4,40	4,35	4,34	H16.17	4,13	4,13	4,21	H26.27	4,27	4,36	4,41
H06.08	4,20	4,25	4,25	H16.18	4,56	4,60	4,59	H26.28	4,60	4,44	4,50
H07.07	4,40	4,48	4,52	H17.17	3,80	3,89	3,85	H27.27	4,60	4,45	4,50
H07.08	4,47	4,38	4,43	H17.18	4,40	4,36	4,23	H27.28	4,33	4,53	4,59
H07.09	4,40	4,40	4,53	H17.19	4,13	4,08	3,94	H27.29	4,47	4,43	4,46
H08.08	4,27	4,30	4,38	H18.18	4,40	4,39	4,41	H28.28	4,20	4,16	4,32
H08.09	4,27	4,32	4,48	H18.19	4,07	4,11	4,12	H28.29	4,00	4,06	4,39
H08.10	4,56	4,46	4,60	H18.20	4,40	4,35	4,41	H28.30	4,40	4,37	4,42
H09.09	4,56	4,51	4,57	H19.19	4,27	4,27	4,21	H29.29	4,27	4,25	4,27
H09.10	4,56	4,65	4,69	H19.20	4,40	4,51	4,50	H29.30	4,56	4,56	4,50
H09.01	4,27	4,23	4,31	H19.11	4,47	4,34	4,30	H29.21	4,00	4,01	4,06
H10.10	4,47	4,46	4,49	H20.20	4,56	4,48	4,53	H30.30	4,47	4,49	4,46
H10.01	3,93	4,04	4,11	H20.11	4,20	4,31	4,33	H30.21	3,93	3,94	4,02
H10.02	4,40	4,29	4,31	H20.12	4,47	4,44	4,35	H30.22	4,33	4,29	4,39
$R^2$ HS0.HSg		59%				83%					50%
$R^2$ HS0.HSk		53%				67%					48%
r HSg.HSk		0,92				0,94					0,91

a/ Identificado por dois números: à esquerda e à direita do ponto, referindo-se às linhagens das populações SUWAN e ESALQ-PBI, respectivamente.



Tabela 27 - Valores médios dos híbridos triplos obtidos: pelo método B de JENKINS (1934) (HT), a partir das estimativas de  $g_i$  e  $g_j$  (HTg) e a partir das estimativas de  $k_i$  e  $k_j$  (HTk), para o caráter peso de campo ( $\text{kg}/4\text{m}^2$ ), referentes a três experimentos (Exp). Piracicaba, SP. 1986/87. Abaixo, coeficientes de determinação ( $R^2$ ) e correlação linear ( $r$ ) entre as estimativas indicadas.

Híbrido <sup>a/</sup> triplo	Exp 01			Híbrido <sup>a/</sup> triplo	Exp 02			Híbrido <sup>a/</sup> triplo	Exp 03		
	HT	HTg	HTk		HT	HTg	HTk		HT	HTg	HTk
H0102.02	3,010	3,038	2,936	H1112.12	2,852	2,936	3,044	H2122.22	3,243	3,261	3,377
H0102.03	3,364	3,364	3,121	H1112.13	3,320	3,440	3,310	H2122.23	3,709	3,623	3,677
H0203.03	3,267	3,287	3,252	H1213.13	3,179	3,111	3,031	H2223.23	3,443	3,538	3,582
H0203.04	3,404	3,482	3,394	H1213.14	2,672	2,686	2,580	H2223.24	2,983	2,957	2,953
H0304.04	3,490	3,462	3,498	H1314.14	2,680	2,819	2,755	H2324.24	2,953	2,889	2,886
H0304.05	3,700	3,715	3,764	H1314.15	3,047	3,011	3,011	H2324.25	3,297	3,270	3,329
H0405.05	3,698	3,748	3,865	H1415.15	3,231	3,265	3,262	H2425.25	3,444	3,439	3,467
H0405.06	3,169	3,274	3,372	H1415.16	3,425	3,479	3,564	H2425.26	3,431	3,468	3,507
H0506.06	3,262	3,250	3,327	H1516.16	3,338	3,321	3,416	H2526.26	3,484	3,478	3,485
H0506.07	3,981	3,904	3,991	H1516.17	2,966	2,920	2,874	H2526.27	3,061	3,038	3,081
H0607.07	3,806	3,882	3,900	H1617.17	2,670	2,743	2,681	H2627.27	2,887	2,945	2,933
H0607.08	3,101	3,138	3,220	H1617.18	2,953	2,979	2,766	H2627.28	3,164	3,193	3,068
H0708.08	3,400	3,276	3,285	H1718.18	2,902	2,876	2,711	H2728.28	3,176	3,174	3,058
H0708.09	3,537	3,541	3,665	H1718.19	2,833	2,892	2,816	H2728.29	3,100	3,144	3,034
H0809.09	3,693	3,703	3,682	H1819.19	3,034	3,078	3,030	H2829.29	3,044	3,095	3,024
H0809.10	3,484	3,494	3,606	H1819.20	3,261	3,267	3,405	H2829.30	3,208	3,154	3,094
H0910.10	3,598	3,574	3,584	H1920.20	3,519	3,597	3,635	H2930.30	3,183	3,248	3,185
H0910.01	3,324	3,378	3,353	H1920.11	3,056	3,120	3,359	H2930.21	3,179	3,176	3,177
$R^2$ HT.HTg	96%				96%				96%		
$R^2$ HT.HTk	86%				85%				92%		
$r$ HTg.HTk	0,95				0,95				0,96		

<sup>a/</sup> Identificado por: números à esquerda do ponto, referem-se aos híbridos simples entre linhagens da população SUWAN, número à direita do ponto refere-se as linhagens da população ESALQ-PB1.

Tabela 28 - Valores médios dos híbridos triplos obtidos pelo método de B de JENKINS (1934) (HT), a partir das estimativas de  $g_i$  e  $g_j$  (HTg) e a partir das estimativas de  $k_i$  e  $k_j$  (HTk), para o caráter comprimento de espiga (cm), referentes a três experimentos (Exp). Piracicaba, SP. 1986/87. Abaixo, coeficientes de determinação ( $R^2$ ) e correlação linear ( $r$ ) entre as estimativas indicadas.

Híbrido <sup>a/</sup> triplo	Exp 01			Híbrido <sup>a/</sup> triplo	Exp 02			Híbrido <sup>a/</sup> triplo	Exp 03		
	HT	HTg	HTk		HT	HTg	HTk		HT	HTg	HTk
H0102.02	19,00	20,24	19,67	H1112.12	18,80	18,68	18,76	H2122.22	18,54	18,80	20,12
H0102.03	21,50	21,46	21,87	H1112.13	17,47	17,35	17,70	H2122.23	21,54	21,68	22,46
H0203.03	20,14	20,16	21,32	H1213.13	17,47	17,52	17,22	H2223.23	21,00	20,59	21,64
H0203.04	18,84	18,96	19,88	H1213.14	16,04	16,16	16,46	H2223.24	18,70	18,66	19,28
H0304.04	19,34	19,27	20,64	H1314.14	17,14	17,06	16,74	H2324.24	17,64	17,64	18,16
H0304.05	21,80	21,41	22,14	H1314.15	17,63	17,46	17,27	H2324.25	17,74	17,66	17,84
H0405.06	20,97	21,08	22,04	H1415.15	17,30	17,48	17,05	H2425.25	18,80	18,64	18,56
H0405.06	19,47	19,62	20,32	H1415.16	17,14	16,96	16,52	H2425.26	18,86	18,90	18,80
H0506.06	18,74	18,33	18,94	H1516.16	16,34	16,23	15,84	H2526.26	18,64	18,42	18,22
H0506.07	19,90	19,46	19,34	H1516.17	16,30	16,40	15,93	H2526.27	17,96	18,18	18,38
H0607.07	19,46	19,60	19,08	H1617.17	17,10	16,98	16,83	H2627.27	18,33	18,24	18,08
H0607.08	17,44	17,56	17,22	H1617.18	17,66	17,64	17,45	H2627.28	17,53	17,62	17,18
H0708.08	18,36	17,90	16,98	H1718.18	17,46	17,62	18,00	H2728.28	18,10	18,20	17,11
H0708.09	18,67	18,76	18,27	H1718.19	18,50	18,34	18,48	H2728.29	17,10	17,60	17,25
H0809.09	18,90	19,22	17,98	H1819.19	17,30	17,33	17,92	H2829.29	17,66	17,62	16,87
H0809.10	16,94	16,92	15,90	H1819.20	17,67	17,86	17,79	H2829.30	16,60	16,42	15,49
H0910.10	17,00	17,08	15,60	H1920.20	17,60	17,50	17,79	H2930.30	16,26	16,65	15,77
H0910.01	17,37	17,55	16,66	H1920.11	17,30	17,12	17,32	H2930.21	18,10	18,49	17,97
$R^2$ HT.HTg	93%				96%				96%		
$R^2$ HT.HTk	88%				81%				88%		
$r$ HTg.HTk	0,94				0,92				0,96		

<sup>a/</sup> Identificado por: números à esquerda do ponto referem-se aos híbridos simples entre linhagens da população SUWAN, número à direita do ponto refere-se às linhagens da população ESALQ-PBI.

Tabela 29 - Valores médios dos híbridos triplos obtidos pelo método B de JENKINS (1934) (HT), a partir das estimativas de  $g_1$  e  $g_j$  (HTg) e a partir das estimativas de  $k_1$  e  $k_j$  (HTk) para o caráter diâmetro de espiga (cm), referentes a três experimentos (Exp). Piracicaba, SP. 1986/87. Abaixo, coeficientes de determinação ( $R^2$ ), correlação linear ( $r$ ) entre as estimativas indicadas.

Híbrido <sup>a/</sup> triplo	Exp 01			Híbrido <sup>a/</sup> triplo	Exp 02			Híbrido <sup>a/</sup> triplo	Exp 03		
	HT	HTg	HTk		HT	HTg	HTk		HT	HTg	HTk
H0102.02	4,33	4,39	4,36	H1112.12	4,17	4,18	4,12	H2122.22	4,44	4,46	4,50
H0202.03	4,36	4,30	4,26	H1112.13	4,20	4,18	4,09	H2122.23	4,24	4,28	4,31
H0203.03	4,20	4,22	4,18	H1213.13	4,26	4,25	4,20	H2223.23	4,20	4,16	4,25
H0203.04	4,16	4,26	4,20	H1213.14	4,30	4,37	4,36	H2223.24	4,42	4,39	4,35
H0304.04	4,34	4,30	4,21	H1314.14	4,44	4,46	4,47	H2324.24	4,20	4,25	4,22
H0304.05	4,20	4,12	4,01	H1314.15	4,42	4,36	4,51	H2324.25	4,16	4,16	4,02
H0405.05	4,00	4,10	4,02	H1415.15	4,37	4,46	4,55	H2425.25	4,10	4,08	4,94
H0405.06	4,24	4,24	4,14	H1415.16	4,56	4,58	4,74	H2425.25	4,04	4,00	3,92
H0506.06	4,20	4,14	4,11	H1516.16	4,73	4,69	4,77	H2526.26	4,17	4,16	4,06
H0506.07	4,40	4,36	4,31	H1516.17	4,20	4,15	4,22	H2526.27	4,14	4,20	4,24
H0607.07	4,40	4,42	4,43	H1617.17	3,96	4,01	4,03	H2627.27	4,44	4,40	4,46
H0607.08	4,34	4,32	4,34	H1617.18	4,48	4,48	4,41	H2617.18	4,46	4,48	4,54
H0708.08	4,37	4,34	4,40	H1718.18	4,40	4,38	4,32	H2728.28	4,26	4,34	4,46
H0708.09	4,34	4,36	4,50	H1818.19	4,10	4,10	4,03	H2728.29	4,24	4,24	4,32
H0809.09	4,42	4,42	4,52	H1819.19	4,17	4,19	4,16	H2829.29	4,14	4,16	4,23
H0809.10	4,56	4,56	4,64	H1819.20	4,40	4,43	4,46	H2829.30	4,48	4,46	4,46
H0910.10	4,52	4,56	4,59	H1920.20	4,48	4,50	4,52	H2030.30	4,52	4,52	4,48
H0910.01	4,10	4,14	4,21	H1920.11	4,34	4,32	4,32	H2930.21	4,96	3,98	4,04
$R^2$ HT.HTg	86%				96%				96%		
$R^2$ HT.HTk	74%				88%				76%		
$r$ HTg.HTk	0,94				0,95				0,92		

<sup>a/</sup> Identificado por: números à esquerda do ponto referem-se aos híbridos simples entre linhagens da população SUWAN, número à direita do ponto refere-se às linhagens da população ESALQ-PB1.

Tabela 30 - Valores médios dos híbridos duplos obtidos pelo método B de JENKINS (1934)(HD), a partir das estimativas de  $g_i$  e  $g_j$  (HDg) e a partir das estimativas de  $k_i$  e  $k_j$  (HDK), para o caráter peso de campo ( $kg/4m^2$ ), referentes a três experimentos (Exp). Piracicaba, SP. 1986/87. Abaixo, coeficientes de determinação ( $R^2$ ) e correlação linear ( $r$ ) entre as estimativas indicadas.

Híbrido <sup>a/</sup>	Exp 01			Híbrido <sup>a/</sup>			Exp 02			Híbrido <sup>a/</sup>		
	HD	HDg	HDK	duplo	HD	HDg	HDK	duplo	HD	HDg	HDK	
H0102.0203	3,186	3,201	3,028	H1112.1213	3,086	3,188	3,177	H2122.2223	3,476	3,442	3,527	
H0203.0304	3,335	3,384	3,324	H1213.1314	2,926	2,899	2,806	H2223.2324	3,213	3,243	3,267	
H0304.0405	3,594	3,588	3,631	H1314.1415	2,863	2,915	2,882	H2324.2425	3,125	3,079	3,108	
H0405.0506	3,434	3,511	3,618	H1415.1516	3,328	3,372	3,414	H2425.2526	3,437	3,453	3,486	
H0506.0607	3,622	3,577	3,658	H1516.1617	3,152	3,120	3,145	H2526.2627	3,272	3,258	3,288	
H0607.0708	3,453	3,510	3,560	H1617.1718	2,812	2,861	2,723	H2627.2728	3,025	3,069	3,000	
H0708.0809	3,468	3,419	3,475	H1718.1819	2,867	2,883	2,763	H2728.2829	3,138	3,159	3,046	
H0809.0910	3,588	3,599	3,644	H1819.1920	3,147	3,173	3,218	H2829.2930	3,126	3,124	3,059	
H0910.1001	3,461	3,476	3,468	H1920.2011	3,287	3,359	3,496	H2930.3021	3,180	3,212	3,181	

$R^2$  HD.HDg 90%

96%

96%

$R^2$  HD.HDK 86%

94%

96%

$r$  HDg.HDK 0,98

0,99

0,97

<sup>a/</sup> Identificado por: números à esquerda e à direita do ponto referindo-se aos híbridos simples entre linhagens das populações SUWAN e ESALQ-PBI, respectivamente.

Tabela 31 - Valores médios dos híbridos duplos obtidos pelo método B de JENKINS (1934) (HD), a partir das estimativas de  $g_i$  e  $g_j$  (HDg) e a partir das estimativas de  $k_i$  e  $k_j$  (HDK), para o caráter comprimento de espiga (cm), referentes a três experimentos (Exp). Abaixo, coeficientes de determinação ( $R^2$ ) e correlação linear ( $r$ ) entre as estimativas indicadas. Piracicaba, SP. 1986/87.

Híbrido <sup>a/</sup> duplo	Exp 01			Híbrido <sup>a/</sup> duplo			Exp 02			Híbrido <sup>a/</sup> duplo			Exp 03		
	HD	HDg	HDK	HD	HDg	HDK	HD	HDg	HDK	HD	HDg	HDK	HD	HDg	HDK
H0102.0203	20,25	20,32	20,77	H1112.1213	18,14	18,02	18,24	H2122.2223	20,04	20,24	21,29				
H0203.0304	19,48	19,56	20,60	H1213.1314	16,75	16,84	16,84	H2223.2324	19,85	19,62	20,46				
H0304.0405	20,57	20,34	21,39	H1314.1415	17,38	17,26	17,00	H2324.2425	17,68	17,65	18,00				
H0405.0506	20,22	20,36	21,18	H1415.1516	17,22	17,22	16,78	H2425.2526	18,83	18,77	18,68				
H0506.0607	19,32	18,90	19,14	H1516.1617	16,32	16,32	15,88	H2526.2627	18,30	18,30	18,30				
H0607.0708	18,45	18,58	18,15	H1617.1718	17,38	17,32	17,14	H2627.2728	17,93	17,92	17,63				
H0708.0809	18,52	18,34	17,62	H1718.1819	17,98	17,98	18,24	H2728.2829	17,60	17,90	17,18				
H0809.0910	18,02	18,07	16,94	H1819.1920	17,48	17,60	17,86	H2829.2930	17,13	17,02	16,18				
H0910.1001	17,18	17,32	16,28	H1920.2011	17,45	17,32	17,56	H2930.3021	17,18	17,57	16,87				
$R^2$		97%				88%				96%					
$r_{HD.HDg}$															
$R^2$		96%				88%				96%					
$r_{HDg.HDK}$						0,96				0,98					

a/ Identificado por: número à esquerda e à direita do ponto referindo-se aos híbridos simples entre linhagens das populações SUWAN e ESALQ-PB1, respectivamente.

Tabela 32 - Valores médios dos híbridos duplos obtidos: pelo método B de JENKINS (1934) (HD), a partir das estimativas de  $g_i$  e  $g_j$  (HDg) e a partir das estimativas de  $k_i$  e  $k_j$  (Hdk), para o caráter diâmetro de espiga (cm), referentes a três experimentos (Exp). Piracicaba, SP. 1986/87.

Híbrido <sup>a/</sup> duplo	Exp 01			Exp 02			Exp 03				
	HD	HDg	Hdk	HD	HDg	Hdk	HD	HDg	Hdk		
H0102.0203	4,35	4,34	4,31	H1112.1213	4,18	4,18	4,10	H2122.2223	4,34	4,37	4,40
H0203.0304	4,18	4,24	4,19	H1213.1314	4,28	4,31	4,28	H2223.2324	4,31	4,28	4,30
H0304.0405	4,27	4,21	4,11	H1414.1415	4,43	4,40	4,49	H2324.2425	4,18	4,20	4,12
H0405.0506	4,12	4,17	4,08	H1415.1516	4,47	4,52	4,64	H2425.2526	4,07	4,04	3,93
H0506.0507	4,30	4,25	4,21	H1516.1617	4,46	4,42	4,50	H2526.2627	4,15	4,18	4,16
H0607.0708	4,37	4,36	4,38	H1617.1718	4,22	4,24	4,22	H2627.2728	4,45	4,44	4,50
H0708.0809	4,35	4,35	4,46	H1718.1819	4,25	4,24	4,18	H2728.2829	4,25	4,30	4,39
H0809.0910	4,49	4,48	4,58	H1819.1920	4,28	4,31	4,31	H2829.2930	4,31	4,31	4,34
H0910.1001	4,31	4,34	4,40	H1920.2011	4,41	4,41	4,42	H2930.3021	4,24	4,25	4,26
$R^2$ HD.HDg	86%			92%			94%				
$R^2$ HD.Hdk	76%			92%			88%				
r HDg.Hdk	0,97			0,99			0,98				

a/ Identificado por: números à esquerda e à direita do ponto, referindo-se aos híbridos simples entre linhagens das populações SUVAN e ESALQ-PBI, respectivamente.

Tabela 33 - Coeficientes de correlação linear entre as médias dos híbridos duplos possíveis a partir das estimativas de  $g_i$ ,  $g_j$  e  $k_i$ ,  $k_j$  das populações SUWAN e ESALQ-PBI, para os caracteres peso de campo ( $\text{kg}/4\text{m}^2$ ), comprimento e diâmetro de espiga (cm), avaliados em três experimentos (Exp). Piracicaba, SP. 1986/87.

Caracteres	Exp 01	Exp 02	Exp 03
Peso de campo	0,73	0,88	0,95
Comprimento de espiga	0,78	0,68	0,84
Diâmetro de espiga	0,87	0,86	0,89

Tabela 34 - Número e percentagem de híbridos duplos coincidentes, em amostras crescentes, entre as médias estimadas a partir dos melhores valores de  $\hat{g}_i$ ,  $\hat{g}_j$  e  $\hat{k}_i$ ,  $\hat{k}_j$  para o caráter peso de campo, em três experimentos (Exp). Piracicaba, SP. 1986/87.

Amostras	Exp 01	Exp 02	Exp 03
5	0 ( 0%)	2 (40%)	3 (60%)
10	2 (20%)	5 (50%)	6 (60%)
15	3 (20%)	10 (67%)	11 (73%)
20	3 (15%)	14 (70%)	12 (60%)
25	4 (16%)	18 (72%)	16 (64%)
30	5 (17%)	21 (70%)	18 (60%)
35	5 (14%)	24 (68%)	19 (54%)
40	6 (15%)	26 (65%)	21 (52%)
45	7 (16%)	26 (58%)	22 (49%)
50	8 (16%)	27 (54%)	24 (48%)

Tabela 35 - Estimativas dos parâmetros  $k_1$  e  $k_j$ <sup>a/</sup> das populações de linhagens flint (F) e dent (D), respectivamente, para o caráter peso de campo ( $\text{kg}/4\text{m}^2$ ), referentes aos experimentos de Água Santa (AS), ESALQ (ES) e média dos locais, avaliados por GONÇALVES (1987).

Linha-gens (F)	$k_1$	AS	ES	Média dos locais	Linha-gens (D)	$k_j$	AS	ES	Média dos locais
F01	$k_{1j}$	0,057	0,093	0,078	D01	$k_{1j}$	0,222	0,001	-0,113
F02	$k_2$	0,044	-0,020	0,012	D02	$k_{2j}$	-0,001	0,048	0,024
F03	$k_3$	-0,223	-0,158	-0,190	D03	$k_{3j}$	-0,139	0,064	-0,034
F04	$k_4$	-0,172	-0,123	-0,201	D04	$k_{4j}$	-0,043	-0,081	-0,062
F05	$k_5$	-0,142	-0,086	-0,113	D05	$k_{5j}$	-0,218	-0,335	-0,276
F06	$k_6$	-0,291	-0,256	-0,273	D06	$k_{6j}$	-0,289	-0,172	-0,239
F07	$k_7$	-0,292	-0,213	-0,252	D07	$k_{7j}$	-0,174	-0,071	-0,122
F08	$k_8$	-0,119	-0,287	-0,202	D08	$k_{8j}$	-0,229	-0,365	-0,297
F09	$k_9$	-0,237	0,159	0,187	D09	$k_{9j}$	-0,096	-0,102	-0,108
F10	$k_{10}$	0,043	0,058	0,051	D10	$k_{10j}$	-0,067	0,036	-0,015
F11	$k_{11}$	-0,032	0,287	0,128	D11	$k_{11j}$	0,183	0,108	0,144
F12	$k_{12}$	0,062	-0,358	-0,147	D12	$k_{12j}$	0,004	-0,135	-0,065
F13	$k_{13}$	0,129	0,160	0,145	D13	$k_{13j}$	0,066	0,039	0,053
F14	$k_{14}$	-0,039	0,169	0,065	D14	$k_{14j}$	0,129	0,279	0,204
F15	$k_{15}$	0,509	0,320	0,415	D15	$k_{15j}$	0,261	0,082	0,172
F16	$k_{16}$	0,145	0,086	0,116	D16	$k_{16j}$	0,121	0,018	0,070
F17	$k_{17}$	-0,054	-0,023	-0,038	D17	$k_{17j}$	0,088	0,313	0,202
F18	$k_{18}$	0,096	-0,121	-0,012	D18	$k_{18j}$	-0,017	-0,361	-0,188
F19	$k_{19}$	0,131	0,062	0,097	D19	$k_{19j}$	0,142	0,124	0,134
F20	$k_{20}$	-0,176	-0,060	-0,117	D20	$k_{20j}$	0,056	0,157	0,107
F21	$k_{21}$	0,371	0,381	0,377	D21	$k_{21j}$	0,189	0,298	0,244
F22	$k_{22}$	0,071	0,088	0,080	D22	$k_{22j}$	0,013	-0,005	0,005
F23	$k_{23}$	0,039	-0,222	-0,091	D23	$k_{23j}$	0,175	0,051	0,114
F24	$k_{24}$	-0,193	0,211	0,007	D24	$k_{24j}$	-0,007	0,121	0,058
F25	$k_{25}$	-0,201	-0,055	-0,127	D25	$k_{25j}$	0,074	-0,109	-0,017

<sup>a/</sup> Definidos no item 3.2.3.2.



Tabela 36 - Estimativas dos parâmetros  $k_j$  e  $k_j^{a/}$  das populações de linhagens flint(F) e dent (D), respectivamente, para o caráter peso de espiga (kg/5 espigas), referentes aos experimentos de Água Santa (AS), ESALQ (ES) e média dos locais, avaliados por GONÇALVES (1987).

Linhagens (F)	$k_j$	AS	ES	Média dos locais	Linhagens (D)	$k_j$	AS	ES	Média dos locais
F01	$k_{11}$	-0,041	-0,061	-0,052	D01	$k_{11}$	-0,091	-0,056	-0,075
F02	$k_{21}$	-0,070	-0,082	-0,077	D02	$k_{21}$	-0,040	-0,001	-0,022
F03	$k_{31}$	-0,081	-0,104	-0,094	D03	$k_{31}$	-0,126	-0,065	-0,097
F04	$k_{41}$	-0,119	-0,141	-0,131	D04	$k_{41}$	-0,051	-0,132	-0,092
F05	$k_{51}$	-0,036	0,022	-0,008	D05	$k_{51}$	-0,088	-0,107	-0,099
F06	$k_{61}$	-0,026	-0,077	-0,053	D06	$k_{61}$	-0,103	-0,041	-0,073
F07	$k_{71}$	-0,078	-0,026	-0,053	D07	$k_{71}$	0,055	0,022	0,037
F08	$k_{81}$	0,010	0,003	0,006	D08	$k_{81}$	-0,024	-0,132	-0,079
F09	$k_{91}$	0,018	0,100	0,058	D09	$k_{91}$	-0,043	0,037	-0,004
F10	$k_{101}$	-0,006	0,014	0,003	D10	$k_{101}$	0,006	0,133	0,068
F11	$k_{111}$	-0,058	-0,018	-0,033	D11	$k_{111}$	-0,041	-0,032	-0,032
F12	$k_{121}$	0,008	-0,078	-0,036	D12	$k_{121}$	-0,076	-0,101	-0,090
F13	$k_{131}$	0,041	0,070	0,054	D13	$k_{131}$	0,029	0,039	0,033
F14	$k_{141}$	-0,079	-0,136	-0,075	D14	$k_{141}$	-0,018	-0,020	-0,020
F15	$k_{151}$	-0,047	-0,061	-0,055	D15	$k_{151}$	-0,034	-0,113	-0,042
F16	$k_{161}$	0,129	0,093	0,110	D16	$k_{161}$	0,070	-0,025	-0,022
F17	$k_{171}$	-0,016	-0,051	-0,035	D17	$k_{171}$	-0,019	0,075	0,026
F18	$k_{181}$	0,059	0,107	0,082	D18	$k_{181}$	0,004	-0,077	-0,038
F19	$k_{191}$	0,059	0,040	0,044	D19	$k_{191}$	0,104	0,134	0,118
F20	$k_{201}$	0,007	-0,018	-0,007	D20	$k_{201}$	0,078	0,094	0,085
F21	$k_{211}$	0,106	0,223	0,163	D21	$k_{211}$	0,014	0,103	0,057
F22	$k_{221}$	0,165	0,076	0,119	D22	$k_{221}$	0,038	-0,007	0,015
F23	$k_{231}$	0,153	0,054	0,092	D23	$k_{231}$	0,134	0,202	0,167
F24	$k_{241}$	-0,049	0,054	0,001	D24	$k_{241}$	0,110	0,097	0,102
F25	$k_{251}$	-0,043	0,004	-0,021	D25	$k_{251}$	0,107	-0,020	0,032

a/ Definidos no item 3.2.3.2.

Tabela 37 - Estimativas dos parâmetros  $k_i$  e  $k_j^a$  das populações de linhagens flint(F) e dent (D), respectivamente, para o caráter altura da planta (m/planta), referentes aos experimentos de Água Santa (AS), ESALQ (ES) e média dos locais avaliados por GONÇALVES (1987).

Linhagens (F)	$k_i$	AS	ES	Média dos locais	Linhagens (D)	$k_j$	AS	ES	Média dos locais
F01	$k_1$	-0,06	-0,05	-0,06	D01	$k_1'$	-0,13	-0,12	-0,13
F02	$k_2$	-0,01	0,02	0,01	D02	$k_2'$	-0,04	0,02	-0,01
F03	$k_3$	-0,29	-0,29	-0,29	D03	$k_3'$	-0,14	-0,06	-0,10
F04	$k_4$	-0,17	-0,17	-0,17	D04	$k_4'$	-0,22	-0,24	-0,23
F05	$k_5$	-0,20	-0,19	-0,19	D05	$k_5'$	-0,18	-0,21	-0,19
F06	$k_6$	-0,09	-0,21	-0,15	D06	$k_6'$	-0,19	-0,21	-0,20
F07	$k_7$	-0,02	0,13	0,05	D07	$k_7'$	-0,01	-0,03	-0,02
F08	$k_8$	0,18	0,11	0,15	D08	$k_8'$	0,02	-0,04	0,00
F09	$k_9$	0,11	0,07	0,07	D09	$k_9'$	0,06	0,09	0,08
F10	$k_{10}$	0,09	0,07	0,08	D10	$k_{10}'$	0,08	0,12	0,10
F11	$k_{11}$	-0,09	-0,01	-0,05	D11	$k_{11}'$	0,04	0,05	0,05
F12	$k_{12}$	0,11	0,08	0,10	D12	$k_{12}'$	0,06	0,01	0,04
F13	$k_{13}$	-0,03	-0,09	-0,06	D13	$k_{13}'$	0,00	0,02	0,01
F14	$k_{14}$	-0,17	-0,12	-0,14	D14	$k_{14}'$	0,03	0,07	0,05
F15	$k_{15}$	0,12	0,12	0,12	D15	$k_{15}'$	-0,11	-0,16	-0,14
F16	$k_{16}$	0,25	0,28	0,27	D16	$k_{16}'$	0,09	0,07	0,08
F17	$k_{17}$	0,04	0,07	0,06	D17	$k_{17}'$	0,19	0,28	0,24
F18	$k_{18}$	0,14	0,17	0,15	D18	$k_{18}'$	-0,01	-0,08	-0,05
F19	$k_{19}$	0,06	0,04	0,05	D19	$k_{19}'$	0,20	0,22	0,21
F20	$k_{20}$	0,11	0,06	0,09	D20	$k_{20}'$	0,21	0,23	0,22
F21	$k_{21}$	0,03	0,04	0,04	D21	$k_{21}'$	0,00	-0,01	-0,01
F22	$k_{22}$	-0,07	-0,10	-0,08	D22	$k_{22}'$	-0,04	-0,04	-0,04
F23	$k_{23}$	0,15	0,16	0,16	D23	$k_{23}'$	-0,05	0,00	-0,03
F24	$k_{24}$	-0,14	-0,12	-0,13	D24	$k_{24}'$	0,05	0,01	0,03
F25	$k_{25}$	-0,03	0,01	-0,01	D25	$k_{25}'$	0,11	0,09	0,10

a/ Definidos no Item 3.2.3.2.

Tabela 38 - Estimativas dos parâmetros  $k_i$  e  $k_j^{a/}$  das populações de linhagens flint (F) e dent (D), respectivamente, para o caráter altura de espiga (m/planta), referentes aos experimentos de Água Santa (AS), ESALQ (ES) e média dos locais, avaliados por GONÇALVES (1987).

Linhagens (F)	$k_i$	AS	ES	Média dos locais	Linhagens (D)	$k_j$	AS	ES	Média dos locais
F01	$k_{11}$	0,01	0,10	0,06	D01	$k_{11}$	-0,05	-0,03	-0,04
F02	$k_{21}$	-0,05	-0,02	-0,04	D02	$k_{21}$	-0,04	0,06	0,01
F03	$k_{31}$	-0,17	-0,20	-0,19	D03	$k_{31}$	-0,07	0,00	-0,03
F04	$k_{41}$	-0,15	-0,09	-0,12	D04	$k_{41}$	-0,20	-0,16	-0,18
F05	$k_{51}$	-0,09	-0,06	-0,08	D05	$k_{51}$	-0,08	-0,07	-0,07
F06	$k_{61}$	-0,09	-0,16	-0,18	D06	$k_{61}$	-0,13	-0,10	-0,12
F07	$k_{71}$	-0,06	0,07	0,00	D07	$k_{71}$	-0,03	-0,08	-0,11
F08	$k_{81}$	0,15	0,01	0,08	D08	$k_{81}$	-0,02	-0,11	-0,07
F09	$k_{91}$	0,08	0,03	0,06	D09	$k_{91}$	0,05	0,10	0,07
F10	$k_{101}$	0,15	0,09	0,12	D10	$k_{101}$	0,15	0,10	0,13
F11	$k_{111}$	-0,06	0,00	-0,03	D11	$k_{111}$	0,03	0,00	0,01
F12	$k_{121}$	0,10	0,10	0,10	D12	$k_{121}$	0,03	0,04	0,04
F13	$k_{131}$	0,02	-0,06	-0,02	D13	$k_{131}$	0,08	0,06	0,07
F14	$k_{141}$	-0,16	-0,17	-0,17	D14	$k_{141}$	-0,05	-0,02	-0,04
F15	$k_{151}$	0,07	0,11	0,09	D15	$k_{151}$	-0,05	-0,07	-0,06
F16	$k_{161}$	0,13	0,17	0,15	D16	$k_{161}$	0,04	0,01	0,02
F17	$k_{171}$	0,03	0,03	0,03	D17	$k_{171}$	0,13	0,19	0,16
F18	$k_{181}$	0,11	0,09	0,10	D18	$k_{181}$	0,01	-0,07	-0,03
F19	$k_{191}$	0,02	0,02	0,02	D19	$k_{191}$	0,13	0,14	0,13
F20	$k_{201}$	-0,01	-0,02	-0,01	D20	$k_{201}$	0,09	0,07	0,08
F21	$k_{211}$	-0,04	-0,03	-0,03	D21	$k_{211}$	-0,05	-0,07	-0,06
F22	$k_{221}$	-0,05	-0,04	-0,05	D22	$k_{221}$	-0,07	-0,03	-0,05
F23	$k_{231}$	0,14	0,11	0,13	D23	$k_{231}$	0,02	0,01	0,01
F24	$k_{241}$	-0,11	-0,08	-0,10	D24	$k_{241}$	0,00	0,02	0,01
F25	$k_{251}$	0,01	0,06	0,03	D25	$k_{251}$	0,09	0,07	0,08

a/ Definidos no item 3.2.3.2.

Tabela 39 - Estimativas dos parâmetros  $k_i$  e  $k_j$ <sup>a/</sup> das populações de linhagens flint (F) e dent (D), respectivamente, para o caráter comprimento de espiga (cm/espiga), referentes aos experimentos de Água Santa (AS), ESALQ (ES) e média dos locais, avaliados por GONÇALVES (1987).

Linhagens (F)	$k_i$	AS	ES	Média dos locais	Linhagens (D)	$k_j$	AS	ES	Média dos locais
F01	$k_1$	-0,27	-0,38	-0,36	D01	$k_{j1}$	-0,77	-0,09	-0,46
F02	$k_2$	-0,41	-0,02	-0,25	D02	$k_{j2}$	-0,68	-0,02	0,28
F03	$k_3$	-0,93	-1,67	-1,33	D03	$k_{j3}$	-0,63	-0,79	-0,74
F04	$k_4$	-1,02	-1,24	-1,16	D04	$k_{j4}$	-0,04	-0,26	-0,18
F05	$k_5$	-0,45	-0,49	-0,51	D05	$k_{j5}$	-1,45	-1,83	-1,67
F06	$k_6$	-0,75	-1,36	-1,09	D06	$k_{j6}$	-0,70	-1,13	-0,95
F07	$k_7$	-0,32	-0,90	-0,64	D07	$k_{j7}$	-0,78	-1,02	-0,93
F08	$k_8$	0,39	0,28	0,30	D08	$k_{j8}$	-0,68	-0,70	-0,72
F09	$k_9$	0,57	1,15	-0,84	D09	$k_{j9}$	1,73	1,46	1,56
F10	$k_{j0}$	-1,27	-0,27	-0,80	D10	$k_{j0}$	-0,50	0,22	-0,16
F11	$k_{j1}$	0,72	1,42	1,07	D11	$k_{j1}$	-0,62	-0,38	-0,53
F12	$k_{j2}$	-0,13	-1,03	-0,62	D12	$k_{j2}$	-1,04	-0,99	-1,05
F13	$k_{j3}$	-0,02	-0,14	-0,11	D13	$k_{j3}$	1,12	1,12	1,11
F14	$k_{j4}$	-0,37	-0,22	-0,33	D14	$k_{j4}$	0,68	0,35	0,49
F15	$k_{j5}$	-0,27	-0,82	-0,57	D15	$k_{j5}$	-1,37	-1,90	-1,67
F16	$k_{j6}$	1,84	1,59	1,68	D16	$k_{j6}$	1,05	0,50	0,75
F17	$k_{j7}$	1,69	0,44	1,04	D17	$k_{j7}$	0,91	0,78	0,82
F18	$k_{j8}$	-0,54	0,10	-0,26	D18	$k_{j8}$	0,27	-0,31	-0,05
F19	$k_{j9}$	1,27	0,78	0,99	D19	$k_{j9}$	1,65	2,07	1,83
F20	$k_{j0}$	-0,64	0,25	-0,22	D20	$k_{j0}$	0,02	0,46	0,21
F21	$k_{j1}$	-0,22	0,58	0,15	D21	$k_{j1}$	0,85	1,11	0,95
F22	$k_{j2}$	-0,79	-1,18	-1,02	D22	$k_{j2}$	-2,40	-2,07	-2,27
F23	$k_{j3}$	3,13	2,83	2,95	D23	$k_{j3}$	0,55	0,69	0,59
F24	$k_{j4}$	-0,10	0,42	0,13	D24	$k_{j4}$	1,56	1,48	1,49
F25	$k_{j5}$	-1,10	-0,17	0,00	D25	$k_{j5}$	1,29	1,20	1,21

a/ Definidos no item 3.2.3.2.

Tabela 40 - Estimativas dos parâmetros  $k_1$  e  $k_j$ <sup>a/</sup> das populações de linhagens flint (F) e dent (D), respectivamente, para o caráter diâmetro de espiga (cm/espiga), referentes aos experimentos de Água Santa (AS), ESALQ (ES) e média dos locais, avaliados por GONÇALVES (1987).

Linhagens (F)	$k_1$	AS	ES	Média dos locais	Linhagens (D)	$k_j$	AS	ES	Média dos locais
F01	$k_1$	-0,09	-0,10	-0,09	D01	$k_{1'}$	-0,13	-0,02	-0,06
F02	$k_2$	-0,25	-0,19	-0,21	D02	$k_{2'}$	0,01	0,03	0,01
F03	$k_3$	-0,22	-0,28	-0,26	D03	$k_{3'}$	-0,43	-0,29	-0,35
F04	$k_4$	-0,26	-0,12	-0,17	D04	$k_{4'}$	-0,19	-0,28	-0,23
F05	$k_5$	-0,26	-0,09	-0,16	D05	$k_{5'}$	-0,12	0,00	-0,05
F06	$k_6$	0,14	0,14	0,15	D06	$k_{6'}$	-0,17	0,01	-0,07
F07	$k_7$	0,99	0,18	0,09	D07	$k_{7'}$	-0,05	-0,01	-0,02
F08	$k_8$	0,03	-0,16	-0,06	D08	$k_{8'}$	0,25	0,08	0,17
F09	$k_9$	-0,12	0,04	-0,03	D09	$k_{9'}$	0,71	-0,05	-0,15
F10	$k_{10}$	0,01	-0,01	0,00	D10	$k_{10'}$	0,11	0,07	0,08
F11	$k_{11}$	-0,26	-0,15	-0,20	D11	$k_{11'}$	-0,12	-0,09	-0,09
F12	$k_{12}$	0,05	0,07	0,07	D12	$k_{12'}$	-0,14	-0,01	-0,08
F13	$k_{13}$	0,25	0,16	0,18	D13	$k_{13'}$	0,12	0,13	0,09
F14	$k_{14}$	-0,16	-0,26	-0,21	D14	$k_{14'}$	-0,09	-0,10	-0,10
F15	$k_{15}$	-0,09	-0,06	-0,07	D15	$k_{15'}$	0,02	-0,17	-0,06
F16	$k_{16}$	-0,17	-0,10	-0,12	D16	$k_{16'}$	-0,05	-0,11	-0,07
F17	$k_{17}$	-0,42	-0,24	-0,32	D17	$k_{17'}$	-0,28	-0,01	-0,14
F18	$k_{18}$	0,24	0,34	0,29	D18	$k_{18'}$	-0,24	-0,30	-0,27
F19	$k_{19}$	-0,08	-0,05	-0,06	D19	$k_{19'}$	0,10	0,30	0,22
F20	$k_{20}$	0,02	0,11	0,47	D20	$k_{20'}$	0,11	0,20	0,57
F21	$k_{21}$	0,18	0,32	0,25	D21	$k_{21'}$	-0,17	-0,05	-0,12
F22	$k_{22}$	0,58	0,47	0,53	D22	$k_{22'}$	0,31	0,37	0,35
F23	$k_{23}$	-0,04	-0,21	-0,15	D23	$k_{23'}$	0,36	0,37	0,35
F24	$k_{24}$	-0,20	0,01	-0,08	D24	$k_{24'}$	0,11	0,07	0,08
F25	$k_{25}$	0,04	0,13	0,07	D25	$k_{25'}$	-0,12	-0,19	-0,16

<sup>a/</sup> Definidos no Item 3.2.3.2.

Tabela 41 - Coeficientes de correlação linear (r) entre as estimativas de  $g_i$  e  $k_i$  (valores superiores) e entre as estimativas de  $g_j$  e  $k_j$  (valores inferiores) para os caracteres: PC-peso de campo ( $\text{kg}/4\text{m}^2$ ), PE - peso de espiga ( $\text{kg}/5$  espigas), AP-altura de planta (m/planta), PE-altura de espiga (m/planta), CE-comprimento de espiga (cm/espiga) e DE-diâmetro de espiga (cm/espiga), avaliados por GONÇALVES (1987) em dois locais.

Caráter	Água Santa	ESALQ	Média dos locais
PC	0,35	0,42	0,38
	0,59	0,67	0,63
PE	0,76	0,23	0,31
	0,52	0,66	0,65
AP	0,91	0,88	0,91
	0,64	0,66	0,68
AE	0,74	0,94	0,90
	0,70	0,77	0,80
CE	0,84	0,58	0,68
	0,73	0,59	0,71
DE	0,62	0,66	0,73
	0,32	0,85	0,77

Tabela 42 - Valores médios e amplitudes de variação para as estimativas<sup>a/</sup> obtidas a partir dos dados de GONÇALVES (1987) na avaliação de linhagens das populações flint e dent, em dois locais e média de dois locais, para o caráter peso de campo ( $\text{kg}/4\text{m}^2$ ). Abaixo, coeficientes de determinação ( $R^2$ ) e correlação linear ( $r$ ) entre as estimativas indicadas.

	Água Santa		ESALQ		Média dos locais	
	Média	Amplitude de variação	Média	Amplitude de variação	Média	Amplitude de variação
HSO <sup>b/</sup>	3,677	3,063-4,587	2,890	2,270-3,643	3,283	2,762-3,750
HSg	3,676	3,226-4,332	2,890	2,212-3,585	3,283	2,870-3,838
HSk	3,675	3,096-4,446	2,891	2,239-3,570	3,283	2,713-3,904
HT	3,665	3,196-4,057	2,893	2,335-3,415	3,279	2,906-3,599
HTg	3,680	3,273-4,009	2,891	2,491-3,376	3,285	2,951-3,649
HTk	3,673	3,156-4,172	2,889	2,276-3,407	3,285	2,724-3,751
HD	3,665	3,362-3,952	2,893	2,614-3,186	3,279	3,010-3,515
HDg	3,680	3,412-3,945	2,891	3,148-2,592	3,285	3,073-3,543
HDK	3,673	3,183-4,108	2,889	2,408-3,260	3,285	2,811-3,684
<hr/>						
$R^2$ HS.HSg		73%		75%		79%
$R^2$ HS.HSk		46%		56%		61%
$r$ HSg.HSk		0,77		0,87		0,88
<hr/>						
$R^2$ HT.HTg		55%		69%		74%
$R^2$ HT.HTk		86%		88%		90%
$r$ HTg.HTk		0,82		0,90		0,91
<hr/>						
$R^2$ HD.HDg		92%		88%		94%
$R^2$ HD.HDk		81%		83%		92%
$r$ HDg.HDk		0,92		0,97		0,98

a/ Estimativas obtidas segundo expressões descritas no item 3.2.4.

b/ Médias observadas por GONÇALVES (1987).

Tabela 43 - Valores médios e amplitude de variação para as estimativas<sup>a/</sup> obtidas a partir dos dados de GONÇALVES (1987) na avaliação de linhagens das populações flint e dent em dois locais e média dos locais, para o caráter peso de espiga (kg/5 espigas). Abaixo, coeficientes de determinação (R<sup>2</sup>) e correlação linear (r) entre as estimativas indicadas.

	Água Santa		ESALQ		Média dos locais	
	Média	Amplitude de variação	Média	Amplitude de variação	Média	Amplitude de variação
HS <sup>b/</sup>	0,962	0,829-1,163	0,985	0,622-1,342	0,946	0,737-1,221
HSg	0,962	0,781-1,196	0,989	0,782-1,274	0,976	0,830-1,187
HSk	0,962	0,740-1,261	0,990	0,716-1,414	0,977	0,747-1,307
HT	0,963	0,808-1,130	0,988	0,741-1,227	0,978	0,850-1,170
HTg	0,964	0,818-1,152	0,990	0,791-1,214	0,983	0,857-1,140
HTk	0,966	0,761-1,255	0,992	0,735-1,341	0,980	0,766-1,285
HD	0,963	0,863-1,111	0,988	0,852-1,170	0,978	0,865-1,120
HDg	0,964	0,856-1,119	0,990	0,853-1,132	0,983	0,869-1,114
HDK	0,966	0,789-1,243	0,972	0,747-1,236	0,980	0,769-1,217
R <sup>2</sup> <sub>HS.HSg</sub>		85%		74%		63%
R <sup>2</sup> <sub>HS.HSk</sub>		62%		61%		67%
r <sub>HSg.HSk</sub>		0,88		0,85		0,83
-----						
R <sup>2</sup> <sub>HT.HTg</sub>		81%		81%		83%
R <sup>2</sup> <sub>HT.HTk</sub>		96%		85%		86%
r <sub>HTg.HTk</sub>		0,92		0,90		0,88
-----						
R <sup>2</sup> <sub>HD.HDg</sub>		96%		86%		86%
R <sup>2</sup> <sub>HD.HDK</sub>		90%		88%		92%
r <sub>HDg.HDK</sub>		0,98		0,96		0,93

<sup>a/</sup> Estimativas obtidas segundo expressões descritas no item 3.2.4.

<sup>b/</sup> Médias observadas por GONÇALVES (1987).



Tabela 44 - Valores médios e amplitudes de variação para as estimativas<sup>a/</sup> obtidas a partir dos dados de GONÇALVES (1987) na avaliação de linhagens das populações flint e dent em dois locais e média dos locais para o caráter altura da planta (m). Abaixo, coeficientes de determinação ( $R^2$ ) e correlação linear ( $r$ ) entre as estimativas indicadas.

	Água Santa		ESALQ		Média dos locais	
	Média	Amplitude de variação	Média	Amplitude de variação	Média	Amplitude de variação
HS	2,41	1,98-2,79	2,05	1,75-2,48	2,23	1,78-2,64
HSg	2,41	2,06-2,70	2,05	1,67-2,50	2,21	1,39-2,62
HSk	2,41	1,90-2,85	2,06	1,52-2,61	2,24	1,71-2,74
HT	2,41	2,08-2,67	2,06	1,74-2,38	2,23	1,91-2,53
HTg	2,41	2,10-2,66	2,05	1,74-2,38	2,23	1,92-2,48
HTk	2,42	1,96-2,78	2,06	1,58-2,53	2,24	1,77-2,66
HD	2,41	2,16-2,62	2,06	1,82-2,33	2,23	1,99-2,43
HDg	2,41	2,18-2,59	2,05	1,84-2,32	2,23	2,00-2,48
HDK	2,42	1,98-2,74	2,06	1,66-2,42	2,24	1,79-2,58
<hr/>						
$R^2_{HS.HSg}$		85%		84%		63%
$R^2_{HS.HSk}$		62%		66%		67%
$r_{HSg.HSk}$		0,90		0,92		0,92
<hr/>						
$R^2_{HT.HTg}$		83%		81%		85%
$R^2_{HT.HTk}$		96%		96%		96%
$r_{HTg.HTk}$		0,93		0,94		0,94
<hr/>						
$R^2_{HD.HDg}$		96%		98%		98%
$R^2_{HD.HDk}$		96%		94%		96%
$r_{HDg.HDk}$		0,98		0,98		0,98

<sup>a/</sup> Estimativas obtidas segundo expressões descritas no item 3.2.4.

<sup>b/</sup> Médias observadas por GONÇALVES (1987).

Tabela 45 - Valores médios e amplitude de variação para as estimativas<sup>a/</sup> obtidas a partir dos dados de GONÇALVES (1987) na avaliação de linhagens das populações flint e dent em dois locais e média dos locais para o caráter altura da espiga (m) Abaixo, coeficientes de determinação ( $R^2$ ) e correlação linear ( $r$ ) entre as estimativas indicadas.

	Água Santa		ESALQ		Média dos locais	
	Média	Amplitude de variação	Média	Amplitude de variação	Média	Amplitude de variação
HS <sup>b/</sup>	1,37	1,04-1,66	1,11	0,79-1,42	1,24	0,93-1,51
HSg	1,37	1,12-1,60	1,11	0,84-1,40	1,24	0,98-1,71
HSk	1,37	1,00-1,67	1,12	0,75-1,47	1,24	0,87-1,55
HT	1,36	1,10-1,54	1,11	0,88-1,34	1,23	1,02-1,44
HTg	1,37	1,20-1,51	1,11	0,92-1,34	1,24	1,06-1,44
HTk	1,37	1,06-1,64	1,11	0,84-1,44	1,24	0,94-1,52
HD	1,36	1,20-1,50	1,11	0,97-1,30	1,23	1,10-1,38
HDg	1,37	1,21-1,50	1,11	0,95-1,28	1,24	1,08-1,40
HDK	1,37	1,07-1,58	1,11	0,85-1,35	1,24	0,96-1,45
<hr/>						
$R^2$ HS . HSg		74%		64%		82%
$R^2$ HS . HSk		58%		62%		64%
$r$ HSg . HSk		0,93		0,93		0,93
<hr style="border-top: 1px dashed black;"/>						
$R^2$ HT . HTg		81%		81%		85%
$R^2$ HT . HTk		92%		92%		92%
$r$ HTg . HTk		0,95		0,94		0,94
<hr style="border-top: 1px dashed black;"/>						
$R^2$ HD . HDg		94%		96%		96%
$R^2$ HD . HDk		92%		90%		94%
$r$ HDg . HDk		0,98		0,97		0,97

a/ Estimativas obtidas segundo expressões descritas no item 3.2.4.

b/ Médias observadas por GONÇALVES (1987).

Tabela 46 - Valores médios e amplitude de variação para as estimativas<sup>a/</sup> obtidas a partir dos dados de GONÇALVES (1987) na avaliação de linhagens das populações flint e dent em dois locais, média dos locais para o caráter comprimento de espiga (cm.). Abaixo, coeficientes de determinação ( $R^2$ ) e correlação linear ( $r$ ) entre as estimativas indicadas.

	Água Santa		ESALQ		Média dos locais	
	Média	Amplitude de variação	Média	Amplitude de variação	Média	Amplitude de variação
HS	17,31	14,29-21,77	17,77	14,00-21,73	17,57	14,36-21,49
HSg	17,27	14,40-21,27	17,77	14,58-21,13	17,51	14,46-21,18
HSk	17,31	14,27-22,00	17,77	14,27-22,08	17,56	14,28-22,01
HT	17,36	15,22-19,56	17,77	15,16-20,14	17,56	15,22-19,88
HTg	17,34	15,16-19,67	17,79	15,52-19,87	17,59	15,44-19,73
HTk	17,37	14,48-20,12	17,78	14,48-20,60	17,57	14,66-20,32
HD	17,36	16,16-19,48	17,77	16,05-20,00	17,56	16,12-19,74
HDg	17,34	16,06-19,28	17,79	16,47-19,68	17,59	16,39-19,50
HDK	17,37	15,50-20,25	17,78	15,27-20,74	17,57	15,40-20,46
<hr/>						
$R^2$ HS.HSg		91%		68%		93%
$R^2$ HS.HSk		83%		64%		74%
$r$ HSg.HSk		0,94		0,89		0,92
<hr/>						
$R^2$ HT.HTg		88%		83%		86%
$R^2$ HT.HTk		98%		92%		96%
$r$ HTg.HTk		0,96		0,92		0,94
<hr/>						
$R^2$ HD.HDg		98%		90%		96%
$R^2$ HD.HDK		94%		88%		92%
$r$ HDg.HDK		0,98		0,97		0,97

a/ Estimativas obtidas segundo expressões descritas no item 3.2.4.

b/ Médias observadas por GONÇALVES (1987).

Tabela 47 - Valores médios e amplitude de variação para as estimativas<sup>a/</sup> obtidas a partir dos dados de GONÇALVES (1987) na avaliação de linhagens das populações flint e dent em dois locais e média dos locais para o caráter diâmetro de espiga (cm). Abaixo, coeficientes de determinação ( $R^2$ ) e correlação linear ( $r$ ) entre as estimativas indicadas.

	Água Santa		ESALQ		Média dos locais	
	Média	Amplitude de variação	Média	Amplitude de variação	Média	Amplitude de variação
HS	4,68	4,12-5,40	4,64	3,90-5,23	4,63	4,00-5,33
HSg	4,67	4,23-5,43	4,60	4,01-5,24	4,64	4,10-5,28
HSk	4,73	4,04-6,44	4,60	4,03-5,44	4,65	4,05-5,70
HT	4,72	4,26-5,86	4,60	4,10-5,12	4,65	4,19-5,38
HTg	4,74	4,39-5,25	4,60	4,18-5,10	4,66	4,28-5,16
HTk	4,74	4,14-5,96	4,60	4,08-5,36	4,65	4,16-5,40
HD	4,72	4,33-5,44	4,60	4,29-5,11	4,65	4,32-5,14
HDg	4,74	4,42-5,24	4,60	4,29-5,08	4,66	4,37-5,15
HDK	4,74	4,18-5,73	4,60	4,08-5,36	4,65	4,13-5,40
<hr/>						
$R^2_{HS.HSg}$		91%		80%		85%
$R^2_{HS.HSk}$		61%		77%		71%
$r_{HSg.HSk}$		0,63		0,92		0,86
<hr/>						
$R^2_{HT.HTg}$		74%		85%		79%
$R^2_{HT.HTk}$		46%		96%		83%
$r_{HTg.HTk}$		0,69		0,94		0,87
<hr/>						
$R^2_{HD.HDg}$		61%		98%		86%
$R^2_{HD.HDk}$		86%		92%		90%
$r_{HDg.HDk}$		0,79		0,97		0,90

a/ Estimativas obtidas segundo expressões descritas no item 3.2.4.

b/ Médias observadas por GONÇALVES (1987).

**F I G U R A**

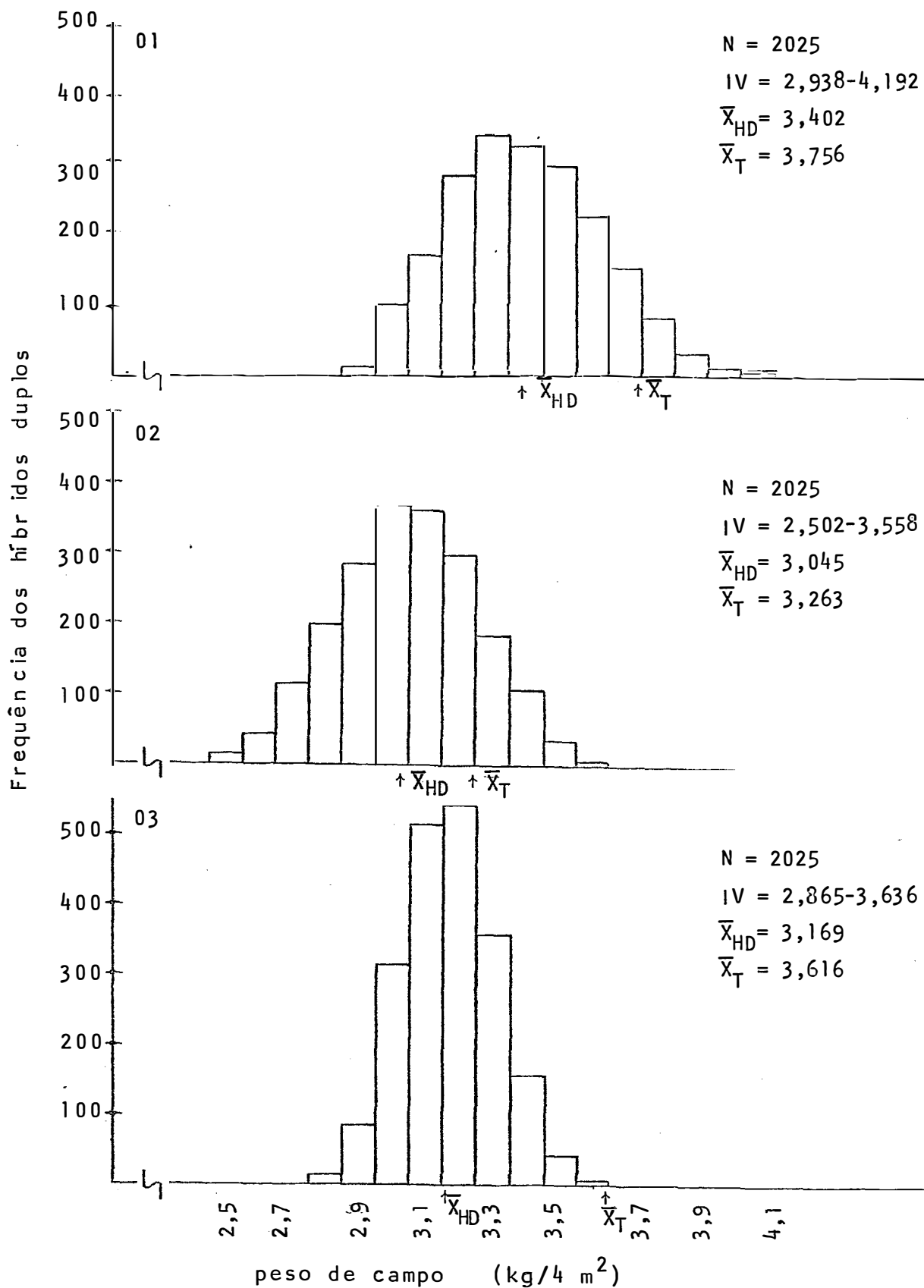


Figura 1 - Distribuição das médias de produção (kg/4m<sup>2</sup>) dos híbridos duplos, estimadas a partir de  $\hat{g}_i$  e  $\hat{g}_j$ , referentes aos experimentos 01, 02 e 03. IV= intervalo de variação;  $\bar{X}_{HD}$ =média dos híbridos duplos;  $\bar{X}_T$  = média da testemunha.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AGUILAR-MORÁN, J.F. Avaliação do potencial de linhagens e respectivos testadores obtidos de duas populações de milho (*Zea mays* L.). Piracicaba, 1984. 118p. (Mestrado - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"/USP).
- ANAND, I.J. & MURTY, B.R. Serial analysis of combining ability on diallel and fractional diallel cross in linseed. *Theoretical Applied Genetics*, Berlin, 39:88-94, 1969.
- ANDERSON, D.C. The relation between singles and double cross yields in corn. *Journal of American Society of Agronomy*, Madison, 30:209-11, 1938.
- ARYA, A.S. Circulant plans for partial diallel cross. *Biometrics*, Raleigh, 39:43-52, 1983.
- BRAY, R.A. Quantitative evaluation of the circulant partial diallel cross. *Heredity*, London, 27:189-202, 1971.
- CARVALHO, H.W.L. de. Predição de médias de compostos de milho (*Zea mays* L.) para a microrregião homogênea 131 do Estado da Bahia. Piracicaba, 1980. 112p. (Mestrado - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"/USP).

- COCKERHAM, C.C. Prediction of double crosses from single crosses. *Der Züchter*, Berlin, 37:160-69, 1967.
- COMSTOCK, R.E. & ROBINSON, H.F. The components of genetic variance in populations of biparental progenies and their use in estimating the average degree of dominance. *Biometrics*, Raleigh, 4:254-66, 1948.
- CRUZ, C.D.; SILVA, J.C.; SEDIYAMA, C.S. Efeito da seleção prévia e de irregularidades no "stand" sobre as estimativas dos componentes de variância genotípica em um dialelo entre linhagens de milho. *Revista Ceres*, Viçosa, 31:238-47, 1984.
- DAS, M.N.; SIVARAM, K.; PONNUSWAMY, K.N. Plans for diallel crosses with blocking. *Biometrics*, Raleigh, 26:167-8, 1970.
- DAVIS, R.L. Report of the plant breeder. *Report "Puerto Rico Agricultural Experimental Station"*, 1927, p.14-5.
- DHILLON, B.S. & SINGH, J. Evaluation of circulant partial diallel crosses in maize. *Theoretical Applied Genetics*, Berlin, 52:29-37, 1978.
- DOXTATOR, C.W. & JOHNSON, I.J. Prediction of double-cross yields in corn. *Journal of American Society of Agronomy*, Madison, 28:460-2, 1936.



- EAST, E.M. The distinction between development and heredity in inbreeding. *American Naturalist*, Lancaster, 43:173-81, 1909.
- EBERHART, S.A. Theoretical relations among single, three-way and double-cross hybrids. *Biometrics*, Raleigh, 20:522-39, 1964.
- EBERHART, S.A. & GARDNER, C.O. A general model for genetic effects. *Biometrics*, Raleigh, 22:864-81, 1966.
- EBERHART, S.A. & HALLAUER, A.R. Genetic effects for yield in single, three-way and double-cross maize hybrids. *Crop Science*, Madison, 8:377-9, 1968.
- EBERHART, S.A.; RUSSELL, W.A.; PENNY, L.H. Double cross hybrid prediction in maize when epistasis is present. *Crop Science*, Madison, 4: 363-6, 1964.
- FEDERER, W.J. Diallel cross design and their relation to fractional replication. *Der Züchter*, Berlin, 37:174-8, 1967.
- FYFE, J.L. & GILBERT, N. Partial diallel crosses. *Biometrics*, Raleigh, 19:278-86, 1963.
- GARDNER, C.O. Teoría de genética estadística aplicada a las medias de variedades, sus cruces y poblaciones afines. *Fitotecnia Latinoamericana*, San José, 2:11-22, 1965.

- GARDNER, C.O. Simplified methods for estimating constants and computing sums of squares for a diallel cross analysis. *Fitotecnia Latinoamericana*, San José, 4:1-12, 1967.
- GARDNER, C.O. & EBERHART, S.A. Analysis and interpretation of the variety cross diallel and related populations. *Biometrics*, Raleigh, 22:439-52, 1966.
- GERALDI, I.O. & MIRANDA FILHO, J.B. de. Adapted models for the analysis of combining ability of varieties in partial diallel crosses. *Revista Brasileira de Genética*, Ribeirão Preto, 11:419-30, 1988.
- GNOATTO, I.C. Análise de cruzamentos dialélicos entre linhagens de milho (*Zea mays* L.) de diversas origens. Piracicaba, 1969. 80p. (Mestrado - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"/USP).
- GOODNIGHT, J.H. *The sweep operator; its importance in statistical computing*, Raleigh, SAS Institute, 1978. 41p.
- GONÇALVES, P. de S. Esquema circulante de cruzamentos para avaliação de linhagens de milho (*Zea mays* L.) ao nível interpopulacional. Piracicaba, 1987. 140p. (Doutorado - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz" / USP).
- GRIFFING, J.B. A generalized treatment of the use of diallel crosses in quantitative inheritance. *Heredity*, London, 10:31-50, 1956a.

- GRIFFING, J.B. Concept of general and specific combining ability in relation to diallel systems. *Australian Journal of Biological Science*, Melbourne, 9:463-93, 1956b.
- HALLAUER, A.R. Relation of gene action and type of tester in maize breeding procedures. In: ANNUAL CORN AND SORGHUM RESEARCH CONFERENCE, 30., Chicago, 1975. *Proceedings*. Washington, American Seed Trade Association, 1975, p.150-65.
- HALLAUER, S.R. & MIRANDA FILHO, J.B. de. *Quantitative genetics in maize breeding*. Ames, Iowa State University Press, 1988. 468p.
- HAYES, H.K. & GARBER, R.J. Synthetic production of high protein corn in relation to breeding. *Agronomy Journal*, Madison, 11:309-18, 1919.
- HAYES, H.K. & JOHNSON, I.J. The breeding of selfed lines of corn. *Journal of American Society of Agronomy*, Madison, 31:710-24, 1939.
- HAYES, H.K.; MURPHY, R.P.; RINKE, E.H. A comparison of the the actual yield of double crosses of maize with their predicted yield from single crosses. *Journal of American Society of Agronomy*, Madison, 35:60-5, 1943.

- HAYES, H.K.; RINKE, E.H.; TSIANG, Y.S. The relationship between predicted performance of double crosses of corn in one year with predicted and actual performance of double crosses in later years. *Agronomy Journal*, Madison, 38:60-7, 1946.
- HAYMAN, B.I. The analysis of variance of diallel tables. *Biometrics*, Raleigh, 10:235-44, 1954a.
- HAYMAN, B.I. The theory and analysis of diallel crosses. *Genetics*, Princeton, 39:784-809, 1954b.
- HAYMAN, B.I. The theory and analysis of diallel crosses III. *Genetics*, Princeton, 45:115-72, 1960.
- HINKELMANN, K. Diallel and multi-cross designs; what do they achieve? In: INTERNATIONAL CONFERENCE ON QUANTITATIVE GENETICS, Ames, 1976. *Proceedings*. Ames, Iowa State University Press, 1977. p.659-76.
- HULL, F.H. Recurrent selection for specific combining ability in corn. *Agronomy Journal*, Madison, 37:134-45, 1945.
- JENKINS, M.T. Methods of estimating the performance of double crosses in corn. *Journal of American Society of Agronomy*, Madison, 26:199-204, 1934.

- JENKINS, M.T. The effect of inbreeding and of selection within inbred lines of maize upon the hybrids made after successive generations of selfing. *Iowa State Journal of Science*, Ames, 3:429-50, 1935.
- JENKINS, M.T. & BRUNSON, A.M. Methods of testing inbred lines of maize in crossbred combinations. *Journal of American Society of Agronomy*, Madison, 24:523-30, 1932.
- JINKS, J.L. & HAYMAN, B.I. The analysis of diallel crosses. *Maize Genetics Cooperation News Letter*, Urbana, 27:48-54, 1953.
- JOHNSON, I.J. & HAYES, H.K. The combining ability of inbred lines of Golden Bantam sweet corn. *Journal of American Society of Agronomy*, Madison, 26:246-52, 1936.
- JONES, D.F. The effects of inbreeding and cross breeding upon development. *Connecticut Agricultural Experimental Station Bulletin*, 207:5-100, 1918.
- JONES, D.F. The productiveness of single and double-cross first generation hybrid. *Journal of American Society of Agronomy*, Madison, 14:241-52, 1922.
- KEARSEY, J.J. Biometrical analysis of a random mating population; a comparison of five experimental designs. *Heredity*, London, 20:205-33, 1965.

- KEMPTHORNE, O. The theory of the diallel cross. *Genetics*, Princeton, 41:451-3, 1956.
- KEMPTHORNE, O. & CURNOW, R.N. The partial diallel crosses. *Biometrics*, Raleigh, 17:229-50, 1961.
- LIMA, M. Análise de cruzamentos intervarietais de milho (*Zea mays* L.) no esquema dialélico parcial. Piracicaba, 1982. 95p. (Doutorado - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"/USP).
- LIMA, T.S.O. Avaliação das capacidades geral e específica de combinação e correlação entre caracteres em oito populações de milho (*Zea mays* L.) Opaco 2. Viçosa, 1977. 71p. (M.S. - Universidade Federal de Viçosa).
- LINDSTROM, E.W. Prepotency of inbred lines on commercial varieties of maize. *Journal of American Society of Agronomy*, Madison, 23:652-61, 1931.
- LONNQUIST, J.H. The effect of selecting for combining ability within segregating lines of corn. *Agronomy Journal*, Madison, 42:503-85, 1950.
- LORDÉLO, J.A.C. Parâmetros genéticos das populações de milho Piranão VD-2 e Piranão VF-1. Piracicaba, 1982. 63p. (Mestrado - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"/USP).

- MACHADO, A.T. Avaliação de cruzamentos intervarietais de milho (*Zea mays* L.) utilizando o esquema dialélico parcial incompleto. Piracicaba, 1985. 121p. (Mestrado - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz" / USP).
- MANN, Ch.E.; POLLMER, W.G.; KEIN, D. Magnitude and stability over environments of reciprocal-cross differences on maize hybrids and their implications on maize breeding. *Maydica*, Bergamo, 26:239-52, 1981.
- MARTINS, C. da S. Potencial genético de linhagens e híbridos de duas populações de milho (*Zea mays* L.) braquítico. Piracicaba, 1986. 143p. (Mestrado - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz" / USP).
- MATZINGER, D.F. Comparison of three types of testers for the evaluation of inbred lines of corn. *Agronomy Journal*, Madison, 45:493-95, 1953.
- MATZINGER, D.F.; SPRAGUE, G.F.; COCKERHAM, C.C. Diallel crosses of maize in experiment repeated over locations and years. *Agronomy Journal*, Madison, 51:346-50, 1950.
- MIRANDA FILHO, J.B. de. Cruzamentos dialélicos e síntese de compostos de milho (*Zea mays*, L.) com ênfase na produtividade e no porte da planta. Piracicaba, 1974. 115p. (Doutorado - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz" / USP).

- MIRANDA FILHO, J.B. de. Avaliação de famílias de meios irmãos na população ESALQ-PB1. *Relatório Científico do Departamento de Genética*, Piracicaba, 11:90-4, 1977.
- MIRANDA FILHO, J.B. de. Avaliação de híbridos intervarietais de milho no esquema de cruzamento dialélico parcial. In: CONGRESSO NACIONAL DE MILHO E SORGO, 15., Maceió, 1984. *Anais*, Brasília, EMBRAPA/DDT, 1986. p. 195-201.
- MIRANDA FILHO, J.B. de & GERALDI, I.O. Um modelo para análise de cruzamentos dialélicos parciais. *Relatório Científico do Departamento de Genética*, Piracicaba, 14:50-7, 1980.
- MIRANDA FILHO, J.B. de & GERALDI, I.O. An adapted model for the analysis of partial diallel crosses. *Revista Brasileira de Genética*, Ribeirão Preto, 7:677-88, 1984.
- MIRANDA FILHO, J.B. & VENCOVSKY, R. Predição de médias na formação de alguns compostos de milho visando a produção de grãos e o porte da planta. *Relatório Científico do Departamento de Genética*, Piracicaba, 7:117-26, 1973.
- MIRANDA FILHO, J.B. & VIEGAS, G. P. Milho híbrido. In: PATERNIANI, E. & VIEGAS, G.P., ed. Melhoramento e produção do milho. Campinas, Fundação Cargill, 1987, cap. 7, p.277-340.
- MOLL, R.H. & HANSON, W.D. Comparisons of effects of intrapopulation vs. interpopulation selection in maize. *Crop Science*, Madison, 24:1047-52, 1984.



- MÔRO, J.R. Efeito da alta intensidade de seleção no melhoramento de milho. Piracicaba, 1981a. 50p. (Doutorado - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"/USP).
- MÔRO, J.R.; NASPOLINI FILHO, V.; GAMA, E.E.G.; VIANNA, R.T. Introdução de novos germoplasmas de milho no Brasil. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, Brasília, 16: 867-82, 1981b.
- MOTA, M.G.C. Potencialidade de um novo sistema de cruzamento a nível interpopulacional com progênies de meios irmãos de milho (*Zea mays* L.). Piracicaba, 1984. 156p. (Doutorado - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"/USP).
- MURTY, B.R.; ARUNACHALAM, V.; ANAND, I.J. Diallel and partial diallel analysis of some yield factors in *Linus usitatissimum*. *Heredity*, London, 22: 35-41, 1967.
- NEAL, N.P. The decrease in yielding capacity in advanced generations of hybrid corn. *Journal of American Society of Agronomy*, Madison, 27:666-70, 1935
- OTSUKA, V.; EBERHART, S.A.; RUSSELL, W.A. Comparisons of prediction formulas for maize hybrids. *Crop Science*, Madison, 12:325-31, 1972.
- PATEL, R.M.; COCKERHAM, C.C.; RAWLINGS, J.O. Selection among diallel classified variables. *Biometrics*, Raleigh, 25: 49-61, 1969.
- PATERNIANI, E. Genética e melhoramento do milho. In: INSTITUTO BRASILEIRO DE POTASSA. *Cultura e adubação do milho*. São Paulo, 1966. p.109-51.

- PAYNE, K.T. & HAYES, H.K. A comparison of combining ability in  $F_3$  and  $F_2$  lines of corn. *Agronomy Journal*, Madison, 11:383-8, 1949.
- PEREIRA, P. Comportamento de linhagens de milho (*Zea mays* L.) em cruzamentos dialélicos. Viçosa, 1978. 70p. (M.S.- Universidade Federal de Viçosa).
- RAMALHO, M.A.P. Eficiência relativa de alguns processos de seleção intrapopulacional no milho baseados em famílias não endôgamas. Piracicaba, 1977. 122p. (Doutorado - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz" / USP).
- RAWLINGS, J.O. & THOMPSON, D.L. Performance level as criterion for the choice of maize testers. *Crop Science*, Madison, 2: 217-20, 1962.
- RICHEY, F.D. Isolating better foundation inbreeds for use in corn hybrids. *Genetics*, Princeton, 30:455-71, 1945.
- RICHEY, F.D. Corn breeding gamete selection, the Oenothera method and related micellany. *Agronomy Journal*, Madison, 39:403-11, 1947.
- ROBINSON, H.F.; COMSTOCK, R.E.; HARVEY, P.H. Estimates of heritability and the degree of dominance in corn. *Agronomy Journal*, Madison, 41:353-9, 1949.

- ROBINSON, P. Heritability; a second look. In: HANSON, W.D. & ROBINSON, H.F., ed. *Statistical genetics and plant breeding*. Washington, National Academy of Science, 1963. p.609-12.
- ROJAS, B.A. & SPRAGUE, G.F. A comparison of variance components in corn yield trials; III. General and specific combining ability and their interaction with locations and years. *Agronomy Journal*, Madison, 44:462-6, 1952.
- SARRIÉS, G.A. *O operador "SWEEP"*; algumas aplicações na estatística. Piracicaba, USP/PCAP/CIAGRI, 1985. 15 p. (mimeografado).
- SARRIÉS, G.A. *Manual do Sistema RESICOND*; resíduo condicional em modelos lineares. Piracicaba, USP/PCAP/CIAGRI, 1986. (Coleção de Software).
- SHULL, G.H. The composition of a field of maize. *Report "American Breeders Association"*, 4:296-301, 1908.
- SHULL, G.H. A pure line method of corn breeding. *Report "American Breeders Association"*, 5:51-9, 1909.
- SINGLETON, W.R. & NELSON, O.R. The improvement of naturally cross-pollinated plants by selection in self-fertilized lines; IV. Combining ability of successive generations of inbred sweet corn. *Connecticut Agriculture Experimental Station Bulletin*, 490:458-98, 1945.

- SOARES FILHO, W. dos S. & MIRANDA FILHO, J.B. de. Milhos braquíticos; perspectivas de melhoramento relativas às populações Piranão VD-2B e Piranão VF-1B. *In: CONGRESSO NACIONAL DE MILHO E SORGO*, 16., Belo Horizonte, 1986. *Anais*. Sete Lagoas, EMBRAPA/CNPMS, 1988. p. 342-50.
- SOUZA JUNIOR, C.L. de. Análise de cruzamentos dialélicos e predição de compostos de milho (*Zea mays* L.) braquítico. Piracicaba, 1981. 102p. (Mestrado - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz" / USP).
- SOUZA JUNIOR, C.L. de. Variabilidade genética em milho (*Zea mays* L.) e relações com a seleção recorrente intra e interpopulacional. Piracicaba, 1983. 151p. (Doutorado - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz" / USP).
- SPRAGUE, G.F. An estimation of the number of top crosses plants required for adequate representation of a corn variety. *Journal of American Society of Agronomy*, Madison, 31:11-6, 1939.
- SPRAGUE, G.F. Early testing of inbred lines of corn. *Journal of American Society of Agronomy*, Madison, 38:107-17, 1946.
- SPRAGUE, G.F. Corn breeding. *In: SPRAGUE, G.F., ed. Corn and corn improvement*. New York, Academic Press Inc., Publishers, 1955. p.221-92.

- SPRAGUE, G.F. & TAVOAR, A. Maize (*Zea mays* L.); I. General considerations and American breeding work. *Handbuch der Pflanzenzüchtung*, Berlin, 2:103-43, 1956.
- SPRAGUE, G.F. & TATUM, L.A. General vs. specific combining ability in single crosses of corn. *Journal of American Society of Agronomy*, Madison, 34:923-32, 1942.
- STUBER, C.W.; WILLIAMS, W.P.; MOLL, R.H. Epistasis in maize (*Zea mays* L.); III. Significance in predictions of hybrid performances. *Crop Science*, Madison, 13:195-200, 1973.
- STEEL, R.G.D. & TORRIE, J.H. *Principles and procedures of statistics*. New York, McGraw-Hill, 1960. 481p.
- St. JOHN, R.R. A comparison of reciprocal topcrosses in corn. *Journal of American Society of Agronomy*, Madison, 26:721-24, 1934.
- TOLEDO, C.V.F. de & MIRANDA FILHO, J.B. de. Progenies auto fecundadas de duas populações de milho e de progenies de irmãos germanos inter-populacionais. In: CONGRESSO NACIONAL DE MILHO E SORGO, 15., Maceió, 1984. *Anais*. Brasília, EMBRAPA/DID, 1986. p.133-9.
- VENCOVSKY, R. Alguns aspectos teóricos e aplicados relativos a cruzamentos dialélicos de variedades. Piracicaba, 1970. 110p. (Livre-Docência - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz" / USP).

VENCOVSKY, R. Herança quantitativa. *In*: PATERNIANI, E., ed. *Melhoramento e produção do milho no Brasil*. . Campinas, Fundação Cargill, 1978. cap.5, p.122-95.

**A P É N D I C E S**

Apêndice 1 - Representação genérica da equação matricial  $Y = X\beta + \epsilon$ , utilizada para análise das capacidades geral e específica de combinação, segundo o modelo proposto:

$$Y_{ij} = \mu + g_i + g_j$$

X										β	Y	
μ	g <sub>1</sub>	g <sub>2</sub>	g <sub>3</sub>	.....	g <sub>i</sub>	g <sub>1</sub> '	g <sub>2</sub> '	g <sub>3</sub> '	.....	g <sub>j</sub>		
1	1	0	0	.....	0	1	0	0	.....	0		Y <sub>11</sub> '
1	1	0	0	.....	0	0	1	0	.....	0		Y <sub>12</sub> '
1	1	0	0	.....	0	0	0	1	.....	0		Y <sub>13</sub> '
1	0	1	0	.....	0	0	1	0	.....	0		Y <sub>22</sub> '
				. . .					. . .			
				. . .					. . .			
				. . .					. . .			
				. . .					. . .			
				. . .					. . .			
				. . .					. . .			
				. . .					. . .			
1	0	0	0	.....	1	0	0	0	.....	1		Y <sub>IJ</sub>
1	0	0	0	.....	1	1	0	0	.....	0		Y <sub>I1</sub> '
1	0	1	.....	.....	0	0	1	0	.....	0		Y <sub>I2</sub> '



Apêndice 2 - Sequência de operações realizadas no computador para obtenção das somas de quadrados na análise da variância para capacidade de combinação, segundo esquema dialético parcial circulante.

"O algoritmo aplicado no programa utilizou o princípio do resíduo condicional e o operador SWEEP para o cálculo das somas de quadrados. Definições sobre essas técnicas podem ser encontradas em GOODNIGHT (1978) e SARRIÉS (1985 e 1986)".

Programa: RESÍDUO CONDICIONAL PARA MODELOS LINEARES GENERALIZADOS.

Analista: GABRIEL A. SARRIÉS

Orientador: PROF. DR. CASSIO R.M. GODOI

Órgão: CENTRO DE INFORMÁTICA NA AGRICULTURA (CIAGRI) - ESALQ/USP.

Exemplo para a variável X = peso de campo no experimento 01.

a) Soma de quadrados total da(s) variável(is) dependente(s):

$$\text{SQT da variável (X)} \Rightarrow 359,8033$$

b) Soma de quadrados devida a parâmetros # incluídos # no modelo (na última operação feita)

Primeira coluna operada: 1

$$\Rightarrow \text{SQ}_{(u)} = \text{SQ devida à média}$$

Última coluna operada: 1

$$\text{Exemplo } \text{SQ}_u = 357,5720$$

- c) Soma de quadrados devida a parâmetros # incluídos # no modelo (na última operação feita)

$$\begin{array}{l} \text{Primeira coluna operada: 2} \\ \text{Última coluna operada: 21} \end{array} \implies SQ(g_1, g_2/\mu) = SQ_{CGC}$$

$$\text{Exemplo: } SQ_{CGC} = 1,9111, \text{ com 18 GL}$$

- d) Soma de quadrados devida a parâmetros # tirados # do modelo (na última operação feita)

$$\begin{array}{l} \text{Primeira coluna operada: 2} \\ \text{Última coluna operada: 11} \end{array} \implies SQ(g_1/\mu, g_2) = SQ_{CGC_1}$$

$$\text{Exemplo: } SQ_{CGC_1} = 0,2739, \text{ com 9 GL}$$

- e) Soma de quadrados devida a parâmetros # incluídos # no modelo (na última operação feita)

$$\begin{array}{l} \text{Primeira coluna operada: 12} \\ \text{Última coluna operada: 21} \end{array} \implies SQ(g_2/\mu, g_1) = SQ_{CGC_2}$$

$$\text{Exemplo: } SQ_{CGC_2} = 1,4105, \text{ com 9 GL}$$

- f) A soma de quadrados para capacidade específica de combinação ( $SQ_{CEC}$ ) foi obtida manualmente, por diferença:

$$SQ_{CEC} = SQ_{\text{Híbridos}} - SQ_{CGC}$$

$$\text{Exemplo: } SQ_{CEC} = 0,3211, \text{ com 11 GL}$$