Rev. Brasil. Genet. X, 3, 517-533 (1987)
(Brazil. J. Genetics)

ANÁLISE DE CRUZAMENTOS DIALÉLICOS PARCIAIS REPETIDOS EM VÁRIOS AMBIENTES
(Analysis of Partial-Diallel Crosses Repeated Over Locations)

Antonio Carlos de Oliveira[1], Augusto Ramalho de Morais[1], Cláudio Lopes de Souza Júnior[2] e Elto Eugênio Gomes e Gama[1]

ABSTRACT

This work deals with a methodology derived from the model proposed by Miranda Filho and Geraldi (Rev. Brasil. Genet. VII, 4: 677-688, 1984) and adapted from Gardner and Eberhart (Biometrics, 22: 439-452, 1966), to compute combined analysis of variance of partial diallel crosses. The experiments comprise two sets of varieties, chosen in accordance with breeder's concern, and the hybrids among sets. The methodology of the analysis was based on the following mathematical model: $Y_{ijj'} = \mu + \alpha d + \ell_i + \frac{1}{2}(v_j + v_{j'}) + \theta(\bar{h} + h_j + h_{j'} + s_{jj'}) + \alpha \ell d_i + \frac{1}{2}(\ell v_{ij} + \ell v_{ij'}) + \theta(\ell \bar{h}_i + \ell h_{ij} + \ell h_{ij'} + \ell s_{ijj'}) + \bar{e}_{ijj'}$, where $Y_{ijj'}$ is the hybrid mean resulting from the cross between the j^{th} variety of set 1 and the j'^{th} variety of set 2 in the i^{th} environment ($\alpha = 0$ and $\theta = 1$); Y_{ijj} and $Y_{ij'j'}$ are variety means in the i^{th} environment ($\alpha = 1$, for Y_{ijj}, $\alpha = -1$ for $Y_{ij'j'}$, and $\theta = 0$); d is a measure of the difference between means of the two sets of varieties; ℓ_i is the effect of i^{th} environment; m, v_j, $v_{j'}$, $\bar{h}$, h_j, $h_{j'}$, $s_{jj'}$ and $\bar{e}_{ijj'}$ are defined analogous to the model of Gardner and Eberhart (1966) and the remaining parameters are the various interactions with the environment. The estimators of the parameters and formulas to compute the sums of squares in the analysis of variance were obtained by the least squares procedure. An example is given for illustration.

---

[1] EMBRAPA/CNP Milho e Sorgo, Caixa Postal 151, 35700 Sete Lagoas, MG, Brasil. Enviar correspondência para A.C.O.

[2] Departamento de Genética, ESALQ-USP, Caixa Postal 83, 13400 Piracicaba, SP, Brasil.

INTRODUÇÃO

Em um programa de avaliação e melhoramento de plantas, é de fundamental importância a obtenção de informações sobre o potencial genético das variedades em teste, quanto à capacidade de produção *per se*, e nos diferentes cruzamentos. Um dos métodos genético-estatísticos que fornecem tais informações são os chamados "cruzamentos dialélicos".

Os cruzamentos dialélicos são definidos, por diversos autores, como sendo todos os possíveis cruzamentos dentro de um determinado grupo de genótipos. Assim, com n genótipos é possível obter-se até n^2 combinações, ou seja, $n(n-1)$ cruzamentos mais os n progenitores.

Gomide (1980) relata que a análise de cruzamentos dialélicos além de permitir a detecção de progenitores e cruzamentos superiores, auxilia o melhorista a eleger o método de melhoramento mais eficiente e possibilita a estimação dos diversos parâmetros genéticos. A metodologia para a análise de variância de tabelas dialélicas foi inicialmente proposta por Yates (1947). A partir daí, novas formas de análises, utilizando-se diferentes modelos, foram propostas por Griffing (1956a,b) e Gardner e Eberhart (1966).

Conforme salientam Miranda-Filho e Geraldi (1984), uma limitação do uso dos cruzamentos dialélicos é o grande número de cruzamentos necessários para avaliação de um dado conjunto de variedades. Além disso, nem sempre há interesse na avaliação de todos os possíveis cruzamentos de um determinado grupo de progenitores, mas apenas de algumas combinações. Com o objetivo de contornar esses problemas, Kempthorne e Curnow (1961) introduziram a teoria dos cruzamentos dialélicos parciais. Neste caso consideram-se os pais e apenas uma amostra dos cruzamentos possíveis. A maior diferença entre os dialélicos completos e parciais está no número de cruzamentos realizados entre os pais; para o dialélico completo são feitas $n(n-1)/2$ combinações de cruzamentos entre n pais, enquanto que para o dialélico parcial apenas uma parte dos cruzamentos possíveis é feita para cada pai (Hallauer e Miranda-Filho, 1981).

Mais recentemente, Miranda-Filho e Geraldi (1984) apresentaram um novo modelo para a análise de cruzamentos dialélicos parciais, a partir de uma adaptação do modelo de Gardner e Eberhart (1966). Esses ensaios incluem dois grupos de variedades, definidos de acordo com o interesse do melhorista, tais como dentado x duro, alto x baixo, tardio x precoce, ou outro critério qualquer, e os híbridos resultantes dos cruzamentos entre variedades dos dois grupos. Assim, se há J variedades no primeiro grupo e J' variedades no segundo, tem-se então JJ' híbridos. Para se obter informações mais consistentes, é prática comum em programas de melhoramento genético de plantas a condução de ensaios dialélicos repetidos em vários ambientes (locais, anos, etc.).

A análise conjunta desses ensaios inclui, além das fontes de variação encontradas nas análises individuais, as interações dos efeitos principais com os ambientes.

Matzinger *et al.* (1959) apresentam a análise conjunta de vários ensaios dialélicos conduzidos em diferentes anos e locais. Considerando o modelo como sendo aleatório, estimam os componentes de variância relativos às capacidades geral e específica de combinação e suas interações com ambientes. Outros autores, tais como Gardner e Eberhart (1966), Miranda-Filho e Rissi (1975) e Gama *et al.* (1984), efetuam a análise de variância conjunta, mas não procedem o desdobramento das interações entre as populações (variedades e cruzamentos) e os ambientes.

Morais *et al.* (1986), com base no modelo de Gardner e Eberhart (1966), apresentam a metodologia da análise conjunta de ensaios dialélicos conduzidos em vários ambientes. Admitindo o modelo como sendo fixo, apresentam os estimadores para os diferentes parâmetros, a análise de variância e as variâncias das estimativas dos parâmetros.

Para o caso dos cruzamentos dialélicos parciais não encontraram-se referências sobre a análise conjunta desses ensaios quando repetidos em vários ambientes.

O presente trabalho tem como objetivo apresentar a metodologia da análise conjunta de cruzamentos dialélicos parciais, com base no modelo de Miranda-Filho e Geraldi (1984), adaptado para vários ambientes. São determinados: os estimadores dos parâmetros, as expressões das somas de quadrados e as variâncias das estimativas dos parâmetros.

MÉTODOS

O modelo para cruzamentos dialélicos, proposto por Miranda-Filho e Geraldi (1984), inclui dois grupos de variedades e os híbridos resultantes dos cruzamentos entre variedades de grupos distintos. Quando os ensaios são repetidos em vários ambientes o modelo adaptado é:

$Y_{ijj'} = \mu + \alpha d + \ell_i + \frac{1}{2}(v_j + v_{j'}) + \theta(\bar{h} + h_j + h_{j'} + s_{jj'}) + \alpha \ell d_i + \frac{1}{2}(\ell v_{ij} + \ell v_{ij'}) + \theta(\ell\bar{h} + \ell h_{ij} + \ell h_{ij'} + \ell s_{ijj'}) + \bar{e}_{ijj'}$; onde $Y_{ijj'}$ é a média do híbrido resultante do cruzamento entre a j-ésima variedade do grupo 1 e a j'-ésima variedade do grupo 2 no i-ésimo ambiente; $\theta = 1$ e $\alpha = 0$ para híbridos. Para representar os pais (variedades) no i-ésimo ambiente ($i = 1, 2, \ldots, I$), $Y_{ijj'}$ é substituído por Y_{ijj} ou $Y_{ij'j'}$, para variedades do grupo 1 ou grupo 2, respectivamente ($j = 1, 2, \ldots J$ e $j' = 1, 2, \ldots, J'$). Para Y_{ijj}, $\alpha = +1$ e $\theta = 0$; e para $Y_{ij'j'}$, $\alpha = -1$ e $\theta = 0$; μ é a média das médias dos dois grupos de variedades para todos ambientes; d é uma medida da diferença entre as médias dos dois grupos de variedades; ℓ_i é o efeito do i-ésimo ambiente; v_j e $v_{j'}$ são os efeitos das variedades pertencentes aos grupos 1 e 2, respectivamente; $\bar{h}$ é a heterose média de todos cruzamentos; h_j e $h_{j'}$ são os efeitos das heteroses de variedade para os grupos 1 e 2, respectivamente; $s_{jj'}$ é a heterose específica do jj'-ésimo híbrido; $\bar{e}_{ijj'}$ é o erro experimental associado a $Y_{ijj'}$. Os demais parâmetros são interações com ambientes.

A tabela do dialélico parcial, no i-ésimo ambiente, pode ser representada pela seguinte forma geral:

$Y_{ijj'}$	Grupo 1	Grupo 2				Total ($Y_{ij.}$)	Var. (1): (Y_{ijj})
		1'	2' ...	j' ...	J'		
Ambiente i	1	$Y_{i11'}$	$Y_{i12'}$	$Y_{i1j'}$	$Y_{i1J'}$	$Y_{i1.}$	Y_{i11}
	2	$Y_{i21'}$	$Y_{i22'}$	$Y_{i2j'}$	$Y_{i2J'}$	$Y_{i2.}$	Y_{i22}
	...						
	j	$Y_{ij1'}$	$Y_{ij2'}$	$Y_{ijj'}$	$Y_{ijJ'}$	$Y_{ij.}$	Y_{ijj}
	...						
	J	$Y_{iJ1'}$	$Y_{iJ2'}$	$Y_{iJj'}$	$Y_{iJJ'}$	$Y_{iJ.}$	Y_{iJJ}
Total ($Y_{i.j'}$)		$Y_{i.1'}$	$Y_{i.2'}$	$Y_{i.j'}$	$Y_{i.J'}$	Y_{iH}	$Y_{i(1)}$
Var. (2): ($Y_{ij'j'}$)		$Y_{i1'1'}$	$Y_{i2'2'}$	$Y_{ij'j'}$	$Y_{iJ'J'}$	$Y_{i(2)}$	Y_{iT}

onde, no i-ésimo ambiente, $Y_{ijj'}$ é a média do jj'-ésimo híbrido; $Y_{ij.}$ é o total das médias dos híbridos da j-ésima variedade; $Y_{i.j'}$ é o total para os híbridos da j'-ésima variedade; Y_{ijj} e $Y_{ij'j'}$ são as médias da j-ésima e j'-ésima variedades, respectivamente; $Y_{i(1)}$ e $Y_{i(2)}$ são os totais para as variedades dos grupos 1 e 2, respectivamente; Y_{iH} é o total para os JJ' híbridos; Y_{iT} é o total das médias dos híbridos e variedades ($Y_{iT} = Y_{i(1)} + Y_{i(2)} + Y_{iH}$). O número total de populações na tabela dialélica é $N = J + J' + JJ'$.

Os diversos totais envolvendo os I ambientes podem ser representados na seguinte forma:

	$Y_{\cdot jj'}$	Grupo 2					Var. (1):($Y_{\cdot jj}$)
		1'	2' ...	j' ...	J'	Total ($Y_{\cdot j\cdot}$)	
Grupo 1	1	$Y_{\cdot 11'}$	$Y_{\cdot 12'}$	$Y_{\cdot 1j'}$	$Y_{\cdot 1J'}$	$Y_{\cdot 1\cdot}$	$Y_{\cdot 11}$
	2	$Y_{\cdot 21'}$	$Y_{\cdot 22'}$	$Y_{\cdot 2j'}$	$Y_{\cdot 2J'}$	$Y_{\cdot 2\cdot}$	$Y_{\cdot 22}$
	...						
	j	$Y_{\cdot j1'}$	$Y_{\cdot j2'}$	$Y_{\cdot jj'}$	$Y_{\cdot jJ'}$	$Y_{\cdot j\cdot}$	$Y_{\cdot jj}$
	...						
	J	$Y_{\cdot J1'}$	$Y_{\cdot J2'}$	$Y_{\cdot Jj'}$	$Y_{\cdot JJ'}$	$Y_{\cdot J\cdot}$	$Y_{\cdot JJ}$
Total ($Y_{\cdot\cdot j'}$)		$Y_{\cdot\cdot 1'}$	$Y_{\cdot\cdot 2'}$	$Y_{\cdot\cdot j'}$	$Y_{\cdot\cdot J'}$	$Y_{\cdot H}$	$Y_{\cdot (1)}$
Variedades (2): $Y_{\cdot j'j'}$		$Y_{\cdot 1'1'}$	$Y_{\cdot 2'2'}$	$Y_{\cdot j'j'}$	$Y_{\cdot J'J'}$	$Y_{\cdot (2)}$	$Y_{\cdot T}$

onde, $Y_{\cdot jj'} = \sum_i Y_{ijj'}$; $Y_{\cdot j\cdot} = \sum_i Y_{ij\cdot} = \sum_{ij'}\sum Y_{ijj'}$; $Y_{\cdot\cdot j'} = \sum_i Y_{i\cdot j'} = \sum_{ij}\sum Y_{ijj'}$; $Y_{\cdot jj} = \sum_i Y_{ijj}$; $Y_{\cdot j'j'} = \sum_i Y_{ij'j'}$; $Y_{\cdot (1)} = \sum_i Y_{i(1)} = \sum_{ij}\sum Y_{ijj}$; $Y_{\cdot (2)} = \sum_i Y_{i(2)} = \sum_{ij'}\sum Y_{ij'j'}$; $Y_{\cdot H} = \sum_i Y_{iH} = \sum_{ijj'}\sum\sum Y_{ijj'}$; $Y_{\cdot T} = \sum_i Y_{iT} = Y_{\cdot (1)} + Y_{\cdot (2)} + Y_{\cdot H}$.

Os estimadores dos parâmetros do modelo foram obtidos através do método dos quadrados mínimos, admitindo-se as seguintes restrições paramétricas:

$$\Sigma_i \ell_i = \sum_j v_j = \sum_{j'} v_{j'} = \sum_j h_j = \sum_{j'} h_{j'} = \sum_j s_{jj'} = \sum_{j'} s_{jj'} = 0;$$

$$\sum_i \ell d_i = \sum_i \ell v_{ij} = \sum_j \ell v_{ij} = \sum_i \ell v_{ij'} = \sum_{j'} \ell v_{ij'} = 0;$$

$$\Sigma_i \ell \overline{h}_i = \sum_i \ell h_{ij} = \sum_j \ell h_{ij} = \sum_i \ell h_{ij'} = \sum_{j'} \ell h_{ij'} = 0;$$

$$\sum_i \ell s_{ijj'} = \sum_j \ell s_{ijj'} = \sum_{j'} \ell_{sijj'} = 0.$$

As somas de quadrados foram obtidas ajustando-se sequencialmente os vários modelos reduzidos, construídos a partir do modelo completo.

O método de análise é ilustrado com base em dados experimentais adaptados de Magnavaca *et al.* (1986).

RESULTADOS

Os estimadores, obtidos para os vários parâmetros, são os seguintes:

Média dos dois grupos de variedades (pais):

$$\hat{\mu} = \frac{1}{2I}\left(\frac{1}{J}Y._{(1)} + \frac{1}{J'}Y._{(2)}\right) = \frac{1}{2}\left(\bar{Y}._{(1)} + \bar{Y}._{(2)}\right)$$

Diferença entre médias dos grupos de variedades:

$$\hat{d} = \frac{1}{2I}\left(\frac{1}{J}Y._{(1)} - \frac{1}{J'}Y._{(2)}\right) = \frac{1}{2}\left(\bar{Y}._{(1)} - \bar{Y}._{(2)}\right)$$

Efeito de ambientes:

$$\hat{\ell}_i = \frac{1}{2}\left[\frac{1}{J}Y_{i(1)} + \frac{1}{J'}Y_{i(2)} - \frac{1}{I}\left(\frac{1}{J}Y._{(1)} + \frac{1}{J'}Y._{(2)}\right)\right]\text{, ou ainda,}$$

$$\hat{\ell}_i = \frac{1}{2}\left(\bar{Y}_{i(1)} + \bar{Y}_{i(2)} - \bar{Y}._{(1)} - \bar{Y}._{(2)}\right)$$

Efeito de variedades do grupo 1:

$$\hat{v}_j = \frac{1}{I}\left(Y._{jj} - \frac{1}{J}Y._{(1)}\right) = \bar{Y}._{jj} - \bar{Y}._{(1)}$$

Efeito de variedades do grupo 2:

$$\hat{v}_{j'} = \frac{1}{I}\left(Y._{j'j'} - \frac{1}{J'}Y._{(2)}\right) = \bar{Y}._{j'j'} - \bar{Y}._{(2)}$$

Efeito da heterose média:

$$\hat{h} = \frac{1}{I}\left[\frac{1}{JJ'}Y._H - \frac{1}{2}\left(\frac{1}{J}Y._{(1)} + \frac{1}{J'}Y._{(2)}\right)\right] = \bar{Y}._H - \frac{1}{2}\left(\bar{Y}._{(1)} + \bar{Y}._{(2)}\right)$$

Efeito da heterose de variedades do grupo 1:

$$\hat{h}_j = \frac{1}{I}\left[\frac{1}{J'}Y._{j.} - \frac{1}{2}Y._{jj} - \frac{1}{J}\left(\frac{1}{J'}Y._H - \frac{1}{2}Y._{(1)}\right)\right] = \bar{Y}._{j.} - \frac{1}{2}\bar{Y}._{jj} - \bar{Y}._H + \frac{1}{2}\bar{Y}._{(1)}$$

Efeito da heterose de variedades do grupo 2:

$$\hat{h}_{j'} = \frac{1}{I}\left[\frac{1}{J}Y.._{j'} - \frac{1}{2}Y._{j'j'} - \frac{1}{J'}\left(\frac{1}{J}Y._H - \frac{1}{2}Y._{(2)}\right)\right] = \bar{Y}.._{j'} - \frac{1}{2}\bar{Y}._{j'j'} - \bar{Y}._H + \frac{1}{2}\bar{Y}._{(2)}$$

Efeito da heterose específica:

$$\hat{s}_{jj'} = \frac{1}{I}[Y_{.jj'} - \frac{1}{J'}Y_{.j.} - \frac{1}{J}(Y_{..j'} + \frac{1}{J'}Y_{.H})] = \bar{Y}_{.jj'} - \bar{Y}_{.j.} - \bar{Y}_{..j'} + \bar{Y}_{.H}$$

Efeito da interação ambientes x diferença entre grupos de variedades:

$$\hat{\ell d}_i = \frac{1}{2}[\frac{Y_{i(1)}}{J} - \frac{Y_{i(2)}}{J'} - \frac{1}{I}(\frac{1}{J}Y_{\cdot(1)} - \frac{1}{J'}Y_{\cdot(2)})] = \frac{1}{2}[\bar{Y}_{i(1)} - \bar{Y}_{i(2)} - \bar{Y}_{\cdot(1)} + \bar{Y}_{\cdot(2)}]$$

Efeito da interação ambientes x variedades do grupo 1:

$$\hat{\ell v}_{ij} = Y_{ijj} - \frac{1}{I}Y_{\cdot jj} - \frac{1}{J}(Y_{i(1)} - \frac{1}{I}Y_{\cdot(1)}) = Y_{ijj} - \bar{Y}_{\cdot jj} - \bar{Y}_{i(1)} + \bar{Y}_{\cdot(1)}$$

Efeito da interação ambientes x variedades do grupo 2:

$$\hat{\ell v}_{ij'} = Y_{ij'j'} - \frac{1}{I}Y_{\cdot j'j'} - \frac{1}{J'}(Y_{i(2)} + \frac{1}{I}Y_{\cdot(2)}) = Y_{ij'j'} - \bar{Y}_{\cdot j'j'} - Y_{i(2)} + \bar{Y}_{\cdot(2)}$$

Efeito da interação ambientes x heterose média:

$$\hat{\ell \bar{h}}_i = \frac{1}{JJ'}Y_{iH} - \frac{1}{2J}Y_{i(1)} - \frac{1}{2J'}Y_{i(2)} - \frac{1}{I}(\frac{1}{JJ'}Y_{\cdot H} - \frac{1}{2J}Y_{\cdot(1)} - \frac{1}{2J'}Y_{\cdot(2)}),$$ ou ainda,

$$\hat{\ell \bar{h}}_i = \bar{Y}_{iH} - \frac{1}{2}\bar{Y}_{i(1)} - \frac{1}{2}\bar{Y}_{i(2)} - \bar{Y}_{\cdot H} + \frac{1}{2}\bar{Y}_{\cdot(1)} + \frac{1}{2}\bar{Y}_{\cdot(2)}$$

Efeito da interação ambientes x heterose de variedades do grupo 1:

$$\hat{\ell h}_{ij} = \frac{1}{J'}Y_{ij\cdot} - \frac{1}{2}Y_{ijj} + \frac{1}{2J}Y_{i(1)} - \frac{1}{JJ'}Y_{iH} - \frac{1}{I}(\frac{1}{J'}Y_{\cdot j\cdot} - \frac{1}{2}Y_{\cdot jj} + \frac{1}{2J}Y_{\cdot(1)} - \frac{1}{JJ'}Y_{\cdot H}),$$

ou ainda,

$$\hat{\ell h}_{ij} = \bar{Y}_{ij\cdot} - \frac{1}{2}Y_{ijj} + \frac{1}{2}\bar{Y}_{i(1)} - \bar{Y}_{iH} - \bar{Y}_{\cdot j\cdot} + \frac{1}{2}\bar{Y}_{\cdot jj} - \frac{1}{2}\bar{Y}_{\cdot(1)} + \bar{Y}_{\cdot H}$$

Efeito da interação ambientes x heterose de variedades do grupo 2:

$$\hat{\ell h}_{ij'} = \frac{1}{J}Y_{i\cdot j'} - \frac{1}{2}Y_{ij'j'} + \frac{1}{2J'}Y_{i(2)} - \frac{1}{JJ'}Y_{iH} - \frac{1}{I}(\frac{1}{J}Y_{\cdot\cdot j'} - \frac{1}{2}Y_{\cdot j'j'} + \frac{1}{2J'}Y_{\cdot(2)} -$$

$$\frac{1}{JJ'}Y_{\cdot H}),$$

ou ainda,

$$\hat{\ell h}_{ij'} = \overline{Y}_{i\cdot j'} - \frac{1}{2}Y_{ij'j'} + \frac{1}{2}\overline{Y}_{i(2)} - \overline{Y}_{iH} - \overline{Y}_{\cdot\cdot j'} + \frac{1}{2}\overline{Y}_{\cdot j'j'} - \frac{1}{2}Y_{\cdot(2)} + \overline{Y}_{\cdot H}$$

Efeito da interação ambientes x heterose específica:

$$\hat{\ell s}_{ijj'} = Y_{ijj'} - \frac{1}{J'}Y_{ij\cdot} - \frac{1}{J}Y_{i\cdot j'} - \frac{1}{I}Y_{\cdot jj'} + \frac{1}{IJ'}Y_{\cdot j\cdot} + \frac{1}{IJ}Y_{\cdot\cdot j'} + \frac{1}{JJ'}Y_{iH} - \frac{1}{IJJ'}Y_{\cdot H}, \text{ ou}$$

$$\hat{\ell s}_{ijj'} = Y_{ijj'} - \overline{Y}_{ij\cdot} - \overline{Y}_{i\cdot j'} - \overline{Y}_{\cdot jj'} + \overline{Y}_{\cdot j\cdot} + \overline{Y}_{\cdot\cdot j'} + \overline{Y}_{iH} - \overline{Y}_{\cdot H}$$

O esquema da análise de variância pode ser apresentado conforme a Tabela I. Nessa tabela as somas de quadrados são obtidas a partir das seguintes expressões:

Table I - Esquema da análise de variância conjunta de cruzamentos dialélicos parciais, envolvendo J mais J' variedades e seus JJ' híbridos, em I ambientes.

Fontes de variação	GL	SQ	QM
Ambientes (A)	(I-1)	S_a	Q_a
Populações (P)	(J+J'+JJ'-1)	S_p	Q_p
Variedades 1 (V1)	(J-1)	S_{v1}	Q_{v1}
Variedades 2 (V2)	(J'-1)	S_{v2}	Q_{v2}
Grupos (G)	1	S_g	Q_g
Heterose (H)	JJ'	–	–
Het. média (HM)	1	$S_{\bar{h}}$	$Q_{\bar{h}}$
Het. variedade 1 (HV1)	J-1	S_{hv1}	Q_{hv1}
Het. variedade 2 (HV2)	J'-1	S_{hv2}	Q_{hv2}
Het. específica (HE)	(J-1) (J'-1)	S_{he}	Q_{he}
Interação A x P	(I-1) (J+J'+JJ'-1)	S_{ap}	Q_{ap}
A x V1	(I-1) (J-1)	S_{av1}	Q_{av1}
A x V2	(I-1) (J'-1)	S_{av2}	Q_{av2}
A x G	(I-1)	S_{ag}	Q_{ag}
A x H	(I-1) JJ'	–	–
A x HM	(I-1)	$S_{a\bar{h}}$	$Q_{a\bar{h}}$
A x HV1	(I-1) (J-1)	S_{ahv1}	Q_{ahv1}
A x HV2	(I-1) (J'-1)	S_{ahv2}	Q_{ahv2}
A x HE	(I-1) (J-1) (J'-1)	S_{ahe}	Q_{ahe}
Resíduo combinado	$\Sigma_i g_i$	–	Q_r

g_i: Número de graus de liberdade do resíduo no i-ésimo ambiente.

Soma de quadrados de ambientes:

$$S_a = \frac{1}{N} \sum_i Y^2_{iT} - \frac{1}{IN} Y^2_{\cdot T} \quad \text{, onde } N = J + J' + JJ'$$

Soma de quadrados de populações:

$$S_p = \frac{1}{I} \left(\sum_j Y^2_{\cdot jj} + \sum_{j'} Y^2_{\cdot j'j'} + \sum_{JJ'} Y^2_{\cdot jj'} \right) - \frac{1}{IN} Y^2_{\cdot T}$$

Soma de quadrados de variedades do grupo 1:

$$S_{v1} = \frac{4}{I(J' + 4)} \left[\sum_j (Y_{\cdot jj} + \frac{1}{2} Y_{\cdot j\cdot})^2 - \frac{1}{J} (Y_{\cdot(1)} + \frac{1}{2} Y_{\cdot H})^2 \right]$$

Soma de quadrados de variedades do grupo 2:

$$S_{v2} = \frac{4}{I(J + 4)} \left[\sum_{j'} (Y_{\cdot j'j'} + \frac{1}{2} Y_{\cdot\cdot j'})^2 - \frac{1}{J'} (Y_{\cdot(2)} + \frac{1}{2} Y_{\cdot H})^2 \right]$$

Soma de quadrados de grupos de variedades:

$$S_g = \frac{JJ'}{INW} \left[\frac{(J + 2)}{J} Y_{\cdot(1)} - \frac{(J' + 2)}{J'} Y_{\cdot(2)} + \frac{(J' - J)}{JJ'} Y_{\cdot H} \right]^2 \quad \text{, onde } W = J + J' + 4$$

Soma de quadrados de heterose média:

$$S_{\bar{h}} = \frac{JJ'}{IW} \left[\frac{1}{J} Y_{\cdot(1)} + \frac{1}{J'} Y_{\cdot(2)} - \frac{2}{JJ'} Y_{\cdot H} \right]^2$$

Soma de quadrados de heterose de variedades do grupo 1:

$$S_{hv1} \equiv \frac{1}{IJ'(J' + 4)} \left[\sum_j (J' Y_{\cdot jj} - 2Y_{\cdot j\cdot})^2 - \frac{1}{J} (J' Y_{\cdot(1)} - 2Y_{\cdot H})^2 \right]$$

Soma dos quadrados de heterose de variedades do grupo 2:

$$S_{hv2} = \frac{1}{IJ(J + 4)} \left[\sum_{j'} (J Y_{\cdot j'j'} - 2Y_{\cdot\cdot j'})^2 - \frac{1}{J'} (J Y_{\cdot(2)} - 2Y_{\cdot H})^2 \right]$$

Soma de quadrados de heterose específica:

$$S_{he} = \frac{1}{I} \left[\sum_{jj'} Y^2_{\cdot jj'} - \frac{1}{J'} \sum_j Y^2_{\cdot j\cdot} - \frac{1}{J} \sum_{j'} Y^2_{\cdot\cdot j'} + \frac{1}{JJ'} Y^2_{\cdot H} \right]$$

Soma de quadrados da interação ambientes x populações:

$$S_{ap} = \sum_{ij} Y^2_{ijj} + \sum_{ij'} Y^2_{ij'j'} + \sum_{ijj'} Y^2_{ijj'} - \frac{1}{IN} Y^2_{\cdot T} - S_a - S_p$$

Soma de quadrados da interação ambientes x variedades do grupo 1:

$$S_{av1} = \frac{4}{(J' + 4)} \{ \sum_{ij} (Y_{ijj} + \frac{1}{2} Y_{ij}.)^2 - \frac{1}{I} \sum_{j} (Y._{jj} + \frac{1}{2} Y._j.)^2 - \frac{1}{4J} [\sum_{i} (Y_{i(1)} - Y_{i(2)} + Y_{iT})^2 - \frac{1}{I} (Y._{(1)} - Y._{(2)} + Y._T)^2] \}$$

Soma de quadrados da interação ambientes x variedades do grupo 2:

$$S_{av2} = \frac{4}{(J + 4)} \{ \sum_{ij'} (Y_{ij'j'} + \frac{1}{2} Y_{i.j'})^2 - \frac{1}{I} \sum_{j'} (Y._{j'j'} + \frac{1}{2} Y.._{j'})^2 - \frac{1}{4J'} [\sum_{i} (Y_{i(2)} - Y_{i(1)} + Y_{iT})^2 - \frac{1}{I} (Y._{(2)} - Y._{(1)} + Y._T)^2] \}$$

Soma de quadrados da interação ambientes x grupos de variedades:

$$S_{ag} = \frac{N}{WJJ'} \{ \sum_{i} [\frac{(J - J')}{N} Y_{iT} - Y_{i(1)} + Y_{i(2)}]^2 - \frac{1}{I} [\frac{(J - J')}{N} Y._T - Y._{(1)} + Y._{(2)}]^2 \}$$

Soma de quadrados da interação ambientes x heterose média:

$$S_{a\bar{h}} = \frac{1}{WJJ'} [\sum_{i} (J'Y_{i(1)} + JY_{i(2)} - 2Y_{iH})^2 - \frac{1}{I} (J'Y._{(1)} + JY._{(2)} - 2Y._H)^2]$$

Soma de quadrados da interação ambiente x heterose de variedades do grupo 1:

$$S_{ahv1} = \frac{1}{J'(J' + 4)} [\sum_{ij} (J'Y_{ijj} - 2Y_{ij}.)^2 - \frac{1}{J} \sum_{i} (J'Y_{i(1)} - 2Y_{iH})^2 - \frac{1}{I} \sum_{j} (J'Y._{jj} - 2Y._j.)^2 + \frac{1}{IJ} (J'Y._{(1)} - 2Y._H)^2]$$

Soma de quadrados da interação ambientes x heterose de variedades do grupo 2:

$$S_{ahv2} = \frac{1}{J(J+4)} [\sum_{ij'} (JY_{ij'j'} - 2Y_{i.j'})^2 - \frac{1}{J'} \sum_{i} (JY_{i(2)} - 2Y_{iH})^2 - \frac{1}{I} \sum_{j'} (JY._{j'j'} - 2Y.._{j'})^2 + \frac{1}{IJ'} (JY._{(2)} - 2Y._H)^2]$$

Soma de quadrados da interação ambientes x heterose específica:

$$S_{ahe} = \sum_{ijj'} Y^2_{ijj'} - \frac{1}{J'} \sum_{ij} Y^2_{ij}. - \frac{1}{J} \sum_{ij'} Y^2_{i.j'} + \frac{1}{JJ'} \sum_{i} Y^2_{iH} - \frac{1}{I} (\sum_{jj'} Y^2._{jj'} - \frac{1}{J'} \sum_{j} Y^2._j. - \frac{1}{J} \sum_{j'} Y^2.._{j'} + \frac{1}{JJ'} Y^2._H)$$

O quadrado médio do resíduo combinado na Tabela I é obtido através da seguinte expressão:

$$Q_r = [\sum_i (g_i Q_i)/r_i] / \sum_i g_i ,$$

onde, Q_i é o quadrado médio do resíduo, g_i são os graus de liberdade associados a esse resíduo e r_i é o número de repetições da análise de variância referente ao i-ésimo ambiente. Os demais quadrados médios são obtidos na maneira usual.

As estimativas das variâncias das estimativas dos vários parâmetros do modelo adotado, são determinadas a partir das expressões apresentadas na Tabela II.

Tabela II - Expressões para a obtenção das estimativas das variâncias das estimativas dos parâmetros para cruzamentos dialélicos parciais, envolvendo J mais J' variedades e seus JJ' híbridos, em I ambientes.

Estimativas dos parâmetros	Estimativas das variâncias
Média ($\hat{\mu}$)	$s^2(\hat{\mu}) = \frac{J+J'}{4IJJ'} s^2$
Diferença entre grupos de variedades ($\hat{d}$)	$s^2(\hat{d}) = \frac{J+J'}{4IJJ'} s^2$
Variedades do grupo 1 ($\hat{v}_j$)	$s^2(\hat{v}_j) = \frac{J-1}{IJ} s^2$
Variedades do grupo 2 ($\hat{v}_{j'}$)	$s^2(\hat{v}_{j'}) = \frac{J'-1}{IJ'} s^2$
Heterose média ($\hat{\bar{h}}$)	$s^2(\hat{\bar{h}}) = \frac{J+J'+4}{4IJJ'} s^2$
Heterose de variedades do grupo 1 ($\hat{h}_j$)	$s^2(\hat{h}_j) = \frac{(J-1)(J'+4)}{4IJJ'} s^2$
Heterose de variedades do grupo 2 ($\hat{h}_{j'}$)	$s^2(\hat{h}_{j'}) = \frac{(J'-1)(J+4)}{4IJJ'} s^2$
Heterose específica ($\hat{s}_{jj'}$)	$s^2(\hat{s}_{jj'}) = \frac{(J-1)(J'-1)}{IJJ'} s^2$
Ambientes ($\hat{\ell}_i$)	$s^2(\hat{\ell}_i) = \frac{(I-1)(J+J')}{4IJJ'} s^2$
Ambientes x diferença entre grupos ($\widehat{\ell d}_i$)	$s^2(\widehat{\ell d}_i) = \frac{(I-1)(J+J')}{4IJJ'} s^2$
Ambientes x variedades do grupo 1 ($\widehat{\ell v}_{ij}$)	$s^2(\widehat{\ell v}_{ij}) = \frac{(I-1)(J-1)}{IJ} s^2$

Continua

Tabela II - Continuação

Estimativas dos parâmetros	Estimativas das variâncias
Ambientes x variedades do grupo 2 ($\hat{\ell v}_{ij'}$)	$s^2(\hat{\ell v}_{ij'}) = \frac{(I-1)(J'-1)}{IJ'} s^2$
Ambientes x heterose média ($\hat{\ell \bar{h}}_i$)	$s^2(\hat{\ell \bar{h}}_i) = \frac{(I-1)(J+J'+4)}{4IJJ'} s^2$
Ambientes x heterose de var. do grupo 1 ($\hat{\ell h}_{ij}$)	$s^2(\hat{\ell h}_{ij}) = \frac{(I-1)(J-1)(J'+4)}{4IJJ'} s^2$
Ambientes x heterose de var. do grupo 2 ($\hat{\ell h}_{ij'}$)	$s^2(\hat{\ell h}_{ij'}) = \frac{(I-1)(J'-1)(J+4)}{4IJJ'} s^2$
Ambientes x heterose específica ($\hat{\ell s}_{ijj'}$)	$s^2(\hat{\ell s}_{ijj'}) = \frac{(I-1)(J-1)(J'-1)}{IJJ'} s^2$

s^2: estimativa da variância do resíduo combinado (Q_r).

EXEMPLO DE APLICAÇÃO

Como ilustração consideram-se os cruzamentos dialélicos parciais conduzidos por Magnavaca *et al.* (1986) em vários locais. Para maior simplicidade, os dados experimentais foram utilizados parcialmente e em apenas dois locais (Tabela III).

A análise de variância conjunta, as estimativas dos parâmetros e as estimativas dos desvios padrões dessas estimativas são apresentadas nas Tabelas IV, V e VI, respectivamente. O teste de significância de cada fonte de variação, na análise de variância, é feito, conforme usualmente, através do teste F.

RESUMO

O presente trabalho apresenta a metodologia da análise de variância conjunta de cruzamentos dialélicos parciais, a partir do modelo proposto por Miranda-Filho e Geraldi (Rev. Brasil. Genet. VII, 4: 677-688, 1984) adaptado de Gardner e Eberhart (Biometrics, 22: 439-452, 1966). Esses ensaios incluem dois grupos de variedades, definidos de acordo com o interesse do melhorista, e os híbridos entre grupos. A metodologia de análise teve por base o seguinte modelo matemático: $Y_{ijj'} = \mu + \alpha d + \ell_i + \frac{1}{2}(v_j + v_{j'}) + \theta(\bar{h} + h_j + h_{j'} + s_{jj'}) + \alpha\ell d_i + \frac{1}{2}(\ell v_{ij} + \ell v_{ij'}) + \theta(\ell\bar{h}_i + \ell h_{ij} + \ell h_{ij'} + \ell s_{ijj'}) + \bar{e}_{ijj'}$, onde $Y_{ijj'}$ é a média do híbrido resultante do cruzamento entre a j-ésima variedade do grupo 1 e a j'-ésima variedade do grupo 2 no i-ésimo ambiente, sendo $\alpha = 0$ e $\theta = 1$; Y_{ijj} e $Y_{ij'j'}$ são as médias das variedades no i-ésimo ambiente, sendo $\alpha = 1$, para Y_{ijj}, $\alpha = -1$, para $Y_{ij'j'}$ e $\theta = 0$; d é uma medida da diferença entre as médias dos dois grupos de

Tabela III - Peso da espiga (t/ha, médias de duas repetições) para dois grupos de variedades e seus cruzamentos em dois locais. (Dados adaptados de Magnavaca *et al.*, 1986)

$Y_{ijj'}$	Grupo 1	Grupo 2					Totais ($Y_{ij\cdot}$)	Var. 1 (Y_{ijj})	Totais (Y_{iT})
		1'	2'	3'	4'	5'			
Local 1	1	5,4	7,4	7,5	7,8	9,2	37,3	5,7	
	2	7,7	8,0	7,1	7,8	8,7	39,3	6,6	
	3	8,3	8,2	9,0	8,6	9,1	43,2	6,3	
	4	8,1	9,1	9,7	9,7	9,2	45,8	6,1	
Totais ($Y_{1\cdot j'}$)		29,5	32,7	33,3	33,9	36,2	165,6 (Y_{1H})	24,7 ($Y_{1(1)}$)	
Var. 2 ($Y_{1j'j'}$)		6,2	5,2	6,5	7,6	5,5	31,0 ($Y_{1(2)}$)		221,3 (Y_{1T})
Local 2	1	6,2	4,5	6,2	5,0	6,4	28,3	4,8	
	2	3,3	5,8	7,2	6,7	6,6	29,6	3,7	
	3	5,9	7,5	6,7	6,9	6,2	33,2	4,7	
	4	8,3	7,7	8,5	8,6	7,3	40,4	6,0	
Totais ($Y_{2\cdot j'}$)		23,7	25,5	28,6	27,2	26,5	131,5 (Y_{2H})	19,2 ($Y_{2(1)}$)	
Var. 2 ($Y_{2j'j'}$)		2,4	4,0	3,9	3,0	3,1	16,4 ($Y_{2(2)}$)		167,1 (Y_{2T})

Totais envolvendo locais

$Y_{\cdot jj'}$	Grupo 1	Grupo 2					Totais ($Y_{\cdot j\cdot}$)	Var. 1 ($Y_{\cdot jj}$)
		1'	2'	3'	4'	5'		
	1	11,6	11,9	13,7	12,8	15,6	65,6	10,5
	2	11,0	13,8	14,3	14,5	15,3	68,9	10,3
	3	14,2	15,7	15,7	15,5	15,3	76,4	11,0
	4	16,4	16,8	18,2	18,3	16,5	86,2	12,1
Totais ($Y_{\cdot\cdot j'}$)		53,2	58,2	61,9	61,1	62,7	297,1 ($Y_{\cdot H}$)	43,9 ($Y_{\cdot(1)}$)
Var. 2 ($Y_{\cdot j'j'}$)		8,6	9,2	10,4	10,6	8,6	47,4 ($Y_{\cdot(2)}$)	388,4 ($Y_{\cdot T}$)

Tabela IV - Análise de variância conjunta dos dialélicos parciais (Tabela III).

Fontes de variação	GL	SQ	QM	F
Locais (L)	1	50,6486	50,6486	61,07**
Populações (P)	28	112,4092	4,0146	4,84**
Variedades 1 (V1)	3	19,0862	6,3621	7,67**
Variedades 2 (V2)	4	6,4495	1,6124	1,94
Grupos (G)	1	5,4583	5,4583	6,58**
Heterose (H)	20	81,4158	4,0708	4,91**
H. média (HM)	1	65,8884	65,8884	79,45**
H. variedade 1 (HV1)	3	6,9756	2,3252	2,80*
H. variedade 2 (HV2)	4	2,9031	0,7258	0,88
H. específica (HE)	12	5,6487	0,4707	0,57
Interação L x P	28	23,7012	0,8465	1,02
L x V1	3	2,9995	0,9998	1,21
L x V2	4	1,9647	0,4912	0,59
L x G	1	2,9161	2,9161	3,52
L x H	20	15,8228	0,7911	0,95
L x HM	1	0,6025	0,6025	0,73
L x HV1	3	0,4696	0,1565	0,19
L x HV2	4	3,2496	0,8124	0,98
L x HE	12	11,5010	0,9584	1,16
Resíduo combinado	56	—	0,8293	

*Significativo a 5% de probabilidade; **significativo a 1% de probabilidade.

variedades; ℓ_i é o efeito do i-ésimo ambiente; m, v_j, $v_{j'}$, $\bar{h}$, h_j, $h_{j'}$, $s_{jj'}$ e $\bar{e}_{ijj'}$ são definidos por analogia ao modelo de Gardner e Eberhart (1966) e os demais parâmetros representam as diferentes interações com ambientes. Os estimadores dos vários parâmetros e as expressões para as somas de quadrados na análise de variância foram obtidos através do método dos quadrados mínimos. Um exemplo para ilustrar o método de análise é apresentado.

Tabela V - Estimativas dos efeitos de heterose específica ($s_{jj'}$), variedade (v_j e $v_{j'}$), heterose de variedade (h_j e $h_{j'}$), interação local x heterose específica ($\ell s_{ijj'}$), interação local x variedade (ℓv_{ij} e $\ell v_{ij'}$), interação local x heterose de variedade (ℓh_{ij} e $\ell h_{ij'}$), média dos grupos de variedades (μ), diferença entre grupos de variedades (d), heterose média ($\bar{h}$), interação local x diferença entre grupos de variedades (ℓd_i) e interação local x heterose média ($\ell \bar{h}_i$).

$\hat{s}_{jj'}$	Grupo 1	Grupo 2					$\hat{v}_j$	$\hat{h}_j$
		1'	2'	3'	4'	5'		
	1	0,0175	-0,4575	-0,0200	-0,3700	0,8300	-0,2375	-0,7788
	2	-0,6125	0,1625	-0,0500	0,1500	0,3500	-0,3375	-0,3688
	3	0,2375	0,3625	-0,1000	-0,1000	-0,4000	0,0125	0,2063
	4	0,3575	-0,0675	0,1700	0,3200	-0,7800	0,5625	0,9113
$\hat{v}_{j'}$		-0,4400	-0,1400	0,4600	0,5600	-0,4400	–	–
$\hat{h}_{j'}$		-0,5575	-0,0825	0,0800	-0,0700	0,6300	–	–

Interações com Locais

$\hat{s}_{ijj'}$	Grupo 1	Grupo 2					$\hat{\ell v}_{ij}$	$\hat{\ell h}_{ij'}$
		1'	2'	3'	4'	5'		
Local 1	1	-1,1725	0,5025	0,0150	0,5150	0,1400	-0,2375	0,1662
	2	1,3575	0,0825	-0,7550	-0,4050	-0,2800	0,7625	-0,2638
	3	0,3275	-0,6975	0,4150	-0,1350	0,0900	0,1125	0,0913
	4	-0,5125	0,1125	0,3250	0,0250	0,0500	-0,6375	0,0062
$\hat{\ell v}_{1j'}$		0,4400	-0,8600	-0,1600	0,8400	-0,2600	–	–
$\hat{\ell h}_{1j'}$		-0,3475	0,4775	-0,1850	-0,4350	0,4900	–	–
Local 2	1	1,1725	-0,5025	-0,0150	-0,5150	-0,1400	0,2375	-0,1662
	2	-1,3575	-0,0825	0,7550	0,4050	0,2800	-0,7625	0,2638
	3	-0,3275	0,6975	-0,4150	0,1350	-0,0900	-0,1125	-0,0913
	4	0,5125	-0,1125	-0,3250	-0,0250	-0,0500	0,6375	-0,0062
$\hat{\ell v}_{2j'}$		-0,4400	0,8600	0,1600	-0,8400	0,2600	–	–
$\hat{\ell h}_{2j'}$		0,3475	-0,4775	0,1850	0,4350	-0,4900	–	–

$\hat{\mu} = 6,6966$; $\hat{d} = 0,3737$; $\hat{\ell}_1 = 1,0738$; $\hat{\ell}_2 = -1,0738$; $\hat{\bar{h}} = 2,3137$; $\hat{\ell d}_1 = -0,3862$; $\hat{\ell d}_2 = 0,3862$; $\hat{\ell \bar{h}}_1 = -0,2212$; $\hat{\ell \bar{h}}_2 = 0,2212$.

Tabela VI - Estimativas dos desvios padrões das estimativas dos parâmetros apresentadas na Tabela V.

Estimativas dos parâmetros	Estimativas dos desvios padrões
$\hat{\mu}$	$s(\hat{\mu}) = 0{,}2160$
$\hat{d}$	$s(\hat{d}) = 0{,}2160$
$\hat{v}_j$	$s(\hat{v}_j) = 0{,}5577$
$\hat{v}_{j'}$	$s(\hat{v}_{j'}) = 0{,}5760$
$\hat{\bar{h}}$	$s(\hat{\bar{h}}) = 0{,}2596$
$\hat{h}_j$	$s(\hat{h}_j) = 0{,}3741$
$\hat{h}_{j'}$	$s(\hat{h}_{j'}) = 0{,}4073$
$\hat{s}_{jj'}$	$s(\hat{s}_{jj'}) = 0{,}4988$
$\hat{\ell}_i$	$s(\hat{\ell}_i) = 0{,}2160$
$\widehat{\ell d}_i$	$s(\widehat{\ell d}_i) = 0{,}2160$
$\widehat{\ell v}_{ij}$	$s(\widehat{\ell v}_{ij}) = 0{,}5577$
$\widehat{\ell v}_{ij'}$	$s(\widehat{\ell v}_{ij'}) = 0{,}5760$
$\widehat{\ell \bar{h}}_i$	$s(\widehat{\ell \bar{h}}_i) = 0{,}2596$
$\widehat{\ell h}_{ij}$	$s(\widehat{\ell h}_{ij}) = 0{,}3741$
$\widehat{\ell h}_{ij'}$	$s(\widehat{\ell h}_{ij'}) = 0{,}4073$
$\widehat{\ell s}_{ijj'}$	$s(\widehat{\ell s}_{ijj'}) = 0{,}4988$

REFERÊNCIAS

Gama, E.E.G., Viana, R.T., Naspolini Filho, V. and Magnavaca, R. (1984). Heterosis for four characters in nineteen populations of maize (*Zea mays* L.). *Egypt J. Genet. Cytol. 13*: 69-80.

Gardner, C.O. and Eberhart, S.A. (1966). Analysis and interpretation of the variety cross diallel and related populations. *Biometrics 22*: 429-452.

Gomide, F.B. (1980). Cruzamentos dialélicos entre variedades de Milho (*Zea mays* L.). UFV. 71p. Dissertação de mestrado.

Griffing, B. (156a). A generalized treatment of the use of diallel crosses in quantitative inheritance. *Heredity 10*: 31-50.

Griffing, B. (1956b). Concept of general and specific combining ability in relation to diallel crossing systems. *Aust. J. Biol. Sci.* *9*: 463-493.

Hallauer, A.R. and Miranda-Filho, J.B. (1981). *Quantitative Genetics in Maize Breeding.* Iowa State University Press, Ames, Iowa, pp. 468.

Kempthorne, O. and Curnow, R.N. (1961). The partial diallel cross. *Biometrics 17*: 229-250.

Magnavaca, R., Oliveira, A.C., Morais, A.R., Gama, E.E.G. e Santos, M.X. Seleção de híbridos de famílias de alta qualidade protéica. (No prelo).

Matzinger, D.F., Sprague, G.F. and Cockerham, C.C. (1959). Diallel crosses of maize in experiments repeated over locations and years. *Agron. J. 51*: 346-350.

Miranda-Filho, J.B. and Geraldi, I.O. (1984). An adapted model for the analysis of partial diallel crosses. *Rev. Brasil. Genet. VII*: 677-688.

Miranda-Filho, J.B. e Rissi, R. (1975). Interação de efeitos genéticos com anos em um cruzamento dialélico intervarietal em milho. In: *Rel. Cient. I. Gen.*, ESALQ. Piracicaba, *9*: 102-114.

Morais, A.R., Oliveira, A.C., Gama, E.E.G. e Souza Júnior, C.L. Método de análise de cruzamentos dialélicos repetidos em vários ambientes. (No prelo).

Yates, F. (1947). Analysis of data from all possible reciprocal crosses between a set of parental lines. *Heredity 1*: 287-307.

(Recebido em 20 de Novembro de 1986)