SOMAS DE QUADRADOS E HIPÓTESES ASSOCIADAS AO MODELO DIALÉLICO DE GARDNER E EBERHART

PAULO CÉSAR LIMA[1]
DANIEL FURTADO FERREIRA[1]
JULIO SÍLVIO DE SOUSA BUENO FILHO[1]
MAGNO ANTÔNIO PATTO RAMALHO[2]

RESUMO – Quando o modelo estatístico não é ortogonal ou nos casos de desbalanceamento, existem diferentes critérios para a formulação de hipóteses que geram diferentes valores para as somas de quadrados. O modelo de análise dialélica proposto por Gardner e Eberhart (1966) é um dos mais utilizados, mas apresenta uma não-ortogonalidade dos parâmetros genéticos. Objetivou-se com este estudo determinar de que forma são afetadas as somas de quadrados dos efeitos do modelo e suas hipóteses associadas, inclusive em casos de perdas de parcelas. Foram utilizados exemplos de dialelos completos e parciais, obtendo-se as somas de quadrados do tipo I por meio de reduções sucessivas do modelo superparametrizado, que foram comparadas com as somas de quadrados do tipo III, obtidas com o algorítmo inversa-de-parte-da-inversa. As hipóteses associadas a essas somas de quadrados também foram comparadas, sendo as do tipo I obtidas pelas funções estimáveis conforme o GLM do SAS, e as do tipo III, por meio do procedimento descrito por Searle (1987), que corresponde à obtenção da solução de $W_r\dot{\beta} = W\beta$. Pelos resultados, verificou-se que a análise dos dialelos completos e parciais, com ou sem perdas de parcelas, foi afetada de maneira análoga nas somas de quadrados e hipóteses associadas. Também verificou-se que as perdas de cruzamentos provocaram variação nas somas de quadrados tipos I e III e hipóteses associadas da maioria dos efeitos, e que as hipóteses sobre a heterose não foram afetadas por perda de parcelas de genitores. Os dialelos completos e parciais, sem perdas de parcelas, apresentaram variação entre as somas de quadrados e hipóteses associadas tipos I e III apenas para genitores, confirmando tratar-se de modelo naturalmente não-ortogonal.

TERMOS PARA INDEXAÇÃO: Não-ortogonalidade, dialelo, soma de quadrados tipo III.

SOME INSIGHTS INTO THE SUMS OF SQUARE AND ASSOCIATED HYPOTHESES OF THE GARDNER AND EBERHART DIALLEL MODEL

ABSTRACT – The diallel analysis model proposed by Gardner and Eberhart (1966) has been used to evaluate and select superior genotypes in plant breeding programs and to study several characters of genetic inheritance. However, the diallel model is non orthogonal as pointed out by the authors. Dependencies can also be generated by losses of genotypes' means, and that can lead to erroneous interpretation of the tested hypotheses because when the model is non orthogonal or unbalanced there are different approaches to the proposed hypotheses that generate different values for the sums of squares. This work intends to determine how the sums of squares of the diallel model effect and their associated hypotheses are affected, including the situations of losses of genotype means. Examples of complete and partial diallels were used and the type I sums of squares were determined by means of successive reductions of the unrestricted model according to the procedure used by the SAS and they were compared with the type III sums of squares, obtained through the inverse-of-part-of-inverse algorithm. The associated hypotheses were also compared. The type I was obtained through the estimable functions reported in the GLM of the SAS system and the type III was obtained by means of the procedure described by Searle (1987), that are

1. Professores do Departamento de Ciências Exatas da UNIVERSIDADE FEDERAL DE LAVRAS/UFLA – Caixa Postal 37 – 37200-000 – Lavras, MG.
2. Professor do Departamento de Biologia da UFLA.

correspondent to obtain the solution of $W_r\dot{\beta} = W\beta$. The analysis of the complete and partial diallel models, with or without losses of means, was affected in a way similar to the sums of squares and associated hypotheses. It was verified that the losses of crossing means affected in a different way the type I and III sums of squares and the associated hypotheses of most of the effects and that heterosis was not affected by losses of parents' means. The complete and partial diallel, without losses of means, only presented differences between the sums of squares and associated type I and III hypotheses for parents confirming the natural non-orthogonality of the adopted model.

INDEX TERMS: Non-orthogonality, diallel analysis, diallel, Tipe III sum of square.

INTRODUÇÃO

Uma das técnicas utilizadas para a escolha de genitores, de cruzamentos e para o conhecimento da herança genética é a da análise das médias obtidas nos cruzamentos dialélicos. Existem várias metodologias propostas que fornecem estimativas de parâmetros úteis para tais estudos.

O trabalho de Sprague e Tatum (1942) foi um dos primeiros a propor um modelo de análise para os cruzamentos dialélicos. Os autores utilizaram as expressões Capacidade Geral de Combinação (CGC) e Capacidade Específica de Combinação (CEC) para designar características devidas aos efeitos genéticos aditivos e aos efeitos dominantes e epistáticos, respectivamente. Assim, a CGC indicaria o comportamento médio do genitor nos cruzamentos e a CEC, a performance das combinações híbridas. Surgiram propostas de análise, como a de Hull (1945), que empregou modelos de regressão para o estudo do efeito da interação alélica de dominância para os genes relacionados à produção de sementes; a de Yates (1947), que apresentou um modelo de análise de variância para uma tabela dialélica com perda de alguns híbridos, e a de Jinks e Hayman (1953), que definiram um modelo fixo com cinco parâmetros genéticos para expressar a variação em uma tabela dialélica com as médias de um grupo de linhagens

A metodologia proposta por Hayman (1954) fornece muitas informações genéticas sobre os genitores e sobre os cruzamentos, porém, além de as condições exigidas por essa metodologia serem muito rigorosas, foi criticada por Kempthorne (1956), Gilbert (1958) e outros autores, por empregar um modelo inerentemente não-ortogonal. Walters e Gale (1977) e Walters e Morton (1978) discutiram formas de remover os efeitos dessa não-ortogonalidade do modelo de Hayman (1954). Mesmo assim, essa metodologia não tem sido muito empregada pelos pesquisadores.

Griffing (1956) propôs quatro modelos estatísticos diferentes, dependendo do tipo de tabela dialélica a ser analisada, e Gardner e Eberhart (1966) propuseram um modelo de análise dialélica que viria a ser um dos mais empregados pelos geneticistas e melhoristas para a análise dos cruzamentos entre variedades, baseado no estudo genético de populações por meio das médias obtidas dos cruzamentos, em vez das estimativas de variâncias.

Conforme Vencovsky (1970), os modelos de Griffing (1956), Hayman (1954) e de Sprague e Tatum (1942), assim como o modelo de Gardner e Eberhart (1966), também podem ser empregados para a análise de médias dos cruzamentos dialélicos envolvendo populações. No entanto, verifica-se que os modelos de Griffing (1956) e o de Gardner e Eberhart (1966) são os mais utilizados para a análise das tabelas dialélicas provenientes dos cruzamentos intervarietais.

Para os modelos mais utilizados, dois pesquisadores desenvolveram adaptações das metodologias propostas para os dialelos completos para serem utilizadas na análise dos dialelos parciais. Miranda Filho e Geraldi (1984) adaptaram o modelo de Gardner e Eberhart (1966), e Geraldi e Miranda Filho (1988) apresentam as adaptações para a metodologia de Griffing (1956), métodos 2 e 4.

As somas de quadrados da análise de variância da metodologia de Gardner e Eberhart (1966) são obtidas baseando-se no modelo superparametrizado e determinando-se as somas de quadrados dos parâmetros por meio de ajustes em seqüência. Assim, essas somas de quadrados são dependentes da ordem de entrada no modelo do parâmetro considerado. São equivalentes às somas de quadrados do Tipo I, do procedimento General Linear Models – GLM, do sistema de programas computacionais para análises estatísticas, SAS INSTITUTE (1995).

Além do desbalanceamento ocasionado por perdas de médias das tabelas dialélicas, a não-ortogonalidade do modelo estatístico pode provocar problemas na problemas na interpretação de hipóteses associadas às somas de quadrados da análise de variância, quer seja em decorrência de hipóteses muito complexas, quer seja do desconhecimento do tipo de hipótese que está sendo testada.

Segundo Eberhart e Gardner (1966), os parâmetros do modelo proposto por eles exibem uma não-ortogonalidade genética parcial. Para os sistemas computacionais que incluem análise de variância, o desbalanceamento ou a não-ortogonalidade do modelo estatístico não causam dificuldades e podem ser geradas diferentes tabelas de análises de variância. Sendo assim, para um pesquisador não atento, pode ocorrer de se testar uma hipótese julgando estar testando outra.

Com este trabalho, visou-se a determinar como as somas de quadrados e as respectivas hipóteses associadas às análises dialélicas são afetadas pela não-ortogonalidade genética parcial do modelo de Gardner e Eberhart (1966) e pelo desbalanceamento provocado pela perda de parcelas dos genitores e dos cruzamentos nos dialelos completos e nos dialelos parciais.

MATERIAL E MÉTODOS

Foi estudada a metodologia proposta por Gardner e Eberhart (1966) para a análise dos dialelos completos e dos dialelos parciais. Para os dialelos parciais, utilizou-se a adaptação proposta por Miranda Filho e Geraldi (1984) do modelo de Gardner e Eberhart (1966). O modelo de Gardner e Eberhart (1966) é freqüentemente apresentado da forma:

$$y_{jj'} = \mu + \frac{1}{2}(v_j + v_{j'}) + \theta\,(hm + h_j + h_{j'} + s_{jj'}) + \bar{e}_{jj'}$$

em que $y_{jj'}$ é a média para o cruzamento ($j \neq j'$) ou para um genitor ($j = j'$), com

$j = 1, 2, ..., p$ e $j' = 1, 2, ..., p$;

μ representa uma constante inerente a todas as médias;

v_j e $v_{j'}$ representam os efeitos dos pais j e j', respectivamente;

hm é o efeito da heterose média;

h_j e $h_{j'}$ representam os efeitos das heteroses dos pais j e j', respectivamente;

$s_{jj'}$ representa o efeito da heterose específica;

$\bar{e}_{jj'}$ é o erro experimental médio suposto $\overset{iid}{\sim} \mathbf{N}(0, s^2)$.

Neste modelo, θ é uma variável indicadora que assume o valor 0, quando $j = j'$ e o valor 1, para $j \neq j'$. Admite-se que $s_{jj'} = s_{j'j}$ e, assim sendo, emprega-se apenas meia tabela dialélica para efetuar a análise de variânca. Para as tabelas dialélicas parciais, o modelo proposto é:

$$y_{jj'} = \mu + \alpha d + \frac{1}{2}(v_j + v_{j'}) + \theta(hm + h_j + h_{j'} + s_{jj'}) + \bar{e}_{jj'}$$

que corresponde a uma alteração do modelo de Gardner e Eberhart (1966), sendo $y_{jj'}$ a média do cruzamento entre o j-ésimo pai do grupo 1 ($j = 1, 2, ..., J$) com o j'-ésimo genitor do grupo 2 ($j' = 1, 2, ..., J'$). A variável indicadora α assume o valor 1 para médias dos genitores do grupo 1, -1 para genitores do grupo 2, o valor 0 para as médias dos cruzamentos e d representa a diferença entre as médias dos grupos de pais.

O modelo de Gardner e Eberhart (1966) pode ser representado na forma matricial como:

$$Y = X\beta + \varepsilon$$

em que Y é um vetor de dimensões n x 1 contendo as médias da tabela dialélica; X é uma matriz com os coeficientes relacionados aos parâmetros do modelo, de dimensões n x m, sendo m o número de parâmetros de efeitos fixos; β é o vetor de dimensões m x 1 de parâmetros do modelo; ε é o vetor n x 1 de erros, admitindo-se a estrutura de Gauss-Markov: $\varepsilon \sim N(\phi, I\sigma^2)$.

Para os dialelos completos com p pais, têm-se que: $n = p\,(p + 1)/2$ e $m = 1 + (p+1)(p+2)/2$ e, para os dialelos parciais com J pais no Grupo 1 e J' pais no Grupo 2, as dimensões serão: $n = (J+1)(J'+1) - 1$ e $m = (J+2)(J'+2)-1$.

Para os dialelos completos, foram utilizados exemplos de dialelos com 4 pais (CRUZ e REGAZZI, 1994), com 5 pais (VENCOVSKY e BARRIGA, 1992) e outros casos com diferentes números de pais. Para os dialelos parciais, foram utilizados exemplos como os seguintes: 3x2, 3x3, 4x4, 5x3, 5x4, 6x3.

Também foram simuladas perdas de parcelas em todos esses casos, com números diferentes de parcelas perdidas e em diferentes situações, considerando-se a perda de parcelas de híbridos e de pais. Para todos os casos, foram calculadas as somas de quadrados do Tipo I, as somas de quadrados do Tipo III e obtidas as hipóteses associadas a essas somas de quadrados.

As somas de quadrados do Tipo I foram obtidas por reduções sucessivas do modelo geral de forma equivalente ao procedimento utilizado pelo GLM do programa SAS.

As somas de quadrados do Tipo III foram obtidas utilizando-se o algoritmo proposto por Searle (1987), denominado de inversa-de-parte-da-inversa. Tomando-se o modelo restrito obtido por meio de restrições do tipo soma-igual-a-zero (modelo Σ), tem-se $\hat{\dot{\beta}} = (X'_r X_r)^{-1} X'_r Y$, em que $\hat{\dot{\beta}}$ é o vetor dos estimadores dos parâmetros e X_r é a matriz do modelo sob restrição. A matriz X_r é obtida substituindo-se em X as colunas linearmente dependentes pelas combinações lineares correspondentes. Por meio de partições apropriadas de $\hat{\dot{\beta}}$ e de $(X'_r X_r)^{-1}$, tem-se que a soma de quadrados referente ao parâmetro k é dada por SQ Parâmetro k = $\hat{\dot{\beta}}'_k \tau_k^{-1} \hat{\dot{\beta}}_k$, em que τ_k é a partição de $(X'_r X_r)^{-1}$ concernente ao parâmetro k.

Essas somas de quadrados testam hipóteses da igualdade a zero, de cada parâmetro sob restrição. Obtidas essas somas de quadrados, foram feitas as comparações com as somas de quadrados do tipo I, observando-se as diferenças numéricas entre elas, para todos os efeitos dos parâmetros dos modelos correspondentes.

Para o estudo das hipóteses associadas às somas de quadrados do Tipo I, foram obtidas as funções estimáveis conforme o procedimento utilizado pelo GLM do SAS. Considerando um modelo com p parâmetros, excetuando-se a constante μ, as funções estimáveis do Tipo I relativas ao parâmetro k podem ser obtidas por $G_k^* = (X'_k M_{k-1} X_k)^{-} G_k$ sendo:

$$M_k = M_{k-1} - M_{k-1} X_k (X'_k M_{k-1} X_k)^{-} X'_k M_{k-1}$$

$$M_0 = I,$$

$$G_k = \lfloor \underbrace{\phi \,|\, \phi \,|\, \ldots \,|\, \phi}_{\text{k-1 partições}} \,|\, X'_k M_{k-1} X_k \,|\, X'_k M_{k-1} X_{k+1} \,|\, \ldots \,|\, X'_k M_{k-1} X_p \rfloor$$

As matrizes X_k são partições da matriz X, cada qual contendo as colunas de X relativas ao parâmetro k.

Para as hipóteses associadas às somas de quadrados do Tipo III, foi empregada a relação descrita por Searle (1987): $W_r \dot{\beta} = W\beta$, sendo W_r e W matrizes com as r linhas não-colineares de X_r e X; respectivamente, X_r corresponde ao modelo restrito, e X, ao modelo superparametrizado de Gardner e Eberhart (1966) ou ao modelo adaptado aos dialelos parciais; $\dot{\beta}$ e β são os vetores de parâmetros dos modelos restrito e superparametrizado, respectivamente. Logo, tem-se que: $\dot{\beta} = W_r^{-1} W\beta$. As hipóteses relativas às somas de quadrados do Tipo I foram comparadas com as hipóteses associadas às somas de quadrados do Tipo III, também para cada dialelo analisado, para verificar a existência de diferenças entre elas, tanto com relação aos parâmetros envolvidos em cada função linear quanto aos seus coeficientes nessas funções.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

As somas de quadrados tipos I e III obtidas utilizando o modelo de Gardner e Eberhart (1966), para os dialelos completos e parciais sem perdas ou com perdas apenas de parcelas de genitores, apresentaram valores diferentes apenas para o efeito de Pais. Nas Tabelas 1 e 2 são apresentadas as somas de quadrados obtidas para dialelos completos e parciais, sem e com perdas de parcelas de genitores. Resultados semelhantes foram verificados para outros dialelos com diferentes números de pais, observando-se que, independentemente do número de pais, as somas de quadrados dos tipos I e III para o efeito de Pais não são correspondentes. No entanto, para a heterose média, a heterose de genitores e para a heterose específica, as somas de quadrados tipos I e III foram sempre equivalentes. Pelos resultados obtidos para os dialelos sem perdas de parcelas, admite-se que Eberhart e Gardner (1966) tinham razão quando afirmaram que esse modelo de análise apresenta uma "não-ortogonalidade parcial dos parâmetros genéticos", embora não tivessem indicado como a análise dialélica seria afetada.

Nos dialelos completos, quando ocorreram perdas de parcelas não só de genitores, mas também de cruzamentos, verificaram-se variações nas somas de quadrados tipos I e III para Genitores e também para o efeito da Heterose Média. Foram testados diferentes padrões de perdas envolvendo pelo menos uma parcela de cruzamento e sempre foram observados resultados semelhantes. Os valores obtidos para alguns exemplos estão apresentados na Tabela 3.

Pode-se pensar que os efeitos de heterose são estimados por combinações lineares apenas de parcelas de cruzamentos, pois as somas de quadrados tipos I e III para os efeitos da Heterose de Pais e Heterose Específica são sempre equivalentes, até mesmo quando existem perdas de parcelas de genitores.

TABELA 1 – Somas de Quadrados Tipos I e III para os Dialelos Completos com 5 Pais.

Efeitos	Sem Perdas de Parcelas		Perdas de 2 Parcelas de Pais	
	SQ I	**SQ III**	**SQ I**	**SQ III**
Pais	255,2048	170,0204	157,7729	84,7387
Heterose Média	0,1347	0,1347	1,1623	1,1623
Heterose de Pais	28,4672	28,4672	23,1173	23,1173
Heterose Específica	26,4988	26,4988	26,4988	26,4988

TABELA 2 – Somas de Quadrados dos Tipos I e III para Dialelos Parciais.

Efeitos	5 e 5 Pais sem Perdas		3 e 3 Pais (uma Parcela Perdida de Pai)	
	SQ I	**SQ III**	**SQ I**	**SQ III**
Pais do Grupo 1	0,3922	0,0442	120,5985	103,6865
Pais do Grupo 2	5,5713	4,6494	96,8913	5,2442
Heterose Média	3,7138	3,7138	0,2978	0,2978
Heterose de Pais do Grupo 1	0,2444	0,2444	0,0304	0,0304
Heterose de Pais do Grupo 2	1,2477	1,2477	63,0792	63,0792
Heterose Específica	0,6450	0,6450	17,3268	17,3268

TABELA 3 – Somas de Quadrados dos Tipos I e III para os Dialelos Completos com Perda de pelo menos uma Parcela de Cruzamento.

Efeitos	5 Pais (perda de 1 F_1)		5 Pais (perda de 1 F_1 e 1 pai)		5 Pais (perda de 2 F_1 ´s)	
	SQ I	**SQ III**	**SQ I**	**SQ III**	**SQ I**	**SQ III**
Pais	272,0298	170,0204	235,8574	160,6175	277,020	170,0204
H.Média	1,5794	0,0748	0,06160	0,5986	3,4378	2,9127
H.de Pais	14,1963	14,1963	34,5446	34,5446	14,4905	14,4905
H.Específica	22,3420	22,3420	17,4676	17,4676	15,1953	15,1953

A perda de parcelas de cruzamentos tem maior influência nas diferenças entre as somas de quadrados tipos I e III, afetando um maior número de efeitos do modelo. Para os dialelos parciais, quando as parcelas perdidas são referentes a cruzamentos, foram diferentes as somas de quadrados para os efeitos de Genitores do grupo 1, Genitores do grupo 2, Heterose Média e Heterose de Genitores do grupo 1. Esses resultados foram verificados em todos os casos de dialelos parciais, com perdas de uma ou mais parcelas de cruzamentos, inclusive para diferentes padrões de perdas, como, por exemplo, considerando cruzamentos com pais comuns ou não. Novamente, têm-se resultados semelhantes para os dialelos parciais e os dialelos completos, considerando que, nos casos de parcelas perdidas de cruzamentos, todos os efeitos, exceto os dois últimos do modelo, apresentaram somas de quadrados tipos I e III não-concordantes. Na Tabela 4 são apresentadas as somas de quadrados tipos I e III para dois exemplos.

Comparando-se os resultados obtidos para as somas de quadrados de Pais e os da Heterose Média, alguns dos quais são apresentados nas Tabelas 1 a 4, pode-se verificar que, em muitos casos, existem diferenças marcantes entre os valores obtidos para as somas de quadrados dos tipos I e III para esses efeitos. Essas diferenças, principalmente para o efeito de Genitores, podem afetar os testes de significância, conduzindo à rejeição ou não de hipóteses sobre o efeito, dependendo do modelo de análise considerada.

Para a Heterose Específica, que é sempre o último efeito do modelo, as somas de quadrados tipos I e III são sempre equivalentes, pois essas somas de quadrados são ajustadas para todos os outros parâmetros dos modelos dos dialelos completos e parciais. Assim, para os dialelos completos, tem-se $R(\dot{s}/\dot{\mu}, \dot{v}, \dot{hm}, \dot{h})$ = R(s/μ, v, hm, h) e para os dialelos parciais, $R(\dot{s}/\dot{\mu}, \dot{d}, \dot{v}_{g1}, \dot{v}_{g2}, \dot{hm}, \dot{h}_{g1}, \dot{h}_{g2})$ = $R(s/\mu, d, v_{g1}, v_{g2}, hm, h_{g1}, h_{g2})$.

No entanto, a Heterose de Genitores nos dialelos completos e a Heterose de Genitores do Grupo 2 nos dialelos parciais, que também sempre apresentam resultados idênticos para os tipos I e III, têm as somas de quadrados tipos I e III definidas como: R(h/μ, v, hm) e $R(\dot{h}/\dot{\mu}, \dot{v}, \dot{hm}, \dot{s})$ para os dialelos completos, respectivamente, e para os dialelos parciais, definidas como: $R(h_{g2}/\mu, d, v_{g1}, v_{g2}, hm, h_{g1})$ e $R(\dot{h}_{g2}/\dot{\mu}, \dot{d}, \dot{v}_{g1}, \dot{v}_{g2}, \dot{hm}, \dot{h}_{g1}, \dot{s})$.

Ferreira (2001) demonstra que, para modelos com dois fatores α e β e a interação δ entre eles, a soma de quadrados tipo II de um dos efeitos é equivalente à soma de quadrados daquele efeito ajustado para todos ou outros, sob restrição paramétrica ponderada. Searle et al. (1981) mostram que, em algumas situações especiais, existe equivalência entre as somas de quadrados do tipo II e do tipo III. Segundo Mondardo (1994), isso geralmente ocorre porque os efeitos do último parâmetro do modelo têm soma zero e não participam das hipóteses sobre o efeito do fator anterior a ele. No caso dos dialelos completos, a soma de quadrados do tipo I para a Heterose de Genitores é equivalente à do tipo II e, para os dialelos parciais, a soma de quadrados do tipo I para a Heterose de Genitores do Grupo 2 é equivalente à do tipo II. Considerando-se o que é apresentado por Ferreira (2001), Mondardo (1994) e Searle et al. (1981), têm-se $R(\dot{h}/\dot{\mu}, \dot{v}, \dot{hm}, \dot{s})$ = R(h/μ, v, hm) e $R(\dot{h}_{g2}/\dot{\mu}, \dot{d}, \dot{v}_{g1}, \dot{v}_{g2}, \dot{hm}, \dot{h}_{g1}, \dot{s})$ = $R(h_{g2}/\mu, d, v_{g1}, v_{g2}, hm, h_{g1})$, isto é, verificam-se as igualdades entre as somas de quadrados dos tipos I e III para a Heterose de Genitores nos dialelos completos e para a Heterose de Genitores do Grupo 2 nos dialelos parciais.

TABELA 4 – Somas de Quadrados dos Tipos I e III para Dialelos Parciais com uma Parcela de Cruzamento Perdida.

Efeitos	3 e 2 Pais		3 e 3 Pais	
	SQ I	**SQ III**	**SQ I**	**SQ III**
Pais Grupo 1	1,6571	0,0377	25,8384	8,5185
Pais Grupo 2	0,0254	0,1171	104,6493	11,9894
Heterose Média	0,2913	0,6405	7,0361	4,8711
Heterose de Pais do Grupo 1	5,2329	5,1582	52,8586	44,8419
Heterose de Pais do Grupo 2	0,0068	0,0068	46,5924	46,5924
Heterose Específica	0,0014	0,0014	61,3644	61,3644

Para o efeito da Heterose de Genitores do Grupo 1, nos dialelos parciais, isso não se verifica, pois a soma de quadrados do tipo I, $R(h_{g1}/\mu, d, v_{g1}, v_{g2}, hm)$ não é equivalente à do tipo II, $R(h_{g1}/\mu, d, v_{g1}, v_{g2}, hm, h_{g2})$. Salienta-se que a definição de grupo 1 e grupo 2 é arbitrária, mas a diferença entre as somas de quadrados tipos I e III sempre ocorre para o efeito de Genitores que compõem o grupo 1.

Essas alterações indicam a necessidade da obtenção de uma análise dialélica que apresente somas de quadrados com efeitos de um fator ajustado para todos os outros, como as somas de quadrados do Tipo III. Essas somas de quadrados testam hipóteses relativas a um efeito livre dos efeitos dos outros parâmetros do modelo e as estimativas obtidas sob restrições paramétricas utilizadas no tipo III têm sentido biológico e são de fácil interpretação pelos melhoristas (CRUZ e VENCOVSKY, 1989; VIANA, 2000).

As hipóteses associadas às somas de quadrados dos efeitos do modelo de Gardner e Eberhart (1966) definem a origem das diferenças observadas entre os resultados para as somas de quadrados dos tipos I e III nos exemplos de dialelos completos e dialelos parciais estudados.

As hipóteses associadas às somas de quadrados do tipo I são apresentadas na forma das funções estimáveis obtidas pela metodologia utilizada pelo GLM do SAS. As hipóteses do tipo I para o efeito de Genitores para os dialelos completos com 4 pais podem ser expressas por:

$$H_0: L'\beta = L1\ v_1 + L2\ v_2 + L3\ v_3 - (L1 + L2 + L3)v_4 + 2/3L1\ h_1 + 2/3L2\ h_2 + 2/3L3\ h_3 - 2/3(L1 + L2 + L3)h_4 + 1/3(L1 + L2)s_{12} + 1/3(L1 + L3)s_{13} - 1/3(L2 + L3)s_{14} + 1/3(L2 + L3)s_{23} - 1/3(L1 + L3)s_{24} - 1/3(L1 + L2)s_{34} = 0$$

Observa-se que, para o tipo I, não é possível formular hipóteses sobre os efeitos de Genitores livres dos efeitos dos outros parâmetros do modelo. Tomando-se $L1 = 1$, $L2 = L3 = 0$ como exemplo, tem-se $H_o = v_1 - v_4 + 2/3(h_1 - h_4) + 1/3(s_{12} + s_{13} - s_{24} - s_{34}) = 0$.

Portanto, não é possível testar o efeito de Genitores livre dos efeitos de outros parâmetros do modelo (heterose de genitores e heterose específica).

As relações entre os parâmetros do modelo restrito e do modelo irrestrito foram obtidas pelo procedimento descrito por Searle (1987). As relações encontradas para os efeito de Genitores nos dialelos completos com 4 pais foram:

$$\begin{cases} \dot{v}_1 = 3/4\ v_1 - 1/4\ v_2 - 1/4\ v_3 - 1/4\ v_4 \\ \dot{v}_2 = -1/4\ v_1 + 3/4\ v_2 - 1/4\ v_3 - 1/4\ v_4 \\ \dot{v}_3 = -1/4\ v_1 - 1/4\ v_2 + 3/4\ v_3 - 1/4\ v_4 \end{cases}$$

Para o tipo III, interessa testar a igualdade de cada parâmetro (sob restrição) a zero, o que não é possível no tipo I. Por exemplo, para a hipótese H_0: $\dot{v}_1 = 0$, tem-se:

$$H_0: \dot{v}_1 = 0 \Rightarrow H_0: 3/4\ v_1 - 1/4\ v_2 - 1/4\ v_3 - 1/4\ v_4 = 0$$

Com essas relações, verificam-se que, no modelo irrestrito, as hipóteses associadas às somas de quadrados do tipo III para Genitores podem ser:

$$H_0: \begin{cases} 3/4\ v_1 - 1/4\ v_2 - 1/4\ v_3 - 1/4\ v_4 = 0 \\ -1/4\ v_1 + 3/4\ v_2 - 1/4\ v_3 - 1/4\ v_4 = 0 \\ -1/4\ v_1 - 1/4\ v_2 + 3/4\ v_3 - 1/4\ v_4 = 0 \end{cases}$$

Como as hipóteses relativas aos efeitos de Genitores são livres dos efeitos dos outros parâmetros, a soma de quadrados para Genitores é obtida ajustada para todos os outros efeitos, ou seja, $R(\dot{v}/\dot{\mu}, \dot{hm}, \dot{h}, \dot{s}) = SQ(H_0)$. As funções estimáveis para o tipo I dos efeitos da Heterose Média, Heterose de Genitores e Heterose Específica foram equivalentes.

Em todos os exemplos de dialelos estudados, as hipóteses associadas às somas de quadrados do tipo I para o efeito de Genitores foram sempre mais complexas, envolvendo combinações lineares de todos os outros parâmetros do modelo (pais, heterose média, heterose dos pais e heterose específica), o que dificulta, sobremaneira, a sua interpretação prática. As hipóteses relativas ao tipo III são funções apenas dos efeitos dos genitores. O mesmo padrão de hipóteses associadas às somas de quadrados tipos I e III é verificado para os dialelos completos com qualquer número de pais.

Para os dialelos completos com perda de parcelas de genitores, as hipóteses relativas aos modelos I e III também não são equivalentes, como nos casos em que não ocorrem perdas de parcelas. Para os dialelos completos com perda de parcelas, sendo, no mínimo, uma parcela de cruzamento, as diferenças entre as hipóteses associadas às somas de quadrados dos tipos I e III foram observadas para o efeito de Genitores e o efeito da Heterose Média. Por meio das funções estimáveis, verifica-se que as hipóteses do tipo I, relativas aos efeitos de Genitores, possuem participação de outros efeitos do modelo, bem como para o efeito da Heterose Média, o que não se verifica para o tipo III.

Para os dialelos parciais, com ou sem perdas de parcelas de pais, as diferenças entre as hipótese associadas às somas de quadrados tipos I e III foram verificadas apenas para os efeitos de Genitores, tanto do grupo 1 quanto do grupo 2. Assim, como observado para os dialelos completos, as hipóteses associadas às somas de quadrados do tipo III permitem testar os efeitos de Genitores livres dos efeitos da heterose. Quando são perdidas parcelas de genitores, as relações entre as hipóteses dos efeitos de Genitores do grupo de pais que teve parcelas perdidas são expressas por funções muito mais complexas, geralmente envolvendo todos os outros parâmetros do modelo. Para os dialelos parciais com perdas de parcelas de cruzamentos, as hipóteses associadas às somas de quadrados dos tipos I e III são equivalentes apenas para os efeitos da Heterose de Genitores do Grupo 2 e da Heterose Específica.

As comparações entre as hipóteses associadas dos tipos I e III confirmam e identificam a variação detectada entre os valores das somas de quadrados dos tipos I e III, isto é, para os dialelos completos e parciais, sem ou com perdas de parcelas apenas de genitores, as hipóteses do tipo I e do tipo III para os efeitos de Genitores não são equivalentes. Para os outros efeitos, as funções estimáveis são análogas. Quando ocorrem perdas de parcelas de cruzamentos nos dialelos completos e nos parciais, as hipóteses dos tipos I e III não são equivalentes para todos os efeitos do modelo, exceto para os dois últimos, que são heterose específica e heterose de genitores (dialelos completos) e heterose específica e heterose de genitores do grupo 2 (dialelos parciais).

CONCLUSÕES

a) Os dialelos completos e parciais, com ou sem perdas de genótipos, são afetados no padrão de variação das somas de quadrados e das hipóteses tipos I e III da mesma forma.

b) As somas de quadrados e hipóteses associadas tipo I e tipo III nos dialelos completos e parciais sem perdas de parcelas só diferem para o efeito de genitores, tendo como conseqüência tratar-se de um modelo naturalmente não-ortogonal.

c) As perdas de parcelas de genitores não afetam as somas de quadrados tipos I e III para a heterose.

d) As perdas de parcelas de cruzamentos provocam alterações na maioria dos efeitos.

e) Por causa das diferenças entre as somas de quadrados e hipóteses associadas dos tipos I e III para os dialelos, quando são consideradas perdas ou não de parcelas genotípicas, sugere-se o uso das somas de quadrados tipo III, cujos resultados e hipóteses associadas são livres de efeitos residuais de outros fatores.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

CRUZ, C. D.; REGAZZI, A. J. **Modelos biométricos aplicados ao melhoramento genético**. Viçosa: UFV, 1994. 390 p.

CRUZ, C. D.; VENCOVSKY, R. Comparação de alguns métodos de análise dialélica. **Revista Brasileira de Genética**, Ribeirão Preto, v. 12, n. 12, p. 425-438, jun. 1989.

EBERHART, S. A.; GARDNER, C. O. A general model for genetic effects. **Biometrics**, Tucson, v. 22, n. 4, p. 864-881, Dec. 1966.

FERREIRA, D. F. **Weighted restricted models**: a new insight on sums of squares and hypotheses testing. [S.l.: s.n.], 2001. 14 p. No prelo.

GARDNER, C. O.; EBERHART, S. A. Analysis and interpretation of the variety cross diallel and related populations. **Biometrics**, Tucson, v. 22, n. 3, p. 439-452, Sept. 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, v. 11, n. 2, p. 419-430, Jun. 1988.

GILBERT, N. E. Diallel cross in plant breeding. **Heredity**, Edinburgh, v. 12, p. 477-492, 1958.

GRIFFING, B. Concept of general and specific combining ability in relation to diallel crossing systems. **Australian Journal of Biological Science**, East Melbourn, v. 9, n. 4, p. 463-493, 1956.

HAYMAN, B. I. The theory an analysis of diallel crosses. **Genetics**, Baltimore, v. 39, n. 6, p. 789-809, 1954.

HULL, F. H. Regression analysis of yields of hybrid corn an inbred parent lines. **Maize Genetics News Letter**, Ithaca, v. 19, n. 1, p. 21-27, 1945.

JINKS, J. L.; HAYMAN, B. I. The analysis of diallel crosses. **Maize Genetics Corporation News Letter**, Ithaca, v. 27, n. 1, p. 48-54, 1953.

KEMPTHORNE, O. The theory of the diallel cross. **Genetics**, Baltimore, v. 41, n. 4, p. 451-459, 1956.

MIRANDA FILHO, J. B.; GERALDI, I. O. An adapted model for the analysis of partial diallel crosses. **Revista Brasileira de Genética**, Ribeirão Preto, v. 14, n. 3, p. 677-688, Sept. 1984.

MONDARDO, M. **Estimabilidade de funções paramétricas com dados desbalanceados:** aplicações à pesquisa agropecuária. 1994. 100 f. Dissertação (Mestrado em Estatística e Experimentação Agronômica) – Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1994.

SAS INSTITUTE. **SAS language and procedures: usage**. Version 6. Cary, 1995. 373 p.

SEARLE, S. R. **Linear models for unbalanced data**. New York: John Wiley, 1987. 536 p.

SEARLE, S. R.; SPEED, F. M.; HENDERSON, H. V. Some computational and model equivalences in analyses of variance of unequal-subclass-numbers data. **The American Statistician**, Washington, v. 35, n. 1, p. 16-33, Feb. 1981.

SPRAGUE, G. F.; TATUM, L. A. General vs. specific combining ability in single crosses of corn. **Journal of American Society of Agronomy**, Madison, v. 34, n. 12, p. 923-932, Dec. 1942.

VENCOVSKY, R. **Alguns aspectos teóricos e aplicados relativos a cruzamentos dialélicos**. 1970. 59 f. Tese (Livre Docência em Genética e Melhoramento de Plantas) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1970.

VENCOVSKY, R.; BARRIGA, P. B. **Genética biométrica no fitomelhoramento**. Ribeirão Preto: Sociedade Brasileira de Genética, 1992. 486 p.

VIANA, J. M. S. The parametric restrictions of the Gardner and Eberhart diallel analysis model: heterosis analysis. **Genetics and Molecular Biology**, Ribeirão Preto, v. 24, n. 4, p. 869-875, Dec. 2000.

YATES, F. The analysis of data from all possible reciprocal crosses between a set of parental lines. **Heredity**, Oxford, v. 1, n. 3, p. 287-301, 1947.

WALTERS, D. E.; GALE, J. S. A note on the Hayman analysis of variance for a full diallel table. **Heredity**, Oxford, v. 38, n. 4, p. 401-407, 1977.

WALTERS, D. E.; MORTON, J. R. On the analysis of variance of a half diallel table. **Biometrics**, Raleigh, v. 34, n. 1, p. 91-94, Mar. 1978.