

DELINEAMENTO DIALÉLICO APLICADO À DETERMINAÇÃO DE CAPACIDADE DE COMPETIÇÃO EM MISTURAS DE CULTURAS¹

VALDENIR QUEIROZ RIBEIRO² • IZAIAS RANGEL NOGUEIRA³

RESUMO - Discutiu-se a aplicação de um delineamento dialélico na determinação da capacidade de competição em misturas de culturas. Partindo-se de dados simulados, determinaram-se capacidade geral e específica de competição, efeito recíproco e estimativas de variâncias das estimativas de contrastes entre dois efeitos.

Termos para indexação: capacidade específica de competição, efeito recíproco.

DIALLEL DESIGN APPLIED TO DETERMINATION OF COMPETING ABILITY IN MIXTURES OF CROPS

ABSTRACT - Utilization of a diallel design in the determination of the competing ability in mixtures of crops was discussed. The general and specific competing ability, the reciprocal effects and the estimates of the contrasts variances of two effects were calculated from simulated data.

Index terms: crop competing ability, crop reciprocal effects.

INTRODUÇÃO

Sempre há interesse em misturar culturas que incluam duas ou mais cultivares. E o comportamento de uma dada cultivar é diferente quando é estudada em cultura isolada (cultura pura) e quando em mistura com outras.

Como consequência, em geral, há necessidade de conhecer antes a capacidade geral e específica de competição das cultivares em mistura.

Para determinar os efeitos dessas capacidades de competição, pode-se fazer uso de um dos delineamentos dialélicos apresentados por Griffing (1956).

Jensen & Federer (1965), estudando a capacidade de competição de quatro linhagens de trigo, fizeram uso de um dos delineamentos dialélicos de Griffing (1956), adotando o método experimental 1 e empregando os termos: "capacidade geral e específica de competição" e "efeito recíproco".

Federer (1979) apresenta vários modelos matemáticos empregados no estudo de misturas de cul-

turas, considerando os efeitos gerais e específicos de mistura. Afirma, ainda, que, quando as misturas se restringem a k - duas linhagens, os efeitos de competição correspondem aos conceitos de "capacidade de combinação" em cruzamentos dialélicos em Genética.

Este trabalho tem o propósito de apresentar a aplicação de um delineamento dialélico na determinação da capacidade de competição em misturas de culturas, onde se elege um conjunto de p cultivares de uma mesma espécie, com as quais se realizam as misturas. Tal procedimento dá lugar a um máximo de p^2 combinações, e são divididas em três grupos específicos, a saber:

- a) um grupo de p culturas puras;
- b) um grupo de $p(p-1)/2$ misturas v_{ij} ;
- c) um grupo de $p(p-1)/2$ misturas v_{ji} ;

onde, $i, j = 1, 2, \dots, n$; $v_{ij} \neq v_{ji}$
 $i < j \quad j > i$.

MATERIAL E MÉTODOS

Foram utilizados os dados de um ensaio simulado no Computador IBM 1130, da Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, em delineamento fatorial 4×4 em seis blocos casualizados, em que quatro cultivares da mesma espécie foram misturadas de acordo com delineamento dialélico e analisadas pelo método 1 e modelo 1 de Griffing (1956).

Para a simulação dos dados foi adotado o modelo matemático $Y_{ijk} = m + v_{ij} + b_k + e_{ijk}$, onde os parâmetros

¹ Aceito para publicação em 23 de agosto de 1982.

Trabalho apresentado pelo autor à Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba, SP.

² Eng.^o Agr.^o, M.Sc., Unidade de Execução de Pesquisa de Âmbito Estadual (UEPAE) - EMBRAPA, Caixa Postal 01, CEP 64000 - Teresina, PI.

³ Dr., Livre Docente, Prof. Titular, ESALQ/USP, Caixa Postal 9, CEP 13400 - Piracicaba, SP.

do modelo foram fixados com base nas estimativas dos parâmetros obtidos em um ensaio de trabalho realizado por Jensen & Federer (1965).

Considerou-se primeiramente o delineamento experimental utilizado na obtenção dos dados, e a análise de variância foi efetuada de acordo com o modelo matemático abaixo:

$$Y_{ijk} = m + v_{ij} + b_k + e_{ijk}$$
 onde, $i, j = 1, 2, \dots, n; k = 1, 2, \dots, k;$
 Y_{ijk} : produção da cultivar i em mistura com a cultivar j no k -ésimo bloco;
 m : média geral teórica;
 v_{ij} : efeito da ij -ésima mistura;
 b_k : efeito do k -ésimo bloco;
 e_{ijk} : efeito aleatório da i, j, k -ésima observação, onde se supõe $e_{ijk} \cap N(0, \sigma^2)$.

Posteriormente, fez-se outra análise de variância (Tabela 1), seguindo a orientação de Jensen & Federer (1965) e Federer (1979), adotando os termos: "capacidade geral e específica de competição e efeito recíproco" e utilizando-se o método 1 e modelo 1 de Griffing (1956).

Para melhor facilidade das estimativas dos efeitos dos parâmetros e variâncias, bem como da própria análise de variância, foram consideradas as médias das n cultivares e de suas misturas.

O modelo matemático para a análise de capacidade de competição foi o que se segue:

$$Y_{ij} = m + g_i + g_j + s_{ij} + r_{ij} + e_{ij}$$
 onde, Y_{ij} : média dos valores da ij -ésima observação;
 m : média geral teórica;
 g_i, g_j : efeitos da capacidade geral de competição das i -ésima e j -ésima cultivar;
 s_{ij} : efeito da capacidade específica de competição, associado com a mistura da i -ésima com a j -ésima cultivar, de modo que $s_{ij} = s_{ji}$;

r_{ij} : efeito recíproco envolvendo as misturas recíprocas entre a cultivar de ordem i e de ordem j , tal que $r_{ij} = -r_{ji}$;
 e_{ij} : efeito médio aleatório da ij -ésima observação, onde se supõe $e_{ij} \cap N(0, \sigma^2)$.

Do modelo linear geral, $Y = XB + \epsilon$ obteve-se o sistema de equações normais:

$$X'XB = X'Y$$

ou

$$SB = X'Y$$

onde,

$$X = \begin{bmatrix} 1 & 2 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & \dots \\ 1 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots \\ 1 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots \\ \vdots & \vdots \\ 1 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots \\ 1 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots \\ 1 & 0 & 0 & 1 & \dots & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots \\ \vdots & \vdots \\ 1 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots \\ 1 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots \\ 1 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots \\ \vdots & \vdots \\ 1 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots \\ 1 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots \\ 1 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots \end{bmatrix}$$

$$Y = \begin{bmatrix} Y_{11} \\ Y_{22} \\ Y_{33} \\ \vdots \\ Y_{n-1,n-1} \\ Y_{n,n} \\ Y_{12} \\ Y_{21} \\ Y_{13} \\ Y_{31} \\ \vdots \\ Y_{n-1,n} \\ Y_{n,n-1} \\ Y_{n,n-1} \end{bmatrix} \quad n^2 \times 1$$

$$B = \begin{bmatrix} m \\ g_1 \\ g_2 \\ \vdots \\ g_n \\ s_{12} \\ s_{21} \\ \vdots \\ s_{n-1,n} \\ s_{n,n-1} \\ r_{12} \\ r_{21} \\ \vdots \\ r_{n-1,n} \\ r_{n,n-1} \end{bmatrix} \quad (n^2 + n + 1) \times 1$$

$$S = \begin{bmatrix} s_{11} \\ s_{22} \\ s_{33} \\ \vdots \\ s_{nn} \\ s_{12} \\ s_{21} \\ s_{13} \\ s_{31} \\ \vdots \\ s_{n-1,n} \\ s_{n,n-1} \end{bmatrix} \quad n^2 \times 1$$

TABELA 1. Análise de variância das misturas, segundo o método 1 e modelo 1 de Griffing (1956).

Fonte de variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	E (Q.M.)
Capacidade geral de competição	$n - 1$	SQg	QMg	$\sigma^2 + 2n \left(\frac{1}{n-1} \right) \sum_i g_i^2$
Capacidade específica de competição	$n(n-1)/2$	SQs	QMs	$\sigma^2 + \frac{2}{n(n-1)} \sum_{ij} s_{ij}^2$
Efeito recíproco	$n(n-1)/2$	SQr	QMr	$\sigma^2 + \left[\frac{2}{n(n-1)} \right] \sum_{i < j} r_{ij}^2$
Erro	$(k-1)(n^2-1)$	SQe	QM'e	σ^2

Como S é uma matriz singular, para a solução do sistema introduziu-se a restrição:

$$A\hat{B} = \phi$$

Desse modo, a solução é:

$$\hat{B} = M^{-1}X'Y$$

onde,

$$M = S - A.$$

A partir da solução, pode-se determinar a soma de quadrados de parâmetros:

$$SQP(\hat{m}, \hat{g}_i, \hat{s}_{ij}, \hat{r}_{ij}).$$

$$i < j \quad i < j$$

RESULTADOS E DISCUSSÃO

As equações normais obtidas, a partir de $S\hat{B} = X'Y$, são as que se seguem:

$$n^2 \hat{m} + n \sum_i \hat{g}_i + \sum_{i,j} \hat{s}_{ij} = \sum_{i,j} Y_{ij}$$

$$2n\hat{m} + 2n\hat{g}_i + 2 \sum_i \hat{g}_i + 2\hat{s}_{ii} = Y_{i.} + Y_{.i}$$

$$\hat{m} + 2\hat{g}_i + \hat{s}_{ii} = Y_{ii}$$

$$2\hat{m} + 2\hat{g}_i + 2\hat{g}_j + 2\hat{s}_{ij} = Y_{ij} + Y_{ji} \quad (i \neq j)$$

$$2\hat{r}_{ij} = Y_{ij} - Y_{ji} \quad (i \neq j)$$

As estimativas dos efeitos dos parâmetros obtidos a partir de $\hat{B} = M^{-1}X'Y$, são dadas a seguir, e correspondem às de Griffing (1956):

$$\hat{m} = \frac{\sum_{i,j} Y_{ij}}{n^2}$$

$$\hat{g}_i = \frac{1}{2n} (Y_{i.} + Y_{.i}) - \frac{Y_{..}}{n^2}$$

$$\hat{s}_{ii} = Y_{ii} - \frac{1}{n} (Y_{i.} + Y_{.i}) + \frac{Y_{..}}{n^2}$$

$$\hat{s}_{ij} = \frac{1}{2} (Y_{ij} + Y_{ji}) - \frac{1}{2n} (Y_{i.} + Y_{.i} + Y_{j.} + Y_{.j}) + \frac{Y_{..}}{n^2} = \frac{1}{2} \sum_{ij} Y_{ij} (Y_{ij} + Y_{ji}) - \frac{1}{2n} \sum_i (Y_{i.} + Y_{.i})^2 + \frac{Y_{..}^2}{n^2}$$

com $i \neq j$

$$\hat{r}_{ij} = \frac{1}{2} (Y_{ij} - Y_{ji}) \quad (i \neq j)$$

As estimativas de variâncias das estimativas de contrastes entre dois efeitos, determinadas pela multiplicação de matrizes ($M^{-1} S M^{-1} \hat{\sigma}^2$), são as seguintes, e correspondem às de Griffing (1956):

$$\hat{V}(\hat{g}_i - \hat{g}_j) = \frac{1}{n} \hat{\sigma}^2 \quad (i \neq j)$$

$$\hat{V}(\hat{s}_{ii} - \hat{s}_{jj}) = \frac{3n-2}{2n} \hat{\sigma}^2 \quad (i \neq j)$$

$$\hat{V}(\hat{s}_{ii} - \hat{s}_{jj}) = \frac{2(n-2)}{n} \hat{\sigma}^2 \quad (i \neq j)$$

$$\hat{V}(\hat{s}_{ii} - \hat{s}_{jk}) = \frac{3(n-2)}{2n} \hat{\sigma}^2 \quad (i \neq j, k; j \neq k)$$

$$\hat{V}(\hat{s}_{ij} - \hat{s}_{ik}) = \frac{n-1}{n} \hat{\sigma}^2 \quad (i \neq j, k; j \neq k)$$

$$\hat{V}(\hat{s}_{ij} - \hat{s}_{kl}) = \frac{n-2}{n} \hat{\sigma}^2 \quad (i \neq j, k, l; j \neq k, l; k \neq l)$$

$$\hat{V}(\hat{r}_{ij} - \hat{r}_{kl}) = \hat{\sigma}^2 \quad (i \neq j; k \neq l)$$

As somas de quadrados da capacidade geral e específica de competição e de efeito recíproco, a partir da solução do sistema, são as que se seguem, e correspondem às de Griffing (1956):

$$SQg = \sum_i \hat{g}_i (Y_{i.} + Y_{.i}) = \frac{1}{2n} \sum_i (Y_{i.} + Y_{.i})^2 - \frac{2Y_{..}^2}{n^2}$$

$$SQs = \sum_{ii} \hat{s}_{ii} Y_{ii} + \sum_{ij} \hat{s}_{ij} (Y_{ij} + Y_{ji}) = \sum_{i \neq j}$$

$$SQ_{r} = \sum_{\substack{ij \\ i < j}} f_{ij} (Y_{ij} - Y_{ji}) = \frac{1}{2} \sum_{\substack{ij \\ i < j}} (Y_{ij} - Y_{ji})^2$$

onde

SQg: soma de quadrado da capacidade geral de competição;

SQs: soma de quadrado da capacidade específica de competição;

SQr: soma de quadrados do efeito recíproco.

Para se testar os efeitos da capacidade de competição e recíproco, emprega-se:

$$F [(n-1), (k-1)(n^2-1)] = QMg/QM'e$$

$$F [n(n-1)/2, (k-1)(n^2-1)] = QMs/QM'e$$

$$F [n(n-1)/2, (k-1)(n^2-1)] = QMr/QM'e$$

onde, $QM'e = QMe/k$.

Consideraram-se os dados simulados a partir do ensaio (Jensen & Federer 1965) para aplicação do delineamento dialélico estudado (Tabelas 2, 3, 4, 5 e 6).

A presença de efeito geral de competição significativo, indica que há diferença de comportamento médio de pelo menos uma cultivar em mistura com as demais. E o conhecimento da associação entre certos caracteres agrônômicos e a capacidade competitiva permitirá ao melhorista selecionar cultivares a serem utilizadas em misturas.

O efeito específico de competição, significativo, indica que pelo menos uma mistura de duas cultivares difere em comportamento das demais.

Quando há grande efeito geral de competição significativo, espera-se efeito recíproco significativo (Jensen & Federer 1965).

TABELA 2. Análise de variância das misturas, segundo o método 1 e modelo 1 de Griffing (1956), referente aos dados simulados.

Fontes de variação	G.L.	Q.M.
Capacidade geral de competição	3	717.759,3151**
Capacidade específica de competição	6	24.174,3765**
Efeito recíproco	6	1.420.520,3194**
Erro	75	2.730,2022

** significativo ao nível de 1% de probabilidade.

TABELA 3. Efeito geral de competição de quatro cultivares em kg/ha.

Cultivares	Efeito geral de competição
1	89,11
2	118,73
3	231,88
4	-439,72

TABELA 4. Efeito específico de competição de quatro cultivares em kg/ha.

	Cultivares				
	1	2	3	4	
C					
u					
l					
t	1	-147,39	172,58	49,75	-74,94
i	2		79,22	-92,17	1,19
v	3			-58,32	100,74
a	4				-24,61
r					
e					
s					

TABELA 5. Efeito recíproco de quatro cultivares em kg/ha.

	Cultivares			
	1	2	3	4
C				
u				
l				
t	1	277,02	1.017,02	-1.771,44
i	2	-277,02	717,78	-1.934,70
v	3	-1.017,02	717,78	-2.922,14
a	4	1.771,44	1.934,70	-2.922,14
r				
e				
s				

TABELA 6. Estimativas de variâncias das estimativas de contrastes entre dois efeitos e diferença mínima significativa (D.M.S.) pelo teste Tukey, ao nível de 5% de probabilidade.

Efeitos		Variâncias	D.M.S.
$\hat{\theta}_i - \hat{\theta}_j$	(i ≠ j)	682,5506	68,72
$\hat{s}_{ii} - \hat{s}_{jj}$	(i ≠ j)	3.412,7528	176,80
$\hat{s}_{ii} - \hat{s}_{jj}$	(i ≠ j)	2.730,2002	158,13
$\hat{s}_{ii} - \hat{s}_{jk}$	(i ≠ j, k; j ≠ k)	2.047,6517	136,95
$\hat{s}_{jj} - \hat{s}_{ik}$	(i ≠ j, k; j ≠ k)	2.047,6517	136,95
$\hat{s}_{ij} - \hat{s}_{kl}$	(i ≠ j, k, l; j ≠ k, l; k ≠ l)	1.365,1011	111,82
$\hat{r}_{ij} - \hat{r}_{kl}$	(i ≠ j; k ≠ l)	2.730,2022	158,13

REFERÊNCIAS

FEDERER, W.T. Statistical designs for mixtures of crops and other applications. In: REUNIÃO INTERNACIONAL DE BIOMETRIA, 20, Piracicaba, 1975. Anais ... São Paulo, Fundação Cargil, 1979. p.110-30.

GRIFFING, B. Concept of general and specific combining ability in relation to diallel crossing systems. *Aust. J. Biol. Sci.*, 9(4):463-93, 1956.

JENSEN, N.F. & FEDERER, W.T. Competing ability in wheat. *Crop. Sci.*, 5:449-52, 1965.