

## AUTOCORRELAÇÃO ESPACIAL NA AVALIAÇÃO DE COMPOSTOS DE MILHO PARA RESISTÊNCIA À LAGARTA DO CARTUCHO (*Spodoptera frugiperda*)<sup>1</sup>

Américo José dos Santos Reis<sup>2</sup> e José Branco de Miranda Filho<sup>2</sup>

### ABSTRACT

SPATIAL AUTOCORRELATION IN THE EVALUATION OF MAIZE COMPOSITES FOR RESISTANCE TO FALL ARMYWORM (*Spodoptera frugiperda*)

Composites of maize (CRL-01, CRL-02 and CRL-03) were synthesized from crosses of adapted materials with exotic materials that have shown resistance to fall armyworm (*Spodoptera frugiperda*). Full-sib progenies from the three composites were evaluated for resistance to fall armyworm using a scale varying from 0 (no damage) to 5 (destroyed whorl). The experimental design was randomized complete blocks with two replications. Two models were considered: using the classical analysis with independent errors, and a model with spatially correlated errors. In the spatial model, the residual covariance matrix ( $R$ ) followed a model built according to the spatial autocorrelation detected in the experiment. The test of Durbin-Watson was used to detect the presence of the spatial autocorrelation between plots, which showed to be highly significant. The distance range of the spatial autocorrelation was about 1.5 m. The use of the spatial model allowed a better local control, resulting a reduction in the estimates of residual variances and an increase of heritability coefficient estimates and expected progress with the selection. The ranking of progenies was changed when using different models of analysis. The use of mixed model was more appropriate than classical analysis in such circumstances.

KEY WORDS: exotic germplasm, spatial autocorrelation, mixed model, BLUP.

### INTRODUÇÃO

Dentre as pragas que atacam a cultura do milho, a lagarta do cartucho (*Spodoptera frugiperda* J.E.Smith) é considerada a praga chave ou a de maior dano econômico à cultura, no Brasil. As formas de controle existentes, principalmente as químicas, apresentam as desvantagens de expor o agricultor e o meio ambiente a substâncias tóxicas e de onerar o

### RESUMO

Foram gerados três compostos de milho (CRL-01, CRL-02 e CRL-03) entre materiais adaptados e materiais exóticos, com históricos de resistência à lagarta do cartucho (*Spodoptera frugiperda*). Famílias de irmãos germanos dos três compostos foram avaliadas para resistência à lagarta, usando uma escala de notas variando de 0 (sem danos) a 5 (cartucho destruído). O delineamento experimental usado foi o de blocos completos casualizados com duas repetições. Dois modelos foram considerados: um modelo com erros independentes e outro assumindo erros espacialmente correlacionados (análise espacial). Na análise espacial a matriz de covariâncias de resíduos ( $R$ ) foi construída conforme a autocorrelação espacial detectada em cada experimento. O teste de Durbin-Watson foi usado para verificar presença da autocorrelação espacial entre parcelas, a qual foi altamente significativa. O alcance prático da autocorrelação espacial foi de cerca 1,5 m. A adoção da análise espacial permitiu uma melhoria no controle da variação local, resultando numa redução das estimativas das variâncias residuais e, conseqüentemente, num aumento dos coeficientes de herdabilidade estimados, com melhorias nos ganhos esperados com a seleção. O ordenamento das progênies foi alterado dependendo da escolha do modelo de análise. A análise espacial, nessas circunstâncias, foi mais apropriada que a análise com erros independentes.

PALAVRAS-CHAVE: germoplasma exótico, autocorrelação espacial, modelos mistos, BLUP.

processo produtivo. O uso de plantas transgênicas pode ser considerado alternativo ao controle químico no combate a essa praga, porém, o consumo de grãos transgênicos de milho ainda não é consensual na sociedade brasileira, sendo, portanto, um método de controle em potencial, mas ainda não acessível. Dessa forma, a resistência genética obtida por métodos de melhoramento tradicionais ainda pode ser apontada

1. Parte da tese de doutorado do primeiro autor, apresentada à Universidade de São Paulo, Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz” (USP, ESALQ). Trabalho recebido em mai./2003 e aceito para publicação em dez./2003 (registro nº 557).

2. Departamento de Genética, ESALQ, USP. Caixa Postal 83, CEP 13400-970, Piracicaba, SP. E-mail: ajsreis@esalq.usp.br

como uma alternativa aos métodos convencionais de controle.

Apesar da ampla variabilidade genética do germoplasma do milho, ela é ainda pouco explorada, principalmente como fonte de resistência a pragas e doenças. Particularmente no caso da lagarta do cartucho, a síntese e melhoramento de populações com elevados níveis de resistência pode ser uma estratégia apropriada para o desenvolvimento de cultivares de elevado padrão agrônômico.

As avaliações para a resistência a insetos, entretanto, requerem alguns cuidados, pois como salienta Carvalho (1970), o comportamento de várias espécies de insetos provoca uma distribuição desuniforme ou agrupada, o que atrapalha a diferenciação entre os materiais testados. Assim, quando a infestação dos genótipos em graus diferentes é devido mais ao comportamento próprio da espécie de inseto do que da variabilidade do germoplasma, os resultados são muito discordantes.

No caso da lagarta do cartucho, alguns autores atestam que dificilmente elas estão distribuídas de forma aleatória no campo (Barbosa 1978, Barbosa & Perecin 1982, Mitchell & Fuxa 1987, Alvarez & Martinez 1990, Farias 1996), principalmente devido a uma dependência biológica que existe entre os indivíduos. Wiseman *et al.* (1983) verificaram que os genótipos com maior grau de resistência eram mais abandonados pelas lagartas do que os genótipos suscetíveis. Yang *et al.* (1991, 1993) confirmaram o mesmo fato.

Osuna *et al.* (1995) relatam sobre a inconsistência de parâmetros genéticos da resistência à lagarta do cartucho, sob infestação natural, e reconhecem a necessidade de um melhor controle dos efeitos ambientais. Pinto (2002), avaliando 23 populações para resistência à lagarta do cartucho, não conseguiu detectar diferenças significativas entre os materiais, o que foi atribuído, entre outras causas, a uma distribuição não aleatória da praga no campo. Em outros trabalhos também é comum a obtenção de valores baixos para as estimativas de parâmetros genéticos (Lemos *et al.* 1990; Boiça Júnior *et al.* 1993; Nishikawa 1999; Alvarez 2001), o que pode ser ocasionado pela presença de correlação espacial entre parcelas, decorrente de uma distribuição não aleatória das lagartas no campo.

Essa distribuição não aleatória pode gerar uma dependência espacial entre parcelas (autocorrelação espacial) no campo. Tal dependência afeta um pressuposto básico da análise clássica de variância,

que é a distribuição independente dos erros experimentais. Duarte (2000) comenta que essa autocorrelação pode comprometer a comparação entre os tratamentos genéticos. Es & Es (1993) demonstraram que, sob essa autocorrelação, os testes estatísticos associados a contrastes entre tratamentos cujas parcelas estiverem separadas por pequenas distâncias têm maior probabilidade de erro tipo II, e os contrastes de tratamentos cujas parcelas estiverem separadas por distâncias maiores são testados com maior probabilidade de erro tipo I. Disso resulta que a discriminação das diferenças reais entre os numerosos genótipos torna-se dificultada, sobretudo quando os seus efeitos individuais são pequenos.

Uma maneira de solucionar o problema é por meio da adoção de métodos estatísticos de análise que, utilizando a informação da posição da parcela no experimento, estimam e corrigem para a variação espacial. Uma das abordagens que levam em consideração a presença de autocorrelação espacial é apresentada por Zimmerman & Harville (1991), denominada de "modelo linear de campo aleatório", a qual modela diretamente o efeito da parcela, de forma que as observações são consideradas coletivamente como uma realização parcial de um campo aleatório (Martínez 1994). Os efeitos da parcela são assumidos distribuírem-se de acordo com algum modelo de correlação espacial que descreve as tendências locais, análogos aos modelos de predição usados em geoestatística. Trata-se de um modelo linear misto com erros espacialmente correlacionados (Stroup *et al.* 1994).

A vantagem do método está no fato de se aplicar a ensaios com dependência espacial em todas e quaisquer direções, em associação com os diversos esquemas de blocagem (ou nenhum), podendo, ainda, acomodar diferentes tamanhos e formas de parcelas, e não deixar ambigüidades a respeito das parcelas limítrofes (Duarte 2000). Em experimentos preliminares de um programa de melhoramento de soja, esse autor concluiu que a seleção baseada na abordagem espacial foi superior à análise tradicional. Liebhold *et al.* (1993) também destacam as vantagens de se utilizar uma abordagem espacial nos estudos que envolvem populações de insetos.

Nesse contexto, o presente trabalho procurou avaliar a presença de correlação espacial entre parcelas vizinhas, no tocante à resistência à lagarta do cartucho, em milho, bem como a sua influência sobre as estimativas de parâmetros genéticos e testes de hipóteses relacionados.

## MATERIAL E MÉTODOS

O material experimental constitui-se de três compostos sintetizados a partir de materiais exóticos, com históricos de resistência à lagarta do cartucho, cruzados com materiais adaptados às condições locais (Tabela 1). Os compostos foram denominados de CRL-01, CRL-02 e CRL-03. De cada um deles foram obtidas 150, 200 e 180 progênies de irmãos germanos, respectivamente, as quais foram avaliadas em três experimentos de "safrinha", na Estação Experimental Caterpillar, Piracicaba-SP, em 2002. O delineamento experimental foi o de blocos completos casualizados, com duas repetições. As parcelas foram constituídas de uma fileira de 4 m, com espaçamento entre linhas de 0,90 m e com vinte plantas por parcela, após o desbaste. Foram usadas duas testemunhas intercalares a cada dez parcelas. A testemunha resistente foi a população CMS-04C e a testemunha suscetível, a geração F2 do híbrido comercial P3041. O caráter avaliado foi a resistência à lagarta do cartucho (RL), aos 40 e 55 dias após o plantio, sob condições de infestação natural. Para a avaliação utilizou-se a seguinte escala de notas: 0 – plantas sem danos; 1 – plantas com raspadura nas folhas; 2 – plantas com furo nas folhas; 3 – plantas com lesão nas folhas; 4 – plantas com lesão no cartucho; 5 – plantas com cartucho destruído.

### Estimação da autocorrelação espacial

A autocorrelação espacial foi avaliada usando-se a estatística unidirecional de Durbin-Watson ( $d$ ), a qual testa a hipótese de ausência de auto-

correlação linear ( $H_0: \rho = 0$ ), e é definida como:

$$d = \frac{\sum_{l=2}^n (\hat{e}_l - \hat{e}_{l-1})^2}{\sum_{l=1}^n \hat{e}_l^2}$$

sendo:  $l = 1, 2, \dots, n$ , a ordem de posicionamento da parcela no experimento, associada ao resíduo  $\hat{e}_l$  (essa ordem obedece a numeração sucessiva das parcelas, de modo que  $\hat{e}_l$  e  $\hat{e}_{l-1}$  indicam resíduos de parcelas adjacentes).

A relação entre  $d$  e  $\rho$  é aproximadamente:  $d=2(1-\rho)$ . Assim, caso não exista autocorrelação o valor esperado de  $d$  é 2; valores significativamente inferiores a 2 indicam autocorrelação positiva; e, valores significativamente superiores a 2 indicam autocorrelação negativa (SAS Institute 1993).

### Análises estatísticas

Os dados experimentais foram submetidos às análises estatísticas por meio de dois modelos matemáticos: *i*) modelo assumindo erros independentes; e *ii*) modelo admitindo correlação espacial entre as parcelas.

As observações individuais, nos dois modelos e em cada experimento, foram caracterizadas por:

$$Y_{ijk} = \mu + b_j + c_k + g_{i(k)} + e_{ijk}$$

sendo:

$Y_{ijk}$ : a resposta observada na parcela que recebeu o genótipo  $i$  relacionado à população  $k$ , no bloco  $j$ ;  
 $\mu$ : constante comum a todas as observações;

Tabela 1. Composição de três populações de milho (compostos CRL-01, CRL-02 e CRL-03) obtidas por introgressão de materiais exóticos resistentes à lagarta do cartucho (*Spodoptera frugiperda*)

Composto CRL-01	Composto CRL-02	Composto CRL-03
[B73 x CML 40] x ITU	96/8771 PI 571676 x PB 1	Zapalote Chico x ITA
96/8761 PI 489357 x ITU	96/8766 PI 489360 x PB 1	
Pasco 14 x ITU	96/8766 PI 489360 x PB 1	
Chicha x ITU		
Urubamba Blanco x ITU		
Amarillo de Jora x ITU		
Cusco Amarillo 1 x ITU		
Cusco Amarillo 1 x ITU		
[PR95B 5759 B fam10] x ITU		

- $b_j$ : efeito fixo do  $j$ -ésimo bloco ( $j = 1, 2, \dots, b$ );  
 $c_k$ : efeito fixo da  $k$ -ésima população ( $k = 1, 2, \dots, t, t+1$ ) - aqui foram consideradas três populações, as duas testemunhas ( $t=2$ ) e a população dos tratamentos genéticos (progênies de irmãos germanos);  
 $g_{i(k)}$ : efeito do  $i$ -ésimo genótipo relacionado à  $k$ -ésima população, assumido fixo e nulo se o genótipo for uma testemunha ( $i=1$ ), ou aleatório com distribuição  $N(0, \sigma_g^2)$ , se o genótipo for uma progênie ( $i = 1, 2, \dots, p$ ); e  
 $e_{ijk}$ : erro experimental aleatório associado a  $ijk$ -ésima parcela, assumido com distribuição normal.

As demais suposições associada a  $e_{ijk}$  variaram com o tipo de modelo:

i) modelo de erros independentes:  $e_{ijk} \sim N(0, \sigma_e^2)$ ;

ii) modelo espacial:  $e_{ijk} \sim N(0, C(h))$ , em que  $C(h)$  é a covariância entre dois erros de parcelas separadas por uma distância  $h$  (com  $h \geq 0$ ). Assim, denotando-se dois erros quaisquer por  $e_{(s)}$  e  $e_{(s+h)}$ , em que  $s$  indica a posição espacial da  $ijk$ -ésima parcela, tem-se:

$$C(h) = \begin{cases} \sigma^2, & \text{se } h = 0; \text{ e} \\ \sigma_{e(s), e(s+h)} = \sigma^2 [f(h)], & \text{se } h > 0 \end{cases}$$

Logo, a covariância dos erros é assumida ser uma função da distância,  $f(h)$ , que separa as parcelas correspondentes (Duarte 2000).

Matricialmente ambos modelos podem ser representados pelo modelo misto geral (Henderson 1984):

$$y = X\beta + Z\gamma + \varepsilon$$

$$\text{com: } E(y) = X\beta; \text{ e } \text{Var}(y) = V = ZGZ' + R$$

Sendo que o vetor  $\beta$  contém os efeitos fixos;  $\gamma$ , os efeitos genotípicos aleatórios, supostamente  $\gamma \sim N(\phi, G)$ ;  $X$  e  $Z$  são as matrizes de incidência desses efeitos fixos e aleatórios, respectivamente; e  $\varepsilon$  é o vetor de erros, assumido como:

i) modelo de erros independentes:  $\varepsilon \sim N(\phi, R)$ ,

$$\text{com } R = I\sigma_e^2; \text{ e}$$

ii) modelo espacial:  $\varepsilon \sim N(\phi, R)$ , com  $R = \Sigma$ .

Assim, cada elemento da matriz  $\Sigma$  foi definido em conformidade com a dependência espacial estimada ( $C(h)$ ). Para estimar essa dependência, a função de covariância utilizada foi o modelo exponencial, que corresponde, para campos aleatórios

isotrópicos, à seguinte expressão (SAS Institute 1997):

$$C(h) = \sigma^2 \exp\left(\frac{-3h}{a}\right)$$

sendo

$a$ : alcance da correlação espacial;

$\sigma^2$ : covariância entre resíduos de parcelas separadas por uma distância igual ou superior ao alcance.

Para a estimação de  $\sigma^2$  e  $a$  foi usado o programa Variowin 2.2 (Pannatier 1996). As soluções das equações de modelo misto foram obtidas pelo método de quadrados mínimos generalizados:

$\hat{\beta} = (X'V^{-1}X)^{-1}X'V^{-1}y$  (Henderson 1984). Como não são conhecidas as matrizes  $G$  e  $R$ , e sim suas estimativas  $\hat{G}$  e  $\hat{R}$ , a nomenclatura apropriada para as estimativas dos efeitos fixos e aleatórios segundo, Littell *et al.* (1996), são EBLUE (*empirical best linear unbiased estimator*) e EBLUP (*empirical best linear unbiased predictor*).

A comparação entre os modelos de análise foi feita baseando-se em mudanças nas estimativas dos valores genéticos, nas suas precisões e nos seus ordenamentos.

## RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os resultados indicam a existência de uma autocorrelação espacial positiva e altamente significativa, em nível de parcelas adjacentes (correlação de primeira ordem), nos três experimentos (Tabela 2). Isso caracteriza uma situação de dependência espacial, em que a infestação de uma parcela não é independente da infestação das parcelas vizinhas. O alcance prático dessa autocorrelação, nos três experimentos, foi de cerca de 1,5 m (Tabela 2). Esse parâmetro informa sobre a distância média de influência de uma parcela a partir da qual as parcelas se comportaram de forma independente.

Os testes estatísticos associados aos efeitos fixos (Tabela 3), na maioria dos casos, mostraram ligeiros acréscimos nos valores de F, a favor da análise espacial; muito embora não tenham ocorrido grandes mudanças nas suas significâncias. A exceção é o contraste entre as progênies e a testemunha resistente (Progênies vs. TR), no composto CRL-02, que foi não significativo na análise sob erros independentes ( $\text{Pr} > F = 0,0724$ ), mas mostrou-se significativo sob erros correlacionados ( $\text{Pr} > F = 0,0139$ ).

As médias dos três compostos (Tabela 4) diferiram significativamente da média da testemunha suscetível ( $\hat{x}_{r2}$ ), mas, em geral, não diferiram da média da testemunha resistente ( $\hat{x}_{r1}$ ). A única exceção ocorreu

Tabela 2. Estimativas do teste de Durbin-Watson ( $d$ ), de primeira à quinta ordem, e do alcance da correlação espacial ( $\hat{a}$ ) para três experimentos envolvendo progênies de irmãos germanos dos compostos CRL-01, CRL-02 e CRL-03

O r d e m	C R L - 0 1		C R L - 0 2		C R L - 0 3	
	$d$	$P r < d$	$d$	$P r < d$	$d$	$P r < d$
1	1,6897	0,0019	1,6987	0,0008	1,5995	0,0001
2	1,8172	0,0505	2,1146	0,8929	1,8436	0,0852
3	2,0256	0,6351	2,1332	0,9312	1,9894	0,5055
4	1,8485	0,1074	1,9271	0,2695	2,1001	0,8594
5	2,0130	0,6321	1,8776	0,1395	1,9861	0,5375
$\hat{a}$	1,42		1,47		1,66	

Tabela 3. Resultados do teste F sobre alguns efeitos fixos estimados a partir de modelo assumindo erros independentes ( $I\sigma^2$ ) e assumindo erros correlacionados ( $\Sigma$ )

FV	CRL-01		CRL-02		CRL-03	
	$I\sigma^2$	$\Sigma$	$I\sigma^2$	$\Sigma$	$I\sigma^2$	$\Sigma$
Repetição	0,45	0,37	1,28	1,52	0,01	0,01
TR vs TS <sup>1</sup>	42,71**	71,81**	51,57**	98,97**	44,80**	70,62**
Progênies vs TR	1,63	1,22	3,24	6,10*	0,00	0,00
Progênies vs TS	101,65**	128,66**	131,90**	200,97**	82,75**	99,68**

<sup>1</sup> - TR: testemunha resistente; TS: testemunha suscetível.  
\* e \*\*: valores significativos a 5 e 1% de probabilidade, respectivamente.

no composto CRL-02 que teve média estatisticamente inferior à testemunha resistente. Observa-se, contudo, que apenas o modelo espacial teve sensibilidade estatística para declarar tal contraste como significativo ( $Pr > F = 0,0139$ ). Os resultados demonstram também o bom potencial genético desses compostos como fontes de alelos para resistência à lagarta do cartucho.

No que se refere à precisão das estimativas, houve uma acentuada melhora com a utilização do modelo espacial, tanto nos erros padrão das médias,

quanto na redução das estimativas da variância residual (Tabela 4). Essa redução nas estimativas da variância residual associada aos aumentos nas estimativas da variância de progênie resultaram em acréscimos de até 43% na estimativa do coeficiente de herdabilidade no sentido amplo.

O ordenamento das progênies não foi idêntico entre os dois modelos de análise (Tabela 5). Além disso, as estimativas do coeficiente de correlação de Spearman entre os dois ordenamentos, para as vinte

Tabela 4. Estimativas das médias de progênies ( $\hat{X}_p$ ), da testemunha resistente ( $\hat{X}_{T1}$ ) e da testemunha suscetível ( $\hat{X}_{T2}$ ), com seus respectivos erros padrão, entre parênteses, das variâncias residual ( $\hat{\sigma}^2$ ) e genotípica ( $\hat{\sigma}_p^2$ ) e do coeficiente de herdabilidade no sentido amplo ( $\hat{h}^2$ ), para três compostos de milho (CRL-01, CRL-02 e CRL-03), sob os modelos com erros independentes ( $I\sigma^2$ ) e com erros correlacionados ( $\Sigma$ )

Parâmetros	CRL-01		CRL-02		CRL-03	
	$I\sigma^2$	$\Sigma$	$I\sigma^2$	$\Sigma$	$I\sigma^2$	$\Sigma$
$\hat{X}_p$	2,65 (0,85)	2,65 (0,06)	2,60 (0,86)	2,59 (0,05)	2,86 (0,82)	2,86 (0,06)
$\hat{X}_{T1}$	2,86 (0,99)	2,81 (0,14)	2,86 (0,74)	2,88 (0,11)	2,87 (1,01)	2,86 (0,14)
$\hat{X}_{T2}$	4,33 (0,77)	4,31 (0,14)	4,29 (0,79)	4,28 (0,11)	4,37 (0,60)	4,35 (0,14)
$\hat{\sigma}^2$	0,6164	0,5372	0,5267	0,4249	0,5987	0,5388
$\hat{\sigma}_p^2$	0,1323	0,2000	0,2143	0,2213	0,0856	0,0861
$\hat{h}^2$	0,30	0,43	0,45	0,51	0,22	0,24

Tabela 5. Ordenamento das vinte melhores progênies (identificadas numericamente) para o caráter resistência à lagarta do cartucho e estimativas do coeficiente de correlação de Spermann ( $\hat{\rho}_s$ ) entre suas ordens, em três compostos de milho (CRL-01, CRL-02 e CRL-03), com base nas estimativas EBLUP obtidas do ajustamento de um modelo com erros independentes ( $I\sigma^2$ ) e de um modelo com erros correlacionados ( $\Sigma$ )

Ordem	CRL-01		CRL-02		CRL-03	
	$\sigma^2 I$	$\Sigma$	$\sigma^2 I$	$\Sigma$	$\sigma^2 I$	$\Sigma$
1	71	74	184	54	119	131
2	74	71	118	118	13	161
3	83	83	54	184	131	159
4	132	19	129	129	147	152
5	19	6	172	141	159	127
6	114	18	113	145	161	30
7	144	144	141	164	31	40
8	17	68	161	92	43	169
9	18	114	162	113	54	112
10	53	132	102	29	152	88
11	6	113	145	102	88	56
12	63	53	154	154	127	13
13	66	97	16	16	40	147
14	67	115	164	71	56	31
15	68	128	29	94	101	43
16	96	17	43	43	111	101
17	97	63	71	162	112	21
18	113	67	92	189	115	29
19	115	7	94	4	121	119
20	128	96	169	172	126	121
$\hat{\rho}_s$	0,22 <sup>ns</sup>		0,10 <sup>ns</sup>		-0,13 <sup>ns</sup>	

melhores progênies dentro de cada composto, não diferiram significativamente de zero (Tabela 5).

Sabendo-se que o modelo espacial é menos restritivo e, portanto, mais realista, pode-se inferir que, por exemplo, uma seleção recorrente baseada numa análise assumindo erros independentes implicaria em menores ganhos por ciclo de seleção e, conseqüentemente, em atrasos no melhoramento dessas populações, haja vista a recombinação de progênies inferiores. Esse fato decorre da dependência espacial favorecer a seleção de progênies suscetíveis, que foram alocadas em parcelas adjacentes a outras resistentes, em detrimento da seleção de progênies resistentes alocadas ao lado de progênies suscetíveis. Isso decorre do aumento nas probabilidades dos erros tipo I e tipo II, sob correlação espacial significativa, conforme apontado por Es & Es (1993). Assim, a abordagem de análise espacial pode ser mais eficiente para se atingir os níveis desejados de resistência à lagarta do cartucho, relativamente a análises que assumem erros independentes.

Devido a sua maior flexibilidade e ao grande desenvolvimento de ferramentas de análise de dados, hoje disponíveis, a aplicação de análises espaciais deve crescer entre os melhoristas de plantas, resultando em uma melhoria na eficiência dos programas de melhoramento. Um outro aspecto que merece destaque nesse tipo de abordagem é o de que, além da matriz  $R$ , a matriz  $G$ , isto é, a informação intergenotípica também pode ser usada para melhorar as estimativas EBLUP. Outros tipos de estimativas para a variância de progênies também podem ser buscadas, visando melhorar ainda mais a discriminação entre os tratamentos genéticos.

## CONCLUSÕES

1. Para a avaliação da resistência à lagarta do cartucho, sob infestação natural, as parcelas experimentais não se mostraram independentes; a autocorrelação espacial evidenciada pode compro-

meter a validade e a eficiência da seleção quando baseada em modelos de análise que assumem erros independentes.

2. O modelo espacial mostrou-se superior ao modelo mais tradicional, no que tange aos testes de hipótese aplicados; além disso, possibilitou um aumento nas estimativas dos coeficientes de herdabilidade no sentido amplo, bem como uma redução nos erros padrão das médias e dos preditores genotípicos.
3. A seleção de progênies quanto à resistência à lagarta do cartucho diferiu entre os dois modelos de análise estatística adotados.

### AGRADECIMENTOS

À Fundação de Amparo a Pesquisa do Estado de São Paulo (FAPESP), pelo apoio financeiro; e ao Prof. João Batista Duarte, da Escola de Agronomia e Engenharia de Alimentos/ Universidade Federal de Goiás, pela valiosa e indispensável ajuda na elaboração deste trabalho.

### REFERÊNCIAS

- Alvarez, M. D. P. 2001. Análise de cruzamentos dialélicos de populações de milho (*Zea mays* L.) para resistência a lagarta do cartucho (*Spodoptera frugiperda* Smith, 1797, Lepdoptera: Noctuidae). Tese de Doutorado. Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz. Piracicaba, São Paulo. 102 p.
- Alvarez, R. A. J. & O. W. Martinez. 1990. Plano del mustres secuencial para larvas del gusano cogollero de maiz (Lepdoptera: Noctuidae), en maiz. Agronomia Colombiana, Bogotá, 7 (1): 26-32.
- Barbosa, J. C. 1978. Modelos probabilísticos para a distribuição de lagartas do cartucho (*Spodoptera frugiperda* J. E. Smith, 1797) na cultura do milho. Dissertação de Mestrado. Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias de Jaboticabal. Jaboticabal, São Paulo. 60 p.
- Barbosa, J. C.; Perecin, D. 1982. Modelos probabilísticos para distribuições de lagartas de *Spodoptera frugiperda* (J. E. Smith, 1797), na cultura do milho. Científica, São Paulo, 10(2): 181-191.
- Boiça Júnior, A. L., J. C. Galli, S.A. De Bortoli, C. Rodrigues Júnior & F. M. Lara. 1993. Comparação de vinte e quatro genótipos de milho infestados por *Spodoptera frugiperda* (J. E. Smith, 1797) (Lepidoptera, Noctuidae). Anais da Sociedade Entomológica do Brasil, 22 (1): 27-32.
- Carvalho, R. P. L. 1970. Danos, flutuação da população, controle e comportamento de *S. frugiperda* e suscetibilidade de diferentes genótipos de milho, em condições de campo. Tese de Doutorado. Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz. Piracicaba, São Paulo. 170 p.
- Duarte, J. B. 2000. Sobre o emprego e a análise estatística do delineamento em blocos aumentados no melhoramento genético vegetal. Tese de Doutorado. Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz. Piracicaba, São Paulo. 293 p.
- Es, H. M. Van & C. L. Es. 1993. Spatial nature of randomization and its effect on the outcome of field experiments. Agronomy Journal, 85 (3): 420-428.
- Farias, P. R. S. 1996. Distribuição espacial e amostragem seqüencial de *Spodoptera frugiperda* Smith, 1797) na cultura do milho. Dissertação de Mestrado. Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinária de Jaboticabal. Jaboticabal, São Paulo. 130 p.
- Henderson, C. R. 1984. Applications of linear models in animal breeding. University of Guelph-Canada, Guelph. 462 p.
- Lemos, M. A., M. R. A. Araújo, E. E. Gomes e Gama, R. Magnavaca, A. C. Oliveira & A. R. Moraes. 1990. Seleção entre e dentro de famílias de meios-irmãos no milho dentado composto visando resistência à *Spodoptera frugiperda* e à *Heliothis zea* - II ciclo. Pesquisa Agropecuária Brasileira, 25 (2): 95-101.
- Liebhols, A. M., R. E. Rossi & Kemp, W. P. 1993. Geostatistics and geographic information systems in applied insect ecology. Annu. Rev. Entomol, 38 (2): 303-327.
- Littell, R. C. G. A. Milliken, W. W. Stroup & R. D. Wolfinger. 1996. SAS system for mixed models. SAS Institute Inc., Cary, NC. 633 p.
- Martínez, R. 1994. Control de la correlacion espacial en experimentos de campo en el sector agrícola. Agronomia colombiana, 11 (1): 83-89.
- Mitchell, F. L & J. R. Fuxa. 1987. Distribution, abundance, and sampling of fall armyworm (Lepidoptera: Noctuidae) in south-central Lousiana corn fields. Environ. Entomol. 16(4): 453-458.
- Nishikawa, M.A.N. 1999. Análise genética de populações de milho (*Zea mays* L.) visando resistência à lagarta do cartucho (*Spodoptera frugiperda* Smith, 1797). Tese de Doutorado. Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz. Piracicaba, São Paulo. 98 p.
- Osuna, J.A., F. M. Lara, M. A. P. Oliveira & A. Tozetti. 1995. Avaliação de famílias de meios irmãos em milho visando resistência a *Helicoverpa zea* (Boddie) e *Spodoptera frugiperda* (J. E. Smith). An. Soc. Entomol. Brasil. 24 (1): 21-26.
- Pannatier, Y. 1996. Variowin: Software for spatial dara analysis in 2D. Springer, Lausanne. 91 p.

- Pinto, G. R. C. 2002. Potencial genético de vinte e três populações de milho quanto ao ataque de insetos praga e reação a doenças foliares com ênfase em *Cercospora zea-maydis*. Dissertação de Mestrado. Escola de Agronomia, Universidade Federal de Goiás. Goiânia, Goiás. 130 p.
- SAS Institute. 1993. SAS/ETS software applications guide 2: econometric modeling, simulation and forecasting. Version. 6. SAS Institute Inc., Cary. 429 p.
- SAS Institute. 1997. SAS/STAT software: changes and enhancements through release 6.12. SAS Institute Inc., Cary. 1997. 1167 p.
- Stroup, W. W., P. S. Baenziger & D. K. Mulitze. 1994. Removing spatial variation from wheat yield trials: a comparison of methods. *Crop Science*, 34 (1): 157-172.
- Wiseman, B. R., F. M. Davis & W. P. Williams. 1983. Fall armyworm: larval density and movement as an indication of nonpreference in resistance corn. *Protocols of Ecology*, 5 (3): 125-141.
- Yang, G., J. Isenhour & K. E. Spelie. 1991. Activity of maize cuticular lipids in resistance to leaf-feeding by the fall army-worm. *Florida Entomologist*, 64 (4): 515-519.
- Yang, G., J. Isenhour & K. E. Spelie. 1993. Chemical and ultrastructural analysis of corn cuticular lipids and their effect on feeding by fall army-worm larvae. *Chemical Ecology*, 19 (11): 2055-2074.
- Zimmerman, D. I. & D. A. Harville. 1991. A random field approach to the analysis of field-plot experiments and other spatial experiments. *Biometric*, 47 (2): 223-239.