

TÉCNICA DE AMOSTRAGEM PARA COMPARAR O DANO CAUSADO PELA LAGARTA-DA-ESPIGA, *HELIOTHIS ZEA* (BODDIE), EM CULTIVARES DE MILHO (1)

VIOLETA NAGAI (2,5), CARLOS JORGE ROSSETTO (3)
e FREDERICO PIMENTEL GOMES (4)

RESUMO

Neste trabalho, realizado no Instituto Agronômico, determinou-se o tamanho da amostra para estudos de danos causados pela lagarta-da-espiga, *Heliothis zea* (Boddie), avaliados pelo método de Widstrom. Foram utilizados dados de dois experimentos de campo, com um cultivar resistente (Asteca Proflífico VRPE VII), um suscetível (híbrido duplo IAC Hmd 7974), o 'Maya XVI' e o híbrido simples HS 7777, em 1978/79 e 1979/80. O critério para estimar o tamanho da amostra foi de que esse tamanho permitisse detectar uma diferença de 10 ou de 20% da média geral entre médias de danos, em cultivares de milho, e avaliar o dano médio por cultivar com erro-padrão de 10 ou de 20% da média. Para definir o processo de amostragem, utilizou-se o método de componentes de variância, estimados a partir de dois modelos matemáticos. O tamanho da amostra foi bastante variável entre cultivares, sendo maior no resistente. Entre os possíveis tamanhos mínimos de amostra para detectar uma diferença de 10% da média geral entre médias de danos de tratamentos, podem ser utilizados seis blocos com quatro linhas de 24 plantas; para

(1) Recebido para publicação em 22 de maio de 1984. Parte da dissertação apresentada pelo primeiro autor à Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz" para obtenção do título de Mestre em Agronomia; área de concentração: Estatística e Experimentação Agrícola.

(2) Seção de Técnica Experimental e Cálculo, Instituto Agronômico (IAC), Caixa Postal 28, 13001 Campinas (SP).

(3) Seção de Entomologia Fitotécnica, IAC.

(4) Professor da Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", atualmente aposentado e assessor do convênio IICA/EMBRAPA.

(5) Com bolsa de suplementação do CNPq.

uma diferença de 20% de média, cinco blocos com três linhas de seis plantas são suficientes. Para estimar a média de danos por cultivar, com erro-padrão de 10% de média, são necessários sete blocos com quatro linhas de 30 plantas, no cultivar Asteca, e cinco blocos com duas linhas de 24 plantas nos cultivares Hmd 7974, HS 7777 e Maya e, com erro-padrão de 20% de média, cinco blocos de três linhas com doze plantas, no 'Asteca', e cinco blocos com duas linhas de seis plantas nos demais cultivares.

Termos de indexação: amostra, tamanho; componentes de variância; parâmetros populacionais; cultivares resistentes; método de Widstrom.

1. INTRODUÇÃO

Ataques de pragas prejudicam consideravelmente a produção de grãos, frutos e partes vegetais. No caso do milho (*Zea mays* L.), os prejuízos ocorrem tanto no campo como após a colheita.

Medidas eficientes de proteção contra o ataque de insetos, seja pelo uso de inseticidas e de cultivares resistentes, seja pelo controle integrado, fazem parte dos métodos para reduzir as perdas dos produtos agrícolas.

Em relação ao milho, sucesso considerável tem sido alcançado no desenvolvimento de cultivares resistentes. No Brasil, entre os principais programas de melhoramento estão os relacionados à lagarta-da-espiga, *Heliothis zea* (Boddie), praga de campo. As determinações de danos no campo são, de modo geral, feitas em amostras das unidades experimentais. Assim, assumem especial importância o critério de amostragem e o tamanho da amostra, que permitam estimativas dos parâmetros populacionais com o desejado grau de precisão.

O método ideal de avaliação do dano deve ser de utilização rápida e empregar um número mínimo de espigas, porém suficiente e de tal modo que permita obter estimativas válidas do erro, apropriadas para testar a significância dos efeitos.

Embora estudos sobre tamanho da amostra para representar características de populações de milho sejam relativamente freqüentes na literatura (SÁNCHEZ, 1972, e SOARES, 1978), o mesmo não acontece em relação ao tamanho da amostra para avaliação de danos causados por insetos. Nos trabalhos consultados, nenhuma discussão foi observada sobre o número de unidades amostrais mais apropriado para avaliar o dano.

A necessidade de avaliação dos parâmetros, válidos para as nossas condições e para os nossos cultivares, é a maior razão do presente trabalho, que tem como principais objetivos a determinação do tamanho da amostra (número de espigas de milho) que possibilite detectar uma diferença específica entre médias de cultivares e, ainda, avaliar o dano médio por cultivar.

2 MATERIAL E MÉTODOS

Foram utilizados dados de estimativas de danos causados pela lagarta-da-espiga, obtidos em dois ensaios de campo, em condições de infestação natural. O delineamento experimental empregado foi de blocos casualizados com dez repetições, sendo cada parcela constituída por 4 linhas de 10 metros de comprimento com 50 plantas por linha. No primeiro ensaio, em 1978/79, foram estudados os seguintes tratamentos: um cultivar de milho resistente à lagarta-da-espiga (Asteca Prolífico VRPE VII) e outro suscetível (IAC Hmd 7974). No segundo ensaio, em 1979/80, além desses, foram estudados os cultivares Maya XVI e IAC HS simples 7777.

Para avaliação dos danos por espiga, uma espiga por planta, foi utilizado o método de WIDSTROM (1967), com base na seguinte escala: nota 0, se não existe inseto na espiga; nota 1, se o inseto penetrou na espiga comendo o estiloestigma sem atingir a ponta do sabugo; nota 2, se o inseto penetrou até o sabugo, não se aprofundando mais que 1cm; nota 3 a n, se a profundidade de penetração é maior que 1cm, a classe de dano é acrescida de uma unidade para cada centímetro adicional.

Para avaliar o processo de amostragem que permita detectar uma diferença específica entre médias de danos e estimar o dano médio por cultivar, foi utilizado o método de componentes de variância (HARTLEY et alii, 1978, e PIMENTEL GOMES et alii, 1963) estimados a partir dos seguintes modelos lineares mistos:

Modelo A

$$Y_{ijkl} = m + t_i + b_j + (tb)_{ij} + l_{k(ij)} + P_{l(k/ij)}$$

onde: $i = 1, 2, \dots, I;$
 $j = 1, 2, \dots, J;$
 $k = 1, 2, \dots, K;$
 $l = 1, 2, \dots, L$

Nesse modelo, Y_{ijkl} é a resposta da amostra l , na linha k do bloco j e do tratamento i ;

m é a média geral;

t_i é o efeito fixo do tratamento i ;

b_j é o efeito aleatório do bloco j com distribuição $N(0, \sigma_B^2)$;

$(tb)_{ij}$ é o efeito aleatório de interação do cultivar i com o bloco j , com distribuição $N(0, \sigma_{TB}^2)$;

$l_{k(ij)}$ é o efeito aleatório da linha k no bloco j e no tratamento i , com distribuição $N(0, \sigma_L^2)$;

$P_{l(k/ij)}$ é o efeito aleatório da amostra l , na linha k , no bloco j e tratamento i , com distribuição $N(0, \sigma_E^2)$.

Modelo B

$$Y_{jkl} = m + b_j + l_{k(j)} + p_{l(k/j)}$$

onde $j = 1, 2, \dots, J;$
 $k = 1, 2, \dots, K;$
 $l = 1, 2, \dots, L$

Y_{jkl} é a resposta da amostra l na linha k do bloco j ;

m é a média geral;

b_j é o efeito aleatório do bloco k , com distribuição $N(0, \sigma_B^2)$;

$l_{k(j)}$ é o efeito aleatório da linha k no bloco j , com distribuição $N(0, \sigma_L^2)$;

$p_{l(k/j)}$ é o efeito aleatório da amostra l na linha k do bloco j com distribuição $N(0, \sigma_E^2)$.

Componentes de variância

O método de análise de variância para obter as estimativas dos componentes de variância é indicado quando há ortogonalidade.

Embora em um delineamento experimental se procure obter igual número de observações por parcela, no final do trabalho isso nem sempre acontece, em virtude de problemas que fogem ao controle do experimentador, tal como ocorreu, nas linhas, nos ensaios de campo estudados neste trabalho. Entretanto, como o número final de plantas disponíveis nas linhas era razoável, foram retiradas de cada uma delas cinco amostras de seis plantas, em seqüência na linha, uma espiga por planta, e analisadas as médias de danos das espigas dessas amostras. Obtiveram-se assim dados equilibrados e com maior garantia de validade das hipóteses básicas da análise de variância: aditividade, homocedasticidade, independência dos erros e normalidade.

As análises de variância foram feitas para cada ano agrícola e para cada modelo, segundo os esquemas apresentados nos quadros 1 e 2.

Os valores esperados dos quadrados médios sugerem o quadrado médio apropriado para ser utilizado como denominador no teste de hipótese de que certo componente de variância seja nulo ou de que não haja diferença entre as médias populacionais.

A partir dos quadros 1 e 2, pode-se facilmente verificar o denominador no teste F .

QUADRO 1. Esquema da análise de variância e esperança dos quadrados médios segundo o modelo A aplicado aos dados resultantes da avaliação de danos causados por *Heliothis zea*, em cultivares de milho

Causa de variação	G.L.	Q.M.	E(Q.M.)
Cultivares (T)	I-1	V_1	$\sigma_E^2 + L\sigma_L^2 + KL\sigma_{TB}^2 + JKL \frac{\sum_i^2}{I-1}$
Blocos (B)	J-1	V_2	$\sigma_E^2 + L\sigma_L^2 + KL\sigma_{TB}^2 + IKL\sigma_B^2$
Interação T x B	(I-1)(J-1)	V_3	$\sigma_E^2 + L\sigma_L^2 + KL\sigma_{TB}^2$
Linhas dentro de cultivares dentro de blocos	IJ(K-1)	V_4	$\sigma_E^2 + L\sigma_L^2$
Amostras dentro de linhas	IJK(L-1)	V_5	σ_E^2
Total	IJKL-1		

QUADRO 2. Esquema de análise de variância e esperança dos quadrados médios segundo o modelo B aplicado aos dados resultantes da avaliação de danos causados por *Heliothis zea*

Causa de variação	G.L.	Q.M.	E(Q.M.)
Blocos (B)	J-1	V_1	$\sigma_E^2 + L\sigma_L^2 + KL\sigma_B^2$
Linhas dentro de blocos	J(K-1)	V_2	$\sigma_E^2 + L\sigma_L^2$
Amostras dentro de linhas	JK(L-1)	V_3	σ_E^2
Total	IJKL-1		

Igualando-se os quadrados médios a seus valores esperados e resolvendo o sistema de equações, obtêm-se as estimativas dos componentes de variância:

No modelo A,

$$\hat{\sigma}_E^2 = V_5, \quad \hat{\sigma}_L^2 = \frac{V_4 - V_5}{L}$$

$$\hat{\sigma}_{TB}^2 = \frac{V_3 - V_4}{KL}, \quad \hat{\sigma}_B^2 = \frac{V_2 - V_3}{IKL}.$$

No modelo B,

$$\hat{\sigma}_E^2 = V_3, \quad \hat{\sigma}_L^2 = \frac{V_2 - V_3}{L}, \quad \hat{\sigma}_B^2 = \frac{V_1 - V_2}{KL}.$$

Embora não seja possível obter intervalos exatos para σ_{TB}^2 , σ_L^2 e σ_B^2 , o mesmo não ocorre em relação a σ_E^2 , uma vez que a soma de quadrados do resíduo dividida por σ^2 tem distribuição de qui-quadrado.

Assim,

$$\Pr \left\{ \frac{\text{S.Q.E.}}{\chi_{\alpha/2}^2(n)} < \sigma^2 < \frac{\text{S.Q.E.}}{\chi_{1-\alpha/2}^2(n)} \right\} = 1 - \alpha,$$

onde S.Q.E. é a soma de quadrados do resíduo, dada pela contribuição das amostras na linha, e o número n de graus de liberdade é estimado pela fórmula de SATTERTHWAITTE (1946).

Para número de graus de liberdade superiores a 100, utiliza-se a fórmula:

$$\chi^2 = \frac{1}{2} (t_\alpha + \sqrt{2V - 1})^2$$

de acordo com citação em PEARSON & HARTLEY (1954), onde t_α é obtido da tabela de t para infinitos graus de liberdade e V é o número de graus de liberdade correspondente a S.Q.E.

Tamanho da amostra para detectar uma diferença específica entre médias de tratamentos

No modelo A, a variância da diferença D , entre duas médias de tratamentos $D = Y_i - Y'_i$, tem a seguinte expressão:

$$V(D) = 2 \left[\frac{\sigma_{TB}^2}{J} + \frac{\sigma_L^2}{JK} + \frac{\sigma_E^2}{JKL} \right]$$

Foram determinados os tamanhos de amostra para detectar diferenças (D) entre médias de tratamentos considerando dois níveis de precisão: (a) diferença entre médias superior a 10% da média geral; (b) diferença entre médias superior a 20% da média geral.

Essas restrições implicam em:

$$a) s(\hat{D}) = \frac{0,10 \bar{y}}{t_{\alpha}} \quad \text{ou} \quad b) s(\hat{D}) = \frac{0,20 \bar{y}}{t_{\alpha}}$$

Para diferentes combinações do número de blocos (J), de linhas (K) e de amostras de seis plantas, por linha (L), na fórmula da variância de D, pode-se obter $s(\hat{D})$ que satisfaça às igualdades acima.

O valor de t_{α} pode ser obtido com o número de graus de liberdade correspondente a V_3 , ou seja, à interação tratamento por blocos, ou pode ser usado o valor aproximado $t_{\alpha} = 2$.

Tamanho da amostra para avaliar o dano médio por cultivar

Para um valor específico de $1 - \alpha$ um intervalo de confiança $100(1 - \alpha)\%$ para m , onde $1 - \alpha$, coeficiente de confiança, é dado por:

$$\bar{y} \pm t_{\alpha} \sqrt{V(\bar{y})} = \bar{y} \pm d.$$

Pelo modelo B, a estimativa da variância da média é dada por:

$$\hat{V}(\bar{y}) = \frac{\hat{\sigma}_B^2}{J} + \frac{\hat{\sigma}_L^2}{JK} + \frac{\hat{\sigma}_E^2}{JKL} = \frac{V_1}{JKL}$$

Na determinação do tamanho da amostra, foram especificados dois níveis de precisão: (a) um erro-padrão da média igual a $0,10 \bar{y}$; (b) um erro-padrão da média igual a $0,20 \bar{y}$.

Por esse critério, temos:

$$a) s(\bar{y}) = \frac{0,10 \bar{y}}{t_{\alpha}} \quad \text{ou} \quad b) s(\bar{y}) = \frac{0,20 \bar{y}}{t_{\alpha}}$$

O valor de t_{α} é obtido com o número de graus de liberdade correspondente a V_1 , nível hierárquico mais alto, ou é utilizado o valor aproximado $t_{\alpha} = 2$.

Com diferentes valores e combinações de J, K e L, pode-se obter a estimativa do erro-padrão da média que satisfaça ao critério adotado.

3. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Componentes de variância

Nos quadros 3 a 8, encontram-se as médias das amostras de 6 plantas nas quatro linhas de cada bloco, por cultivar e ano de ensaio, e no quadro 9, as estimativas das médias e dos componentes de variância, além do intervalo de confiança para σ_E^2 , em cada ensaio. Observa-se que, nos dois anos, o componente de variância de maior importância, ou seja, o que mais afeta as comparações entre tratamentos, foi aquele da variação entre amostras de seis plantas (σ_E^2), o qual representa mais de 90% da variação total. Por essa razão, foi estimado seu intervalo de confiança.

QUADRO 3. Dados de avaliações, pelo método de Widstrom, dos danos causados pela lagarta-da-espiga no cultivar Asteca. Ensaio de 1979 – Médias

Li- nhas	Amos- tras	Blocos									
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1	1	3,00	0,83	5,17	2,33	2,17	2,83	5,67	3,33	3,67	2,67
	2	4,33	4,67	1,50	0,00	2,67	2,67	3,00	2,83	3,67	4,33
	3	3,00	0,33	3,50	3,33	4,17	1,50	3,00	2,00	3,50	1,50
	4	3,50	1,50	2,50	2,83	2,83	3,00	2,50	0,00	0,50	3,50
	5	2,17	2,50	3,00	3,00	3,83	3,33	5,00	3,67	2,83	3,50
2	1	2,67	2,17	4,33	3,50	3,00	4,50	3,33	5,00	3,33	3,33
	2	2,33	3,33	3,67	2,50	2,83	1,50	1,17	1,83	3,17	3,00
	3	3,50	1,83	3,00	1,50	4,67	3,00	2,17	2,67	2,83	1,17
	4	2,50	1,67	4,00	2,17	0,50	2,50	4,17	3,67	4,17	1,17
	5	3,00	0,83	3,17	3,00	2,83	2,67	3,00	3,50	3,83	1,00
3	1	2,33	2,00	2,83	2,00	3,50	3,50	4,33	3,00	3,00	3,50
	2	3,33	2,83	3,67	3,17	2,50	2,00	2,83	2,67	3,33	2,67
	3	2,33	2,83	2,83	2,60	3,50	3,50	3,33	0,67	2,33	0,33
	4	4,17	1,50	2,00	3,33	4,00	1,67	1,83	2,50	0,83	2,67
	5	4,17	1,20	2,67	2,83	2,50	4,20	2,83	2,17	2,17	2,33
4	1	4,00	3,17	2,67	3,17	2,83	1,33	2,83	3,33	5,00	2,50
	2	0,67	1,67	2,00	1,17	3,33	1,83	2,00	2,67	3,00	3,00
	3	3,67	1,50	2,83	1,33	3,83	3,67	1,50	2,83	3,50	2,00
	4	2,33	1,83	3,50	3,33	1,00	2,17	2,17	1,17	1,00	4,17
	5	2,17	2,00	3,00	4,00	2,67	5,50	1,50	1,67	3,17	2,67

QUADRO 4. Dados de avaliações, pelo método de Widstrom, dos danos causados pela lagarta-da-espiga no cultivar Hmd 7974. Ensaio de 1979 - Médias

Linhas	Amostras	Blocos									
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1	1	4,83	4,33	4,50	5,17	4,33	4,83	4,50	5,83	4,67	6,50
	2	5,00	4,50	4,33	4,83	4,83	6,50	5,00	5,33	4,17	2,50
	3	4,67	5,83	3,83	4,50	5,83	5,17	4,00	4,67	6,17	3,17
	4	4,00	5,17	4,67	4,83	4,83	5,00	5,33	4,83	4,67	4,83
	5	4,33	6,00	3,83	4,50	5,17	5,17	4,50	5,67	5,67	5,17
2	1	4,67	6,00	3,00	5,33	6,50	6,17	6,83	5,67	4,50	4,67
	2	3,33	4,50	6,67	4,83	5,00	7,17	3,83	5,00	4,50	5,50
	3	6,17	5,83	4,17	5,67	4,00	6,67	5,83	3,83	3,83	6,67
	4	3,67	6,00	5,83	5,00	5,17	6,17	4,50	4,50	5,50	4,50
	5	6,50	5,17	5,33	5,50	6,33	4,50	4,83	5,50	6,17	4,83
3	1	3,50	3,50	6,00	6,33	6,33	6,83	5,17	4,83	6,33	4,83
	2	3,83	5,67	5,83	3,80	4,67	5,33	5,17	4,67	5,33	3,83
	3	5,00	4,67	5,83	5,33	5,50	6,50	4,67	5,50	4,67	5,67
	4	3,83	6,17	4,83	3,67	4,83	4,17	4,67	4,67	5,17	3,83
	5	5,67	5,50	5,83	5,00	7,33	7,00	6,00	4,83	4,00	4,00
4	1	4,83	4,50	5,50	5,17	5,33	5,17	5,00	5,33	4,83	2,83
	2	3,50	3,83	3,67	5,50	4,83	6,00	6,33	4,50	5,00	4,17
	3	5,83	4,00	5,50	3,83	4,33	5,50	4,50	3,67	4,17	5,17
	4	4,83	5,33	5,83	5,33	5,83	4,50	4,83	5,17	4,50	4,67
	5	5,67	5,50	4,67	4,83	6,00	5,33	5,17	3,83	6,67	3,83

QUADRO 5. Dados de avaliações, pelo método de Widstrom, dos danos causados pela lagarta-da-espiga no cultivar Asteca. Ensaio de 1980 - Médias

Linhas	Amostras	Blocos									
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1	1	1,67	0,67	1,83	3,17	3,00	4,00	2,83	2,17	2,67	2,83
	2	3,17	1,17	2,00	4,00	1,33	2,83	1,83	3,17	2,50	1,67
	3	2,33	4,50	2,00	2,00	2,83	2,00	3,00	1,50	2,83	1,67
	4	0,00	2,33	3,00	1,33	3,17	0,67	2,00	3,00	3,67	2,83
	5	1,00	2,50	1,33	3,33	3,50	3,50	2,00	1,50	1,83	3,50
2	1	2,00	2,00	1,33	2,50	3,67	3,67	2,67	1,33	4,83	4,50
	2	1,17	1,50	1,17	0,00	0,83	1,83	2,50	1,17	2,00	2,33
	3	3,83	1,00	2,33	3,67	3,17	2,67	2,50	1,50	2,33	2,67
	4	2,00	3,50	0,67	2,33	0,50	1,50	2,00	0,50	3,17	2,17
	5	0,33	2,67	3,67	2,00	3,33	2,83	2,50	1,00	3,50	2,83
3	1	2,50	3,33	1,83	4,00	3,50	4,67	4,17	3,17	2,83	1,33
	2	1,33	3,50	1,33	0,83	1,00	0,17	0,17	3,00	2,67	2,50
	3	1,83	1,50	1,83	2,83	3,83	3,50	1,83	1,83	2,67	2,50
	4	0,83	2,50	2,33	1,50	1,17	0,67	1,67	1,00	2,50	3,50
	5	3,50	2,50	1,17	4,33	3,17	3,50	2,17	2,00	2,00	1,33
4	1	4,33	0,83	2,33	3,83	4,00	4,50	0,50	4,17	2,17	1,33
	2	1,17	4,17	3,33	2,17	0,00	1,83	3,33	2,83	1,33	2,33
	3	2,00	2,83	2,00	3,50	2,00	2,67	2,83	1,00	1,33	1,00
	4	1,17	3,33	2,33	3,83	1,50	0,67	2,00	2,67	1,00	3,00
	5	2,67	1,83	3,33	3,17	2,33	3,00	2,83	3,00	1,67	4,33

QUADRO 6. Dados de avaliações, pelo método de Widstrom, dos danos causados pela lagarta-da-espiga no cultivar Hmd 7974. Ensaio de 1980 - Médias

Linhas	Amostras	Blocos									
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1	1	3,50	5,50	3,67	4,17	4,17	5,00	3,67	3,00	5,50	2,83
	2	3,00	4,00	5,50	4,17	2,67	3,33	4,00	5,83	5,67	3,67
	3	3,50	4,17	3,67	3,83	3,50	3,00	4,00	2,67	4,00	4,00
	4	4,33	4,67	3,17	3,50	4,83	4,33	5,00	4,50	5,33	3,17
	5	4,50	3,00	3,83	3,50	4,50	5,83	4,83	3,50	4,33	4,00
2	1	4,00	4,00	4,67	4,33	4,00	4,17	3,17	4,67	3,67	3,00
	2	4,17	4,50	2,33	4,33	4,00	5,00	2,83	4,17	6,17	3,17
	3	4,67	5,50	3,50	4,50	3,17	4,33	4,67	2,50	4,67	3,50
	4	4,00	4,33	4,17	5,00	4,17	4,50	3,17	4,17	3,33	5,00
	5	2,83	3,67	3,07	4,50	3,50	5,33	3,33	4,33	4,00	2,67
3	1	4,67	5,50	4,83	4,00	4,17	3,83	2,67	4,17	4,00	2,83
	2	3,00	5,83	4,67	4,00	2,67	3,50	3,67	5,00	5,67	4,50
	3	2,33	4,33	4,33	4,50	3,33	4,67	4,00	2,17	4,83	5,83
	4	3,50	4,83	3,50	3,83	5,17	4,50	3,83	3,50	4,00	3,83
	5	3,00	4,50	5,17	2,33	4,83	3,83	5,50	4,67	4,83	3,00
4	1	4,33	4,33	3,50	3,50	4,83	5,83	4,67	5,67	3,50	3,50
	2	3,33	5,33	4,17	4,50	3,33	3,00	3,50	4,83	4,67	5,33
	3	4,00	4,00	5,17	4,33	3,67	5,33	3,67	5,50	6,50	4,67
	4	3,00	4,50	3,50	2,50	3,33	5,00	3,67	5,00	4,17	3,67
	5	5,33	4,50	5,00	5,17	3,50	4,17	5,83	4,60	5,33	5,00

QUADRO 7. Dados de avaliações, pelo método de Widstrom, dos danos causados pela lagarta-da-espiga no cultivar Maya. Ensaio de 1980 - Médias

Linhas	Amostras	Blocos									
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1	1	3,33	3,17	3,67	3,50	3,83	4,17	4,00	3,67	2,67	2,17
	2	2,33	1,83	3,33	1,83	2,17	4,00	2,33	3,17	5,00	2,17
	3	2,83	5,00	3,83	3,17	5,67	2,17	3,83	2,67	3,67	3,00
	4	3,67	3,67	2,67	2,83	2,00	2,83	2,33	3,83	2,17	3,67
	5	2,50	3,50	4,00	3,50	3,50	3,50	4,00	4,50	3,00	1,33
2	1	4,00	3,33	4,17	4,33	3,67	4,67	4,00	4,17	2,50	3,33
	2	3,17	3,17	3,33	2,00	3,00	3,83	2,33	2,33	3,17	3,67
	3	1,83	3,33	3,67	5,00	4,33	4,33	4,00	2,50	3,17	3,33
	4	4,50	3,83	3,33	1,33	1,67	3,67	3,17	3,83	3,33	3,67
	5	0,60	3,50	3,67	3,67	2,83	4,50	2,83	3,50	1,83	2,00
3	1	3,50	3,00	4,17	4,17	3,67	4,67	4,00	3,33	3,67	3,33
	2	3,67	3,50	3,17	3,50	0,83	0,83	2,83	2,83	4,67	2,83
	3	1,50	3,17	0,67	4,17	2,83	2,67	4,67	2,33	3,50	4,33
	4	2,50	2,67	2,33	3,00	4,33	4,67	4,67	2,50	4,00	2,67
	5	2,33	4,83	2,83	4,00	3,50	4,17	2,33	2,67	3,50	4,50
4	1	4,17	2,83	4,17	4,33	3,83	3,67	4,83	2,33	3,33	3,17
	2	3,67	2,67	3,33	2,50	1,83	2,67	2,17	2,83	3,67	4,33
	3	2,67	4,33	4,00	4,33	3,83	5,00	4,50	3,67	4,00	2,50
	4	3,00	4,17	1,67	5,00	2,83	3,83	2,50	2,50	4,00	2,50
	5	1,33	4,00	5,00	2,83	4,00	2,67	3,17	3,33	2,67	4,17

QUADRO 8. Dados de avaliações, pelo método de Widstrom, dos danos causados pela lagarta-da-espiga no cultivar HS 7777. Ensaio de 1980 - Médias

Linhas	Amostras	Blocos									
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1	1	5,17	3,33	4,67	3,33	4,50	5,50	4,83	3,67	5,50	4,17
	2	4,83	3,67	4,33	3,50	2,50	3,17	1,50	3,33	5,17	4,33
	3	5,17	3,00	4,33	5,00	4,83	3,67	4,17	3,67	3,67	4,00
	4	4,50	5,33	3,83	4,83	2,50	4,50	3,50	4,00	4,17	3,00
	5	5,00	3,50	3,00	4,33	2,50	4,17	3,83	4,00	4,67	3,25
2	1	5,33	3,00	5,50	4,50	3,83	5,33	4,17	3,33	3,83	3,00
	2	3,17	3,00	4,00	3,17	2,67	3,50	2,83	4,50	3,83	4,33
	3	4,50	5,33	3,33	4,67	4,83	4,33	5,33	4,00	5,00	3,50
	4	5,00	4,67	3,67	3,67	4,33	4,83	4,33	5,33	3,67	5,50
	5	4,17	4,17	2,50	3,67	5,17	3,67	4,17	4,00	4,83	5,00
3	1	3,17	4,67	3,83	4,00	5,83	4,67	4,33	2,50	5,17	6,33
	2	4,00	3,67	5,67	2,83	3,50	3,67	4,17	3,00	5,00	4,17
	3	3,83	5,50	4,83	5,33	3,17	5,00	5,17	2,00	4,00	5,33
	4	4,83	3,17	4,50	5,17	4,17	4,83	4,83	3,67	3,50	4,67
	5	3,50	5,50	2,83	4,67	4,00	4,67	5,83	5,00	4,17	4,50
4	1	3,83	4,67	4,17	4,17	4,83	5,17	5,00	3,17	3,33	3,50
	2	3,67	5,33	5,50	5,17	2,50	3,83	3,83	4,00	4,33	4,50
	3	4,17	3,17	4,17	3,83	5,00	4,17	6,00	4,50	5,17	5,00
	4	4,33	4,33	4,00	4,00	3,83	4,00	4,67	3,33	4,67	4,67
	5	4,67	5,17	2,33	4,17	4,33	4,50	5,50	4,00	3,33	3,17

QUADRO 9. Estimativas das médias, dos componentes de variância e dos intervalos de confiança de σ_E^2 , obtidas das análises dos dados de danos causados por *Heliothis zea*, nos ensaios de 1979 e 1980

Estimativas	Ano do ensaio	
	1979	1980
\bar{y}	3,88	3,49
$\hat{\sigma}_B^2$	0,0141	0,0227*
$\hat{\sigma}_{TB}^2$	0,0523*	0,0054
$\hat{\sigma}_L^2$	0,0000	0,0000
$\hat{\sigma}_E^2$	0,9268	0,8748
I.C. (σ_E^2)	(0,8183; 1,0620)	(0,8002; 0,9620)

(*) Significativo ao nível de 5%.

No quadro 10, além da média, são apresentados os componentes de variância e intervalos de confiança para σ_E^2 , estimados a partir das análises por cultivar e ano de ensaio.

QUADRO 10. Estimativas das médias, dos componentes de variância e dos intervalos de confiança para σ_E^2 , por cultivar, obtidas das análises dos dados de danos causados por *Heliothis zea*, em milho, nos ensaios de 1979 e 1980

Ano do ensaio	Cultivar	Estimativas				
		\bar{y}_i	$\hat{\sigma}_B^2$	$\hat{\sigma}_L^2$	$\hat{\sigma}_E^2$	I.C. (σ_E^2)
1979	Asteca	2,73	0,0638*	0,0000	1,1216	(0,9434; 1,3650)
	Hmd 7974	5,02	0,0591*	0,0000	0,7467	(0,6280; 0,9087)
1980	Asteca	2,34	0,0164	0,0000	1,1868	(0,9982; 1,4444)
	Hmd 7974	4,15	0,0687*	0,0000	0,6987	(0,5877; 0,8503)
	Maya	3,30	0,0200	0,0000	0,9029	(0,7594; 1,0989)
	Hb 7777	4,19	0,0072	0,0107	0,7108	(0,5979; 0,8650)

(*) Significativo ao nível de 5%.

O componente de variância relativo a amostras de seis plantas na linha, (σ_E^2), destaca-se dos demais em todos os cultivares, sendo os valores mais altos encontrados no 'Asteca', resistente. Este fato pode ser atribuído a uma menor homogeneidade genética neste cultivar.

À exceção do 'HS 7777', as estimativas dos componentes de linha (σ_L^2) foram, por ano de ensaio e por cultivar, negativas nas demais análises, o que pode ser interpretado como evidência de que o verdadeiro valor desse componente seja zero. No entanto, outra explicação seria o fato de o modelo matemático adotado não ser totalmente adequado. Embora o quadrado médio para linhas tenha sido menor que o para amostras dentro de linhas, o teste F correspondente não foi significativo, de modo que se pode manter o modelo proposto. Os resultados não-significativos para efeito de linhas estão de acordo com a observação feita por BLICKENSTAFF (1960), em campos de milho, de que os danos de *Heliothis zea* não eram influenciados pela posição das plantas.

Dada a importância do componente de variância devido a amostras na linha, foi estimado seu intervalo de confiança. Pelos extremos dos intervalos, verifica-se que as estimativas de σ_E^2 são bastante precisas. Observa-se, ainda, que os intervalos de confiança para σ_E^2 nos cultivares resistentes e suscetível são disjuntos.

Tamanho da amostra

Para assegurar a precisão requerida, os resultados relativos a número de amostras na linha foram, quando necessário, arredondados para o número inteiro superior, o que resulta em um número de plantas na linha, múltiplo da unidade básica, ou seja, seis plantas.

Os números de blocos, de linhas e de observações na linha foram limitados em função dos utilizados nos experimentos, pois, de modo geral, estes são os valores máximos empregados. Assim, evitaram-se também os perigos da extrapolação.

Tamanho da amostra para detectar uma diferença de 10 e de 20% da média geral, entre médias de danos causados por *Heliothis zea*

Em função das médias estimadas e com o valor de t_{α} igual a 2, foram determinados os tamanhos da amostra que satisfazem às restrições $s(\bar{D}) = (0,10 \bar{y})/t_{\alpha}$ e $s(\bar{D}) = (0,20 \bar{y})/t_{\alpha}$, os quais são apresentados no quadro 11. Observa-se que, em termos de tamanho de amostra, os resultados obtidos nos dois anos são semelhantes.

QUADRO 11. Estimativas do número de blocos (J), de linhas (K) e de plantas por linha (L), que podem ser utilizados nas avaliações de danos causados por *Heliothis zea*, pelo método de Widstrom, para detectar diferenças de 10 e de 20% da média geral entre médias de danos, em cultivares de milho

Número de blocos (J)	Ano do ensaio							
	1979				1980			
	Número de linhas (K)							
	4	3	2	1	4	3	2	1
Número de plantas por linha (L)								
10	12 (6) ^a	18 (6)	24 (6)	* (12)	12 (6)	12 (6)	18 (6)	* (12)
9	12 (6)	18 (6)	24 (6)	* (12)	12 (6)	18 (6)	24 (6)	* (12)
8	18 (6)	18 (6)	30 (6)	* (12)	12 (6)	18 (6)	24 (6)	* (12)
7	18 (6)	24 (6)	* (6)	* (12)	18 (6)	18 (6)	30 (6)	* (12)
6	24 (6)	* (6)	* (12)	* (18)	18 (6)	24 (6)	* (12)	* (18)
5	* (6)	* (6)	* (12)	* (18)	24 (6)	30 (6)	* (12)	* (18)
4	* (6)	* (12)	* (12)	* (24)	24 (6)	* (6)	* (12)	* (24)

(*) Indica número de plantas por linha maior que 30.

Obs.: Números entre parênteses indicam tamanhos de amostra para detectar diferença de 20% da média geral.

Para cobrir as variações ecológicas, deve-se trabalhar em mais de um ano, e como há necessidade de adotar apenas um resultado, a escolha deve ser feita a partir dos resultados mais exigentes, de modo a garantir a precisão.

Em razão de, nos ensaios para avaliação de produtividade, o número de blocos geralmente estar em torno de 4 a 6, as avaliações de danos para detectar diferenças de 10% da média geral poderiam ser feitas, por exemplo, em 6 blocos com 4 linhas por bloco e 24 plantas por linha. Outra opção seria utilizar 10 blocos e avaliar apenas 12 plantas em cada uma de 4 linhas contidas no bloco. Neste caso, o número de plantas a ser avaliado seria sensivelmente menor, mas dificilmente seriam encontrados experimentos com esse número de repetições, o que requereria a instalação de ensaios com objetivo específico de estudar o dano por *Heliothis zea*. Para diferenças maiores, ou seja, de 20% da média geral, seria suficiente o uso de apenas 6 plantas em cada uma das 3 linhas de 5 blocos.

Tamanho da amostra para estimar a média populacional de danos causados por *Heliothis zea*, em diferentes cultivares de milho

Para que a média da população esteja contida no intervalo $\bar{y} \pm t_{\alpha} s(\bar{y})$ sob as restrições $t_{\alpha} s(\bar{y}) = 0,10 \bar{y}$ ou $t_{\alpha} s(\bar{y}) = 0,20 \bar{y}$, com o valor de $t_{\alpha} = 2$, o número de blocos, de linhas por bloco e de unidades por linha que podem ser avaliados para cada cultivar, são apresentados no quadro 12: observa-se que os resultados obtidos nos dois ensaios, para um mesmo cultivar, são concordantes. Algumas divergências observadas nos quadros são devidas aos arredondamentos feitos. No 'Asteca', o número necessário de plantas para estimar a média de dano é bem superior ao dos outros cultivares. Isso acontece por ser ele resistente à lagarta-da-espiga, portanto, com média de dano baixa, porém com variabilidade entre plantas, ou entre amostras, de modo geral, mais alta. Para estimar a média com um erro-padrão de $0,10 \bar{y}$, a utilização de um mínimo de sete blocos com quatro linhas nas quais devem ser avaliadas 30 plantas, é uma das opções indicadas no quadro 12. Nos demais cultivares, as estimativas das médias poderiam ser obtidas, entre outras opções apresentadas nesse quadro, a partir das avaliações feitas em cinco blocos com duas linhas de 24 plantas, o que resultaria num total de 240 plantas ou 48 plantas por parcela. Para obter estimativas da média com uma precisão menor, ou seja, para um erro-padrão de 20% da média, pode-se, no cultivar Asteca, utilizar apenas cinco blocos com duas linhas e avaliar doze plantas por linha; nos demais cultivares, a avaliação pode ser feita em cinco blocos, duas linhas por bloco e seis plantas por linha.

4. CONCLUSÕES

1. Para detectar uma diferença de 10% da média geral, entre médias de tratamentos, nas avaliações de danos causados pela lagarta-da-espiga, *Heliothis zea*, deve-se utilizar um mínimo de 6 blocos. Cada bloco deve ter 4 linhas e as avaliações devem ser feitas em 24 plantas por linha.

Pode ser utilizado menor número de blocos, de linhas e de plantas por linha se a diferença a ser detectada for de 20% da média, tal como o emprego de 5 blocos com 3 linhas nas quais são avaliadas 6 plantas por linha.

2. Para estimar a média populacional com erro-padrão da média igual a $0,10 \bar{y}$, nas avaliações de danos causados pela lagarta, *Heliothis zea*, com o uso do método de Widstrom, devem-se usar os seguintes tamanhos de amostra:

a) No cultivar Asteca, um mínimo de sete blocos, cada bloco com quatro linhas de 30 plantas;

b) Nos cultivares HS 7777; Hmd 7974 e Maya, a média de dano pode ser estimada a partir das avaliações feitas em um mínimo de cinco blocos com duas linhas de 24 plantas.

3. Para estimar a média populacional com erro-padrão da média igual a $0,20 \bar{y}$, os seguintes tamanhos de amostra são indicados:

a) No cultivar Asteca, as avaliações podem ser feitas em doze plantas de cada uma de três linhas contidas em 5 blocos;

b) Nos cultivares HS 7777, Hmd 7974 e Maya, podem ser empregados cinco blocos com duas linhas e avaliadas seis plantas por linha.

4. O tamanho da amostra é bem maior no cultivar resistente, Asteca Prolífico, que nos demais. A escolha do tamanho da amostra, nos ensaios que o incluem, deve ser feita de acordo com o indicado para esse cultivar.

SUMMARY

SAMPLING TECHNIQUES TO COMPARE THE DAMAGE BY *HELIOTHIS ZEA* (BODDIE) IN CORN VARIETIES

A study was made to determine the sample size for research on corn resistance to corn earworm *Heliothis zea* (Boddie). The damage was measured using the Widstrom centimeter scale. The criteria used to select the sample sizes were such that a difference between two treatments of ten percent or twenty percent of the overall mean should be detected by the statistical test, and that each treatment mean can be estimated with a standard error of $0,10 \bar{y}$ or a standard error of $0,20 \bar{y}$. The data were obtained from two field experiments, carried out in Instituto Agrônômico, Campinas, State

of São Paulo, Brazil. The treatments were: cultivar Asteca Prolífico VRPE VII, which is resistant to *Heliothis zea*; Hmd 7974, a susceptible double hybrid; cultivars Maya XVI and HS 7777. A randomized complete block design with ten replicates was used, and each plot consisted of four rows with 50 plants per row. The variance components method was used to define the type of sampling. The most important variance component was due to the variability among units within rows. The following minimum sample sizes can be used to detect the difference between two means: 6 blocks with 4 rows of 24 plants for a difference of $0.10 \bar{y}$ and 5 blocks with 3 rows of 6 plants for a difference of $0.20 \bar{y}$. For estimating the mean damage with $0.10 \bar{y}$ as the half confidence interval on the mean of the population, the following minimum sample sizes can be used: for cultivar Asteca, 7 blocks with 4 rows of 30 plants per row; for the hybrids Hmd 7974, HS 7777 and cultivar Maya, 5 blocks with 2 rows of 24 plants per row. If a $0.20 \bar{y}$ is specified, as the half confidence interval on the mean, it can be used 5 blocks with 3 rows of 12 plants for cultivar Asteca and 5 blocks with 2 rows of 6 plants for the other three cultivars.

Index terms: sample size; variance components; population parameters; resistant cultivars; Widstrom centimeter scale.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- BLICKENSTAFF, C.C. Effect of sample location within fields on corn earworm and rice weevil infestation on damage. *Journal of Economic Entomology*, College Park, 53(5):745-747, 1960.
- HARTLEY, H.O.; RAO, J.N.K. & LAMOTTE, L.R. A simple 'synthesis' - based method of variance component estimation. *Biometrics*, Raleigh, 34(2):233-242, 1978.
- PEARSON, E.S. & HARTLEY, H.O. *Biometrics tables for statisticians*. Cambridge, The University Press, 1954. v.1, 238 p.
- PIMENTEL GOMES, F.; VALSECHI, O.; ABREU, C.P. & OLIVEIRA, E.R. A amostragem da cana-de-açúcar para determinações tecnológicas. *Anais da Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"*, Piracicaba, 20:89-114, 1963.
- SÁNCHEZ, F.M. Tamaño de muestra para representar poblaciones de maíz. *Agrociencia*, ser.B, Chapingo, (8):163-177, 1972.
- SATTERTHWAITE, F.E. On approximate distribution of estimates of variance components. *Biometrics*, Raleigh, 2(5):110-114, 1946.
- SOARES, H.F.D. O tamanho da amostra para estudos dos caracteres peso de 50 grãos, peso de espiga e altura de planta em quatro grupos de cultivares de milho (*Zea mays* L.). Piracicaba, ESALQ/USP, 1978. 80p. Dissertação. (Mestrado)
- WIDSTROM, N.W. An evaluation of methods for measuring corn earworm injury. *Journal of Economic Entomology*, College Park, 60(3):791-794, 1967.