CROP PROTECTION

Distribuição Espacial da Lagarta-do-Cartucho, *Spodoptera frugiperda* (J.E. Smith) (Lepidoptera: Noctuidae), na Cultura do Milho

Paulo R. S. Farias[1], José C. Barbosa[2] e Antônio C. Busoli[3]

[1]*Depto. Cientifico - FUNDECITRUS, Av. Dr. Adhemar Pereira de Barros, 201, 14807-040, Araraquara, SP*
[2]*Depto. Ciências Exatas - FCAV-UNESP, Rod. Carlos Tonanni, km 5, 14870-000, Jaboticabal, SP*
[3] *Depto. Entomologia - FCAV-UNESP, Rod. Carlos Tonanni, km 5, 14870-000, Jaboticabal, SP*

Neotropical Entomology 30(4): 681-689 (2001)

Spatial Distribution of the Fall Armyworm, *Spodoptera frugiperda* (J.E. Smith) (Lepidoptera: Noctuidae), on Corn Crop

ABSTRACT – The spatial distribution of *Spodoptera frugiperda* (J.E. Smith) on corn is essential to perform control strategies, to improve sample technics, to estimate economic losses and incorporate spatial dynamics within population models. Experiments were carried out in three fields, each one composed of 100 plots, where 10 plants per plot were sampled at random, totalizing 1,000 plants per field in five sampling dates. The number of small caterpillars (shorter than 10 mm) and large ones (longer than 10 mm) per plant was counted. The negative binomial distribution model fitted well for small caterpillars, indicating that this larval stage is aggregated in these fields. For large caterpillars the model showed a moderate fit, and some dates adjusted well to the Poisson distribution. Thus, the small caterpillars (high populational density) show an aggregated distribution in the field, whereas the large ones (low populational density) could be more dispersed, tending to an at random distribution.

KEY WORKS: Insecta, spatial distribution, dispersion indices, *Zea mays.*

RESUMO – O estudo da distribuição espacial da lagarta-do-cartucho, *Spodoptera frugiperda* (J.E. Smith), na cultura do milho é fundamental para garantir a utilização de estratégias de controle, otimização de técnicas de amostragem, determinação de danos econômicos e incorporação da dinâmica espacial dentro do modelo populacional. O experimento foi conduzido em três campos contendo 100 parcelas cada, sendo amostradas 10 plantas ao acaso por parcela, num total de 1000 plantas por campo em cinco datas de amostragem. Foram contados o número de lagartas pequenas (menor que 10 mm) e grandes (maior que 10 mm) por planta. As lagartas pequenas apresentaram um ajuste muito bom à distribuição binomial negativa e não à Poisson, indicando que esta categoria larval encontra-se agregada no campo. Os números de lagartas grandes por planta ajustaram-se razoavelmente à distribuição binomial negativa, com algumas datas ajustando-se à distribuição de Poisson. Portanto, as lagartas pequenas (alta densidade populacional) têm distribuição agregada no campo, enquanto que as lagartas grandes (baixa densidade populacional) podem ser mais dispersas no campo, tendendo à aleatoriedade.

PALAVRAS-CHAVE: Insecta, distribuição espacial, índices de dispersão, *Zea mays*.

Na literatura entomológica mundial é comum encontrar referências sobre os prejuízos quantitativos e qualitativos da lagarta-do-cartucho, *Spodoptera frugiperda* (Lepidoptera: Noctuidae), para a cultura do milho. Horovitz (1960), na Venezuela, Velez & Sifuentes (1967), no México, Chiang (1978), nos Estados Unidos, e Huis (1981), na Nicaragua, consideram ser a *S. frugiperda* uma das principais pragas do milho. Cruz (1986) cita a *S. frugiperda* como a praga mais disseminada e a mais importante na cultura do milho no Brasil. Mitchell & Mclaughlin (1982) a relataram como uma das duas mais sérias pragas agrícolas das Américas.

Numerosos estudos de distribuição espacial de insetos têm sido realizados (Croft & Hoyt 1983, Trumble *et al*. 1987, Ali *et al*. 1998). Essas pesquisas são importantes para entender a biologia das espécies de insetos em diferentes condições de meio ambiente e a mudança de comportamento

que ocorre durante seus estágios de desenvolvimento. O conhecimento da distribuição espacial de populações de insetos é essencial para o desenvolvimento de planos de amostragens (Giles *et al*. 2000), com o fim de aplicação de manejo integrado de pragas (Barbosa 1982).

Comparações entre vários modelos matemáticos (Poisson, Binomial Positiva, Binomial Negativa, Neyman Tipo A) para o estudo de contagens de insetos podem indicar o ajuste a mais de uma distribuição (Terry *et al*. 1989). Os índices de dispersão não descrevem a distribuição matemática (Elliott *et al.* 1990), entretanto quando vários índices dão resultados similares, o modelo de distribuição espacial tem maior validade (Myers 1978).

Para implementar um manejo racional de *S. frugiperda*, é necessário construir um plano confiável de amostragem que permita estimar a densidade populacional da praga e classificar seus danos e, com base nisso, tomar uma decisão sobre uma medida de controle. Segundo Barbosa (1987) para se tomar uma decisão dessa natureza, há necessidade de se conhecerem as distribuições de freqüências dos números de indivíduos de cada praga em cada cultura, adotar critérios de amostragem para estimar os parâmetros populacionais e de se conhecer os danos causados à produção em função desses parâmetros.

O trabalho teve como objetivo estudar a distribuição espacial de lagartas de *S. frugiperda* em plantio de milho.

Material e Métodos

Localização e Amostragem. A área do estudo localiza-se na Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias da Universidade Estadual Paulista (UNESP), Jaboticabal-SP (21°15'22" S; 48°18'58" W; alt. 595 m). O experimento foi instalado no talhão número 6 do setor 3 da Fazenda de Ensino e Pesquisa. A variedade utilizada foi Colorado CO 26. A semeadura foi realizada no dia 22 de novembro de 1994, no espaçamento de 0,9 m entre linhas utilizando-se de seis a sete sementes por metro linear de sulco. Na área foram selecionados três campos denominados de: Campo I, II e III, localizados em curvas de nível diferentes. Cada campo teve sua área dividida em 100 parcelas de 50 m^2 (5 m x 10 m) identificada por um número de 1 a 100.

As amostragens foram realizadas durante o período de 14/12/94 a 12/01/95, correspondendo ao estádio vegetativo que compreende a germinação até o pendoamento. No campo I foram feitas cinco amostragens com intervalo semanal (14/12/94, 21/12/94, 28/12/94, 05/01/95 e 10/01/95). O campo II também teve amostragens com intervalo semanal (15/12/94, 22/12/94, 29/12/94, 06/01/95 e 12/01/95). No campo III foram feitas quatro amostragens (16/12/94, 27/12/94, 03/01/95 e 09/01/95).

Foram amostradas 10 plantas ao acaso por parcelas, num total de 1.000 plantas por campo em cada amostragem, onde o cartucho era aberto e contava-se o número de lagarta nas folhas e dentro do cartucho. As lagartas foram agrupadas de acordo com o tamanho: lagartas pequenas (<10 mm, 1º e 2º instares) e lagartas grandes (≥10 mm, 3º, 4º e 5º instares).

Índices de Dispersão. Os índices utilizados para se verificar o grau de agregação da lagarta do cartucho do milho, foram:

Razão Variância/Média. Esse índice serve para medir o desvio de um arranjo das condições de aleatoriedade. Valores iguais a um, indicam um arranjo espacial ao acaso; menores que um indicam disposição espacial regular ou uniforme e valores significativamente maiores que um, disposição contagiosa. As limitações deste índice residem na influência que tem o tamanho da unidade de amostragem na quantidade de indivíduos observados, sendo extremamente afetado nas disposições de contágio. Esse índice é dado por:

$$I = \frac{s^2}{\bar{x}}$$

Onde: s^2= estimativa da variância e $\bar{x}$ = estimativa da média

O teste de afastamento da aleatoriedade consiste em rejeitar a aleatoriedade se:

$$X^2 = I\,(N - 1) \geq \chi^2_{(N\text{-}1\,gl),\alpha}$$

$$|d| = \left| \sqrt{2X^2} - \sqrt{2v-1} \right| \geq Z_\alpha$$

Onde: v = N-1 graus de liberdade, X^2= estatística do teste qui-quadrado, $\chi^2_{(N-1gl;\alpha)}$= valor tabelado da distribuição qui-quadadro com N-1 graus de liberdade ao nível a de probabilidade e Z_α= valor da distribuição normal padrão ao nível a de probabilidade.

Índice de Morisita. Esse índice foi desenvolvido por Morisita (1962), com o objetivo de apresentar um índice independente da média amostral ($\bar{x}$) e do número total de indivíduos (N). Nesse índice valores próximos a um, indicam um arranjo ao acaso, valores maiores que um, indicam uma disposição agregada e valores menores que um, indicam uma disposição regular ou uniforme. Esse índice é estimado por:

$$I_\delta = \frac{N\left(\sum_{i=1}^{N} x_i^2 - \sum_{i=1}^{N} x_i\right)}{\left(\sum_{i=1}^{N} x_i\right)^2 - \sum_{i=1}^{N} x_i}$$

Onde: N = tamanho da amostra, x_i = número de insetos na *i*-ésima unidade amostral.

O teste de aleatoriedade é dado por

$$X^2_\delta = I_\delta\left(\sum_{i=1}^{N} x_i - 1\right) + N - \sum_{i=1}^{N} x_i$$

Quando $X^2_\delta > \chi^2_{(N\text{-}1\,gl,\alpha=0,05)}$, rejeita-se a aleatoriedade.

Expoente k da Distribuição Binomial Negativa (Método dos Momentos). A estimativa de *k* pelo método dos momentos (Anscombe 1949), é obtida, igualando-se os dois primeiros momentos da distribuição às suas estimativas amostrais, resultando:

$$k = \frac{\bar{x}^2}{(s^2 - \bar{x})}$$

Método da Máxima Verossimilhança. A estimativa de *k* pelo método da máxima verossimilhança (Bliss & Fischer 1953), é obtida, encontrando-se o valor de *k* que iguala os dois membros da equação

$$N\, ln\left(1 + \frac{\bar{x}}{k}\right) = \sum_{i=1}^{N}\left(\frac{A(x_i)}{k + x_i}\right)$$

Onde: *ln* = Logarítmo neperiano, *k* = estimativa do valor de *k*, $A(x_i)$ = soma das freqüências das contagens que excedem a x_i, *N* = tamanho da amostra.

Segundo Poole (1974) valores de $k > 0$ e ≤ 8 indicam distribuição agregada (AG) e $k < 0$ e > 8 indicam distribuição aleatória (AL).

Distribuição de Freqüências. Os modelos matemáticos utilizados para avaliar a distribuição espacial da lagarta-do-cartucho, *S. frugiperda,* foram:

Distribuição de Poisson. A distribuição de Poisson caracteriza-se por apresentar variância igual a média ($\sigma^2 = \mu$) sendo estimada por s^2 e $\bar{x}$.

As fórmulas recorrentes para cálculo da série de probabilidades são (Johnson & Kotz 1969):

$$P(0) = e^{-\bar{x}}$$

$$P(x) = \frac{\bar{x}}{x} P(x-1), \qquad x = 1, 2, ..., \alpha$$

onde,

e = base do logaritmo neperiano (*e*= 2,718282...).
P(x) = probabilidade de encontrar x indivíduos em uma unidade amostral.
$\bar{x}$ = média amostral.

Distribuição Binomial Positiva. A distribuição binomial positiva, ou simplesmente binomial, caracteriza-se por apresentar variância menor que a média ($\sigma^2 < \mu$) (Cassie 1962).

A função probabilística é apresentada por Johnson & Kotz (1969):

$$P(x) = \frac{k!}{x!(k-x)!} p^x q^{(k-x)}$$

Onde *k* é um número inteiro e positivo e *x* é o número de vezes que o evento ocorre. As fórmulas de recorrência para calcular as probabilidades de x ocorrência são:

$$P(0) = q^k$$

e

$$P(x) = \frac{p}{q}\frac{(k - x + 1)}{x} P(x-1), \qquad x=1, 2, 3, ...k.$$

onde,

p= é a probabilidade da planta ser atacada pela praga;
q= é a probabilidade da planta não ser atacada pela praga.
k= número máximo de plantas atacadas que a unidade amostral poderá conter.

Distribuição Binomial Negativa. Essa distribuição se caracteriza por apresentar variância maior que a média ($s^2 > m$), e possui dois parâmetros, a média ($\bar{x}$) e o expoente *k* ($k > 0$).

As probabilidades são calculadas pelas fórmulas recorrentes dadas por Johnson & Kotz, (1969):

$$P(0) = \left(1 + \frac{\bar{x}}{k}\right)^{-k}$$

$$P(x) = \frac{k + x - 1}{x}\left(\frac{\bar{x}}{\bar{x} + k}\right) P(x-1), \; x=1, 2, 3...$$

O valor de *k* foi estimado pelo método de máxima verossimilhança (Bliss & Fisher 1953).

Teste de Ajuste das Distribuições Teóricas de Freqüência aos Dados Observados. O ajuste das distribuições de freqüências foi verificado através do teste qui-quadrado de aderência (X^2), que consiste em comparar as freqüências observadas com as freqüências esperadas. O valor da estatística do teste é dado por:

$$X^2 = \sum_{i=1}^{N_c} \frac{(FO_i - FE_i)^2}{FE_i}$$

onde,

N_c = número de classes da distribuição de freqüências
FO_i = freqüência observada na *i*-ésima classe
FE_i = freqüência esperada na *i*-ésima classe

Para realizar o teste qui-quadrado fixou-se uma freqüência esperada mínima igual a 1. O número de graus de liberdade associado à estatística X^2 é dado por:

$$G.L. = N_C - N_P - 1$$

onde,

N_c = número de classes da distribuição de freqüências
N_p = número de parâmetros estimados na amostra
As hipóteses testadas foram:
H_0 = Os dados observados ajustam-se à distribuição estudada;
H_1 = Os dados observados não se ajustam a distribuição estudada.

O critério do teste foi de rejeitar o ajuste à distribuição estudada ao nível de 5% de probabilidade se:

$$X^2 \geq \chi^2_{(N_C - N_P - 1\, g.l., \alpha = 0,05)}$$

Resultados e Discussão

Índices de Dispersão. Os resultados dos índices de dispersão para número de lagartas pequenas, grandes e total de *S. frugiperda* são apresentados na Tabela 1.

Observa-se que para lagarta pequenas, os valores da razão variância/média e do índice de Morisita foram significativamente maiores que um e os valores do expoente *k* da distribuição binomial negativa foram baixos, indicando que a população de lagartas pequenas de *S. frugiperda* apresenta uma distribuição agregada.

Para lagartas grandes, os índices indicam uma certa variação na dispersão da praga. Em cinco datas de amostragem os valores obtidos não diferiram estatisticamente de um, indicando um arranjo aleatório no campo. Nota-se que as datas de amostragens que indicam essa aleatoriedade, são da primeira e segunda amostragem quando a população de lagartas pequenas eram superiores às grandes. Verifica-se que a última data de amostragem de cada campo apresenta valores próximos de um, seguindo uma aleatoriedade, e isto indica que as lagartas grandes de *S. frugiperda* se dispersam com o tempo, devido principalmente a fatores de mortalidade, dependentes da densidade, busca por alimento e ação dos inimigos naturais, o que coincide com o trabalho de Alvarez & Martinez (1990) que estudou a flutuação populacional de *S. frugiperda* no México. Em cinco datas de amostragem os valores apresentados são maiores que 1, indicando uma disposição moderadamente agregada.

O índice de Morisita apresenta resultados que concordam com os observados para razão variância/média, seguindo a mesma discussão.

O parâmetro *k* da distribuição binomial negativa, de maneira geral, está indicando que lagartas grandes de *S. frugiperda* estão distribuídas aleatoriamente no campo. Segundo Guppy & Harcout (1970), Shepard (1972), a distribuição tende para a aleatoriedade com o desenvolvimento de alguns insetos, a partir da oviposição. O que faz variar provavelmente a disposição das larvas, seriam fatores de mortalidade dependentes da densidade e a migração das larvas já desenvolvidas.

Os valores obtidos para razão variância/média indicam agregação em oito datas de amostragem para total de lagartas refletindo o resultado obtido para lagartas pequenas.

Os valores do índice de Morisita nas primeiras amostragens do campo I, II e III estão indicando que o total de lagartas de *S. frugiperda* segue uma disposição regular, apresentando uma tendência para a agregação com desenvolvimento da cultura e pelo fato que neste ano agrícola foram observadas três gerações de *S. frugiperda*.

O parâmetro *k* da distribuição binomial negativa apresentou valores que indicam aleatoriedade na última amostragem de cada campo. Isso se deve provavelmente ao fato de que o valor de *k* foi influenciado pela média que foi alta nessas amostragens, concordando com os trabalhos de Southwood (1971) e Nachman (1981).

Na Tabela 1 observa-se, de maneira geral, que os valores dos índices estão indicando uma distribuição agregada para lagartas pequenas e para o total de lagartas; isso indica maior possibilidade de ajuste dos dados à distribuição binomial negativa. Entretanto, não se pode descartar a possibilidade

Tabela 1. Índices de dispersão para distribuição espacial de lagartas de *S. frugiperda* em três campos experimentais. Jaboticabal, SP.

	Data	Lagartas pequenas				Lagartas grandes				Total de lagartas			
		$\bar{x}$	$s^2/\bar{x}$	I_δ	k	$\bar{x}$	$s^2/\bar{x}$	I_δ	k	$\bar{x}$	$s^2/\bar{x}$	I_δ	k
Campo I	14/12/94	0,45	1,13 **	1,29 **	6,00 AG	0,56	0,73 **	0,52 **	-1,85 AL	1,01	0,76 **	0,76 **	-3,42 AL
	21/12/94	0,23	1,31 **	2,35 **	0,84 AG	0,54	0,94 NS	0,88 NS	-7,25 AL	0,77	0,97 NS	0,96 NS	-17,80 AL
	28/12/94	1,41	3,74 **	2,94 **	0,69 AG	0,38	1,07 NS	1,18 NS	9,30 AL	1,79	2,97 **	2,09 **	1,96 AG
	05/01/95	0,93	2,48 **	2,59 **	0,71 AG	1,15	1,32 **	1,28 **	3,89 AG	2,08	1,66 **	1,31 **	3,94 AG
	10/01/95	1,46	2,61 **	2,10 **	0,91 AG	1,25	1,06 NS	1,04 NS	∞ AL	2,71	1,57 **	1,21 **	44,70 AL
Campo II	15/12/94	0,30	1,21 **	1,72 **	1,68 AG	0,51	0,72 **	0,45 **	-1,65 AL	0,80	0,78 **	0,73 **	-2,70 AL
	22/12/94	0,29	1,38 **	2,29 **	0,72 AG	0,56	0,89 **	0,81 **	-2,89 AL	0,86	0,94 NS	0,92 NS	-4,56 AL
	29/12/94	1,41	2,78 **	2,26 **	0,78 AG	0,51	1,89 **	2,76 **	1,20 AG	1,92	2,25 **	1,65 **	2,11 AG
	06/01/95	1,21	3,02 **	2,66 **	0,63 AG	1,29	1,24 **	1,18 **	5,33 AG	2,50	1,79 **	1,31 **	6,21 AG
	12/01/95	1,35	2,25 **	1,92 **	1,03 AG	1,24	0,98 NS	0,97 NS	-10,00 AL	2,59	1,22 **	1,08 **	∞ AL
Campo III	16/12/94	0,26	1,09 **	1,35 **	5,60 AG	0,39	0,79 **	0,48 **	-1,93 AL	0,65	0,72 **	0,57**	-1,99 AL
	27/12/94	1,72	5,13 **	3,39 **	0,55 AG	0,19	3,39 **	13,76 **	0,10 AG	1,91	4,91 **	3,05 **	0,68 AG
	03/01/95	1,54	2,82 **	2,18 **	0,81 AG	0,96	1,60 **	1,63 **	1,32 AG	2,49	1,91 **	1,36 **	3,86 AG
	09/01/95	1,60	3,03 **	2,27 **	0,80 AG	1,09	1,05 NS	1,04 NS	∞ AL	2,69	1,74 **	1,27 **	9,88 AL

** Significativo ao nível de 1% de probabilidade; NS Não significativo ao nível de 5% de probabilidade; AG Agregado; AL Aleatório

de obter ajustes com distribuições não contagiosas, já que para baixas densidades populacionais, como as que se encontraram em alguns casos, existe uma tendência para se ajustar à distribuição de Poisson. Verifica-se, ainda, na Tabela 1 que dos três índices estudados, o parâmetro *k* da distribuição binomial negativa foi o índice mais afetado pelo tamanho da população, apresentando valores mais altos quando o nível de infestação foi mais elevado para lagartas grandes e total de lagartas, o que não aconteceu com os outros índices ($s^2 / \bar{x}$; I_δ). Por conseguinte, esses últimos são preferíveis para medir o grau de agregação para lagartas de *S. frugiperda*.

Os mapas da distribuição espacial, para o número total de lagartas por planta nos três campos experimentais, nas diferentes épocas de amostragem são apresentados na Fig. 1.

Distribuição Binomial Negativa. O resumo dos testes de ajuste da distribuição binomial negativa para lagartas pequenas, lagartas grandes e total de lagartas de *S. frugiperda* encontra-se na Tabela 2.

As lagartas pequenas apresentaram ajuste muito bom à distribuição binomial negativa, uma vez que apenas uma data de amostragem não se ajustou a essa distribuição. A distribuição espacial do tipo agregada para as lagartas pequenas era esperada, pois as fêmeas de *S. frugiperda* depositam os ovos em massas. Os resultados de ajuste à

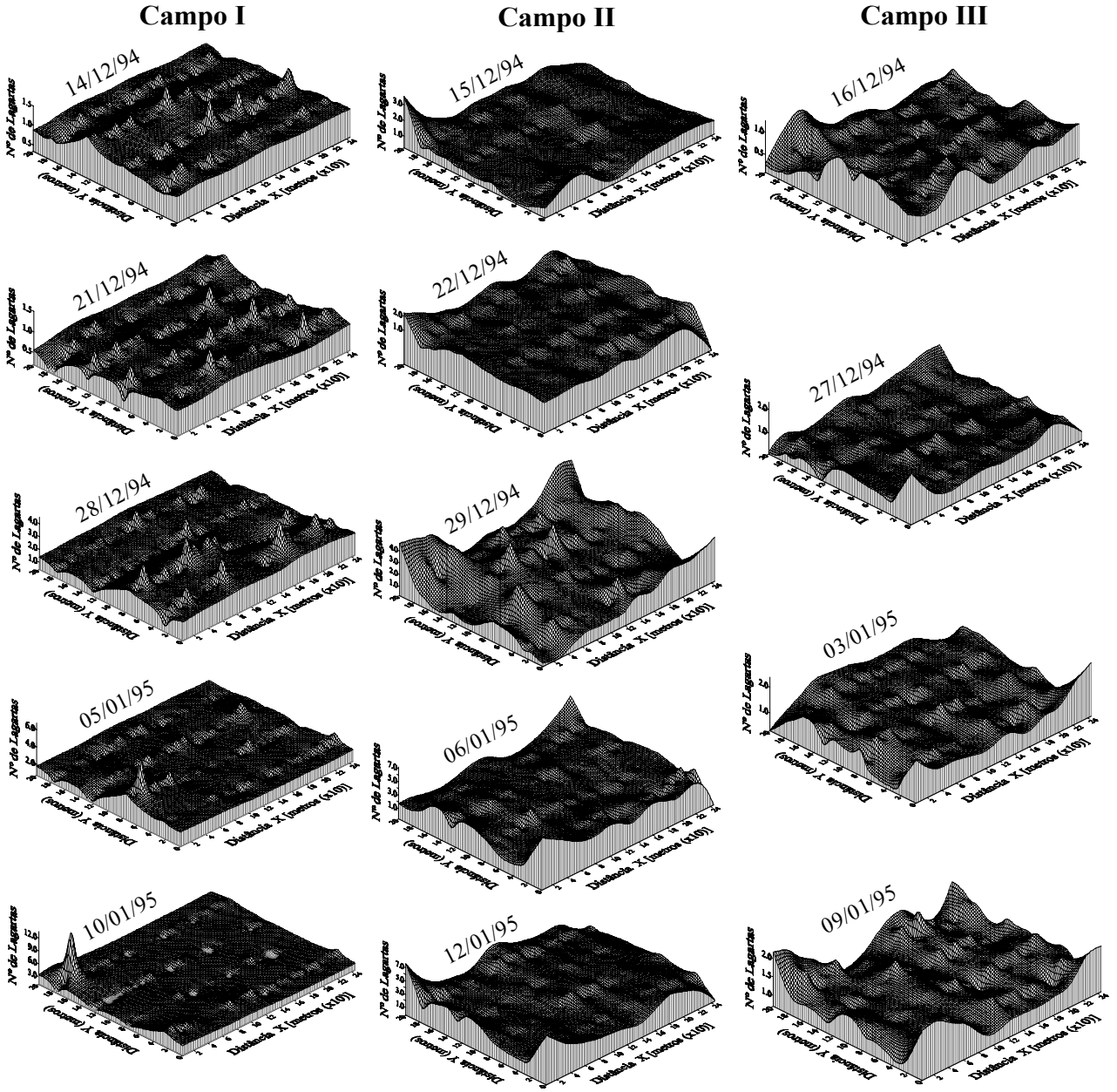

Figura 1. Mapas da distribuição espacial do número total de lagartas de *Spodoptera frugiperda* nos campo I, II e III, Jaboticabal, SP.

Tabela 2. Teste qui-quadrado de aderência das freqüências observadas às freqüências esperadas pela distribuição Binomial Negativa para número de lagartas de *S. frugiperda* por planta. Jaboticabal, SP.

	Data	Binomial Negativa					
		Lagartas pequenas		Lagartas grandes		Total de lagartas	
		X^2	GL	X^2	GL	X^2	GL
Campo I	14/12/94	4,84^{NS}	2	I	-	38,78**	2
	21/12/94	0,19^{NS}	2	1,49^{NS}	2	2,27^{NS}	2
	28/12/94	19,81*	8	4,18^{NS}	2	32,98**	5
	05/01/95	8,25^{NS}	8	2,36^{NS}	5	6,53^{NS}	8
	10/01/95	4,57^{NS}	10	74,27**	5	136,53**	7
Campo II	15/12/94	2,04^{NS}	2	i	-	9,69**	1
	22/12/94	5,53^{NS}	2	7,51**	1	76,96**	2
	29/12/94	4,69^{NS}	7	12,63**	3	10,55^{NS}	7
	06/01/95	12,29^{NS}	10	4,74^{NS}	5	36,43**	7
	12/01/95	3,41^{NS}	7	30,03**	5	277,21**	7
Campo III	16/12/94	0,20^{NS}	1	i	-	i	-
	27/12/94	15,79^{NS}	9	12,36*	5	9,40^{NS}	8
	03/01/95	5,39^{NS}	8	3,61^{NS}	5	16,99*	8
	09/01/95	9,54^{NS}	9	5,29^{NS}	4	37,90**	8

* - Significativo ao nível de 5% de probabilidade
** - Significativo ao nível de 1% de probabilidade
^{NS} - Não significativo ao nível de 5% de probabilidade
i - Insuficiência de classe

binomial negativa para lagartas pequenas é comparável com os dados obtidos por Mitchell & Fuxa (1987) que encontraram melhor ajuste à distribuição binomial negativa em relação à distribuição de Poisson e Neyman tipo A para lagartas pequenas de *S. frugiperda.*

Para lagartas grandes, a distribuição binomial negativa não apresentou um bom ajuste. Em cinco datas de amostragem não houve ajuste; em três datas não foi possível testar o ajuste devido ao número insuficiente de classes. Essa insuficiência ocorreu na primeira amostragem de cada campo, uma vez que a infestação era muito baixa.

Os dados obtidos para lagartas grandes mostraram aleatoriedade, o que coincide com os resultados obtidos por Alvarez & Martinez (1990). Segundo esses autores, a distribuição espacial de lagartas pequenas (1º e 2º instar) é do tipo agregada; depois do terceiro instar e durante o quarto, as lagartas iniciam movimentos entre as plantas de milho em busca de alimentos, dispersando a população e apresentando distribuição tendendo para a aleatoriedade.

Para o número total de lagartas não houve ajuste, em nove datas de amostragem que apresentaram valores de X^2 altamente significativos.

Pelo fato de a distribuição binomial negativa não descrever adequadamente a dispersão de lagartas grandes e o total de lagartas em muitas datas de amostragem, nenhuma tentativa de cálculo de um *k* comum foi feita. O *k* comum é necessário para programas de amostragem usando a binomial negativa, bem como para transformar dados de contagem para análises de variância.

Distribuição de Poisson. O resumo dos testes de ajustes da distribuição de Poisson para lagartas pequenas, lagartas grandes e total de lagartas encontra-se na Tabela 3.

Para lagartas pequenas, ocorreu ajuste à distribuição de Poisson em apenas uma data de amostragem, o que prova que essa categoria de lagarta não se distribui aleatoriamente na área em estudo. As lagartas grandes apresentaram três datas de amostragem com distribuição ajustada à distribuição de Poisson e onze datas de amostragem com valores de X^2 altamente significativos, não se ajustando à distribuição de Poisson. Esses resultados diferem dos resultados obtidos por Mitchell & Fuxa (1987) que obtiveram, para lagartas grandes, o melhor ajuste para a distribuição de Poisson.

Para o total de lagartas, verifica-se que houve uma data de amostragem ajustada à distribuição de Poisson, e para treze datas de amostragem ocorreram valores de X^2 significativos o que indica que para o total de lagartas a distribuição não é aleatória.

Pelas Tabelas 2 e 3, observa-se, de modo geral, que os dados de amostragem de lagartas pequenas, grandes e total de lagartas ajustam-se mais à distribuição binomial negativa do que à distribuição de Poisson.

Distribuição Binomial Positiva. Um outro modelo de estudo dos dados que poderia fornecer resultados de interesse prático é a distribuição do número de plantas atacadas, com pelo menos uma lagarta por 10 plantas (ou seja, a proporção de plantas atacadas em uma amostra de tamanho N). As distribuições de freqüências, assim como as estatísticas obtidas para este modelo são apresentadas na Tabela 4.

Tabela 3. Teste qui-quadrado de aderência das freqüências observadas às freqüências esperadas pela distribuição de Poisson para número de lagartas de *S. frugiperda* por planta. Jaboticabal, SP.

	Data	Poisson					
		Lagartas pequenas		Lagartas grandes		Total de lagartas	
		X^2	GL	X^2	GL	X^2	GL
Campo I	14/12/94	13,99**	3	55,39**	3	43,11**	4
	21/12/94	26,61**	2	3,76^{NS}	3	5,29^{NS}	4
	28/12/94	1023,04**	5	6,39^{NS}	2	735,11**	6
	05/01/95	85,01**	4	45,76**	5	198,16**	7
	10/01/95	858,70**	5	16,54*	5	200,81**	8
Campo II	15/12/94	12,62**	2	60,55**	3	53,84**	4
	22/12/94	88,10**	2	26,98**	3	33,17**	4
	29/12/94	854,08**	5	96,89**	3	440,20**	6
	06/01/95	1229,41**	5	28,05**	5	388,09**	8
	12/01/95	679,63**	5	15,69**	5	82,30**	8
Campo III	16/12/94	0,34^{NS}	2	23,43**	2	64,61**	3
	27/12/94	1939,39**	6	70,97**	1	1519,44**	6
	03/01/95	1227,36**	6	159,19**	4	57,74**	8
	09/01/95	1480,52**	6	4,75^{NS}	4	165,07**	8

* - Significativo ao nível de 5% de probabilidade
** - Significativo ao nível de 1% de probabilidade
^{NS} - Não significativo ao nível de 5% de probabilidade

Tabela 4. Teste qui-quadrado de aderência das freqüências observadas às freqüências esperadas pela distribuição Binomial Positiva para número de plantas com pelo menos uma lagarta de *S. frugiperda* por 10 plantas. Jaboticabal, SP.

	Data	Binomial Positiva					
		Lagartas pequenas		Lagartas grandes		Total de lagartas	
		X^2	GL	X^2	GL	X^2	GL
Campo I	14/12/94	1,03^{NS}	6	14,07*	6	4,71^{NS}	6
	21/12/94	2,20^{NS}	4	3,40^{NS}	6	2,33^{NS}	6
	28/12/94	27,00**	6	9,25^{NS}	6	6,39^{NS}	5
	05/01/95	14,44*	6	11,05^{NS}	6	1,37^{NS}	4
	10/01/95	13,89*	6	0,54^{NS}	5	5,69^{NS}	2
Campo II	15/12/94	7,66^{NS}	5	5,38^{NS}	6	8,38^{NS}	5
	22/12/94	14,44*	4	5,91^{NS}	6	6,85^{NS}	5
	29/12/94	12,66*	6	8,79^{NS}	6	2,17^{NS}	5
	06/01/95	22,17**	6	8,20^{NS}	6	0,92^{NS}	3
	12/01/95	17,43**	6	5,60^{NS}	5	1,54^{NS}	2
Campo III	16/12/94	15,85**	5	65,16**	6	13,40*	6
	27/12/94	24,31**	6	37,95**	3	28,37**	6
	03/01/95	27,85**	6	21,91**	6	0,28^{NS}	3
	09/01/95	12,96*	6	10,35^{NS}	6	7,60^{NS}	3

* - Significativo ao nível de 5% de probabilidade
** - Significativo ao nível de 1% de probabilidade
^{NS} - Não significativo ao nível de 5% de probabilidade

Verifica-se que, para lagartas pequenas de *S. frugiperda*, esse modelo não se ajustou em 11 datas de amostragem. Já para lagartas grandes houve bom ajuste em 10 datas de amostragem sugerindo um ajuste à binomial positiva.

O melhor ajuste foi obtido para a presença ou ausência em relação ao total de lagartas por planta, onde apenas uma das 14 datas de amostragem não se ajustou à distribuição binomial positiva, e isto indica que para a população total de lagartas, o número de plantas com pelo menos uma lagarta de *S. frugiperda* por 10 plantas segue uma disposição regular no campo, o que contrasta com a conclusão de que o dano de lagartas de *S. frugiperda* no milho em General Téran (México) é ao acaso (Torres 1981).

Observa-se pela Tabela 4 que quando se trata de contagens de lagartas de *S. frugiperda* na cultura de milho, o número de lagartas por uma única planta não é um bom modelo, pois apresenta acentuadas variações. Deve-se trabalhar com um maior número de plantas por unidade amostral, sendo que 10 plantas parece ser um número razoável.

Literatura Citada

Ali, A., G. Wei-Dong & R.J. Lobinske. 1998. Spatial distribution of chiromid larvae (Diptera: Chironomidae) in two Central Florida Lakes. Environ. Entomol. 27: 941-948.

Alvarez, R.A.J & O.W. Martinez. 1990. Plano del mustreo secuencial para larvas del gusano cogollero de maiz (Lepidoptera: Noctuidae), en maiz. Agron. Colomb. 7: 26-32.

Anscombe, F.J. 1950. Sampling theory of the negative binomial and logarithmic series distributions. Biometrika 37: 358-382.

Barbosa, J.C & D. Perecin. 1982. Modelos probabilísticos para a distribuição de lagartas de *Spodoptera frugiperda* (J.E. Smith, 1797) na cultura do milho. Científica 10: 181-191.

Barbosa, J.C., D. Perecin & C.P. Abreu. 1987. Aspectos computacionais da estimação dos parâmetros de distribuição binomial negativas e Neyman tipo A, pelo método dos mínimos quadrados. Rev. Mat. Estat. 5: 31-43.

Bliss, C.I & R.A. Fisher. 1953. Fitting the negative binomial distribution to biological data and a note on the efficient fitting of the negative binomial. Biometrics 9: 176-200.

Cassie, R.M. 1962. Frecuency distribution models in the ecology of plankton and other organisms. J. Anim. Ecol. 31: 65-92.

Chiang, H.C. 1978. Pest management in corn. Ann. Rev. Entomol. 23: 101-23.

Croft, B.A & S.C. Hoyt 1983. Integrated management of insect pest of pome and stone fruits. New York, Wiley Interscience, 454p.

Cruz, I. 1986. Pragas da cultura do milho em condições de campo**:** métodos de controle e manuseio de defensivos**.** Sete Lagoas - MG: EMBRAPA – CNPMS. 75p. (Circular, 10).

Elliott, N.C., R.W. Kieckhefer & D.D. Walgenbach. 1990. Binomial sequential sampling methods for cereal aphids in small grains. J. Econ. Entomol. 83: 1381-1387.

Giles, K.L., T.A. Royer, N.C. Elliott & S.D. Kindler. 2000. Development and validation of a binomial sequential sampling plan for the greenbug (Homoptera: Aphididae) infesting winter wheat in the southern plains. J. Econ. Entomol. 93: 1522-1530.

Guppy, J.G & D.G. Harcout. 1970. Spatial pattern of the imature and the teneral adults of *Phylophaga* ssp (Coleoptera: Scarabacidae) in a permanent meadow. Can. Entomol. 102: 1354-1359.

Horovitz, S. 1960. Trabajar en marcha sobre la resistencia la insetos en el maiz. Agron. Trop. 10: 107-114.

Huis, A.V. 1981. Integrated pest management in the small farmer's maize crop in Nicaragua. Model. Landbou. Wagen. 81: 221.

Johnson, R.A & S. Kotz. 1969. Discrete distributions. Houghton Mifflin Co., Boston, 328p.

Mitchell, E.R & J.R. Mclaughlin. 1982. Supression of mating and oviposition by fall armyworm and mating by corn earworm in corn, using the air permeation technique. J. Econ. Entomol. 75: 270-274.

Mitchell, F.L & J.R. Fuxa. 1987 Distribution, abundance, and sampling of fall armyworm (Lepidoptera: Noctuidae) in South-central Louisiana Corn fields. Environ. Entomol. 16: 453-458.

Morisita, M. 1962. Iδ-Index, a measure of dispersion of individuals. Res. Popul. Ecol. 4: 1-7.

Myers, J.H. 1978. Selecting a measure of dispersion. Environ. Entomol. 7: 619-621.

Nachman, G. 1981. Temporal and spatial dynamics of on acarine predator-prey system. J. Anim. Ecol. 50: 435-451.

Poole, R.W. 1974. An introduction to quantitative ecology. New York, McGraw Hill, 525p.

Shepard, M. 1972. Spatial pattern and overcrowding of bean leaf raller, *Urbanus proteus* (Lepidoptera: Hesperiidae). Ann. Entomol. Soc. Am. 65: 1124-1125.

Southwood, T.R.E. 1971. Ecological methods. London: Chapman and Hall, 391p.

Terry, I., J.R. Bradley & J.W. van Duyn. 1989. *Heliothis zea* (Lepidoptera: Noctuidae) eggs in soybeans: within-field distribution and precision level sequential count plans. Environ. Entomol, 18: 908-916.

Torres, J.F.B. 1981. Importância econômica de *Heliothis zea* (Boddie) y determinacion del umbral economico, distribucion matematica y amostragem secuencial de *Spodoptera frugiperda* (Smith) en maiz criollo. Tese de doutorado, Instituto Tecnológico y de Estudios Superiores, Monterrey, 106p.

Trumble, J.T., J.V. Edelson & R.N. Story. 1987. Conformity and incongruity of selected dispersion indices in describing the spatial distribution of *Trichoplusia ni* (Hübner) in geographically separate cabbage plantings. Res. Popul. Ecol. 29: 155-166.

Velez, M.C & J.A.A. Sifuentes. 1967. El gusano cogollero del maíz, su combate com inseticidas granulados en el vale de Apatzingan. Agric. Técn. Méx. 2: 315-317.

Received 05/04/00. Accepted 10/10/01.