

CROP PROTECTION

Distribuição Espacial de *Oncometopia facialis* (Signoret) (Hemiptera: Cicadellidae) em Pomar CítricoWILSON I. MARUYAMA¹, JOSÉ C. BARBOSA² E LUCIANA C. TOSCANO¹¹UEMS – UnU de Cassilândia, Rod. MS 306, km 6, 79540-000, Cassilândia, MS, wilsonmaruyama@yahoo.com.br²Depto. Ciências Exatas, UNESP/FCAV, via de acesso Prof. Dr. Paulo D. Castellane, s/n, 14884-900 Jaboticabal, SP

Neotropical Entomology 35(1):093-100 (2006)Spatial Distribution of *Oncometopia facialis* (Signoret) (Hemiptera: Cicadellidae) in Citrus Orchard

ABSTRACT - The spatial distribution of *Oncometopia facialis* (Signoret) was studied in sweet orange to elaborate sampling plans and decision-making procedure for the control of this sharpshooter in the field. The samplings were carried out fortnightly in a grid design disposition of 100 points (plants) in citrus orchard, with yellow sticky traps. The average number of *O. facialis* ranged from 0.35 to 1.17 insects/trap, with the I index varying from 0.89 to 1.82. The fit tests to negative binomial, Poisson distribution, I index and Morisita index indicated aggregated distribution of this insect. The b result of Taylor's power law was 1.6382 ($t = 2,71$; d.f. = 11; $P < 0.05$). Sampling plans were elaborated with a precision level of 10, 20 and 25% of error in the mean estimation.

KEY WORDS: Insecta, *Citrus sinensis*, sampling, probability distribution

RESUMO - Estudou-se a distribuição espacial de *Oncometopia facialis* (Signoret) em citros, com a finalidade de elaborar planos de amostragens e tomada de decisão para o controle da cigarrinha em levantamentos no campo. As amostragens foram quinzenais, em uma grade de 100 pontos (plantas) em pomar de laranja doce, com armadilhas adesivas amarelas. O número médio de *O. facialis* variou de 0,35 a 1,17 insetos/armadilha, com a razão variância/média (índice I) entre 0,89 e 1,82. Os testes de ajuste à distribuição binomial negativa, de Poisson e afastamento da aleatoriedade para índice I e Morisita indicaram a distribuição agregada da espécie. O valor do expoente b da lei de potência de Taylor foi de 1,6382 ($t = 2,71$; g.l. = 11; $P < 0,05$). Foram elaborados planos de amostragem com níveis de precisão de 10, 20 e 25% de erro na estimativa da média.

PALAVRAS-CHAVE: Insecta, *Citrus sinensis*, amostragem, distribuição de probabilidade

Aproximadamente um milhão de hectares são plantados com citros no Brasil, estimando-se em 1,3 bilhões de dólares o faturamento anual deste setor, que ocupa o terceiro lugar entre os produtos exportados (Agrianual 1999). Nesse contexto, a citricultura paulista destaca-se como grande geradora de divisas e emprego de mão-de-obra (Roberto & Yamamoto 1998), com 850 mil hectares de laranja plantados no estado.

No entanto, a doença denominada Clorose Variiegada dos Citros (CVC), constatada nos pomares em 1987 (Rosseti *et al.* 1990), disseminou-se rapidamente, afetando um quarto das árvores, que além de sintomas nas folhas, apresentaram frutos pequenos, resultando em um prejuízo superior a 230 milhões de dólares durante o ano de 2000 (Fundecitrus 2000, 2001).

A CVC é causada pela bactéria *Xylella fastidiosa* Wells e transmitida por várias cigarrinhas, entre elas *Oncometopia*

facialis (Signoret) (Fundecitrus 1999), largamente distribuída nos pomares da América do Sul (Purcell 1994).

No Brasil, o controle do vetor vem sendo realizado com pulverizações sistemáticas de inseticidas de largo espectro de ação (Gravena *et al.* 1997), na maioria das vezes por via aérea, ocasionando grande desequilíbrio ecológico.

A maior preocupação de citricultores e técnicos concentra-se no manejo das cigarrinhas, reduzindo a infestação, principalmente nos pomares em formação (Fundecitrus 2001). A amostragem é a base primária do programa de manejo integrado de pragas, determinando características específicas de densidade e dispersão e constituindo parte indispensável da ecologia de populações (Pedigo 1993). As atuais recomendações sobre amostragem de cigarrinhas para tomada de decisão visando o seu controle não estão sustentadas pelo conhecimento adequado de variabilidade espacial das populações no pomar,

impossibilitando o estudo da população ou comunidade dos organismos em questão.

O inseto pode ser amostrado no campo de várias formas, sendo facilmente atraído pela coloração amarela, a ponto de haver atração deste por uma planta amarelecida devido à gomose (Gravena *et al.* 1997). A utilização de armadilhas adesivas amarelas para captura de *O. facialis* é o melhor método para estimar a população da praga em comparação com a sucção motorizada, coleta com rede ou observação visual direta (Pria Júnior *et al.* 2001, Purcell & Elkinton 1980). Além disso, o inseto possui a habilidade de se esconder atrás das folhas ou ramos, quando da aproximação de pessoas, sendo difícil a correta estimativa da população (Roberto & Yamamoto 1998).

Geralmente a distribuição espacial de insetos segue um modelo matemático que descreve uma distribuição de probabilidade. Esse modelo é utilizado na construção de planos de amostragem para tomada de decisão sobre o controle das pragas (Boeve & Weiss 1998). São vários os trabalhos relatando a distribuição espacial de afídeos, tripses, besouros, mosca-branca, em várias culturas, utilizando modelos como a lei de potência de Taylor, ou metodologias como modelo de Iwao (1975), ou índice k de dispersão obtido pela distribuição binomial negativa (Feng *et al.* 1993, Naranjo & Flint 1995, Farias *et al.* 2001, Badenhauer & Lerin 1999).

O presente trabalho foi desenvolvido para determinar a distribuição espacial de *O. facialis* em citros e elaborar um plano de contagem e de tomada de decisão para o controle do vetor, através de levantamentos nos pomares cítricos.

Material e Métodos

O estudo foi conduzido no período de 06/11/1999 a 29/04/2000, no município de Taquaritinga, SP, em pomar de quatorze anos de idade, em talhão de laranja doce *Citrus sinensis* (L.) Osbeck, variedade 'Valência', enxertada sobre limão 'Cravo' *Citrus limonia* Osbeck. O clima predominante na região é Cwa (André & Volpe 1982). Para as amostragens foram utilizadas armadilhas adesivas amarelas de 10 x 25 cm,

trocadas quinzenalmente e distribuídas em uma grade amostral fixa, com 100 pontos na área. Foram realizadas treze amostragens, e nas três primeiras coletas utilizaram-se quatro armadilhas presas à planta, duas voltadas para a entrelinha (E1, E2) e duas entre plantas (L1, L2) devido à baixa população no período. Nas demais amostragens utilizou-se apenas uma armadilha voltada para a entrelinha (E1), em função do aumento populacional (Fig. 1). Cada planta foi considerada uma unidade amostral.

Após cada período de exposição no campo (15 dias), as armadilhas eram envolvidas com plástico fino transparente, para transporte, e posterior contagem dos insetos no laboratório. Durante o período de levantamento, nenhuma pulverização foi realizada, somente tratamentos culturais normais, como adubação e calagem.

Para a análise dos dados, a média (\hat{m}) e a variância (s^2) foram calculadas para as treze amostragens, utilizando-se a relação entre esses valores como um dos indicativos da distribuição espacial das cigarrinhas.

Foram calculados os seguintes índices para medir a dispersão espacial:

- Razão variância (s^2)/média (\hat{m}), também denominado índice I; quando I apresenta valor 1 a disposição espacial é ao acaso, ajustando a distribuição espacial a Poisson, através do teste χ^2 (n-1);
- Índice de Morisita (I_d) calculado através da expressão:

$$I_d = n \frac{\left(\sum_{i=1}^n x_i^2 - \sum_{i=1}^n x_i \right)}{\left(\sum_{i=1}^n x_i \right)^2 - \sum_{i=1}^n x_i}$$

onde:

n = tamanho da amostra

x_i = número de indivíduos na i-ésima unidade amostral

o índice de Morisita é independente da média amostral, indicando distribuição aleatória quando igual a um, distribuição regular para valores menores que um, e valores maiores que um para distribuições agregadas (Morisita 1962);

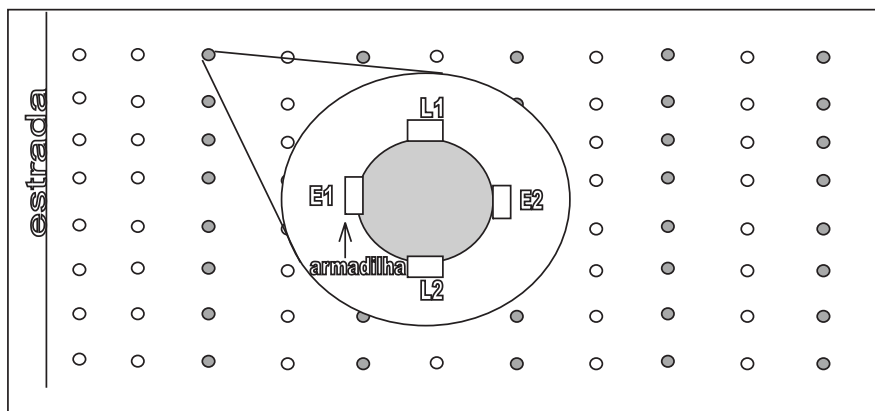


Figura 1. Representação esquemática da área amostral de citros com detalhe das armadilhas adesivas amarela fixadas à planta amostrada (●). L1 e L2 são armadilhas voltadas para a entrelinha, E1 e E2 são armadilhas voltadas para entre plantas. Jaboticabal, SP, 1999/00.

c) Parâmetro k da distribuição binomial negativa obtido pelo método dos momentos (Pedigo 1993), através da expressão:

$$k = \frac{\hat{m}^2}{s^2 - \hat{m}}$$

onde:

\hat{m} = média amostral
 s^2 = variância amostral

Quando k assume valores de 0 (zero) a 8 a tendência da distribuição torna-se agregada, por outro lado, quando k tende a infinito a distribuição tende para a aleatoriedade.

d) A lei de potência de Taylor também foi utilizada para expressar a relação entre a variância e a média amostral, dada pela equação $s^2 = a \hat{m}^b$. O parâmetro b da lei de potência de Taylor é um índice de agregação característico da espécie, sendo a população agregada quando $b > 1$, aleatória quando $b = 1$ e uniforme para $b < 1$ (Boeve & Weiss 1998), sendo testado pelo teste t de "Student".

Para o teste t utilizou-se logaritmo ($\log s^2 = \log a + b \log \hat{m}$); para obtenção dos valores estimados de \hat{y} , utilizou-se:

$$t_c = \frac{b-1}{\sqrt{\frac{1}{\sum x^2 - \frac{(\sum x)^2}{n}} \cdot \frac{(\sum y - \hat{y})^2}{n-2}}} \sim t_{(n-2 \text{ g.l.})}$$

onde:

b = parâmetro da lei de potência de Taylor
x = log média
y = log variância observada
 \hat{y} = log da variância estimada
n = número de pares x , y

Para testar o ajuste às distribuições de Poisson e binomial negativa, utilizou-se o teste qui-quadrado (Dowdy & Wearden 1991), calculado de acordo com a expressão:

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^{Nc} \frac{(FO_i - FE_i)^2}{FE_i} \sim \chi^2_{(Nc-np-1)}$$

onde:

N = número de classes da distribuição de frequências,
 FO_i = frequência observada na i-ésima classe,
 FE_i = frequência esperada na i-ésima classe,
np = número de parâmetros do modelo em estudo.

Tabela 1. Frequências observadas para o número de *O. facialis* (classes) em citros. Jaboticabal, SP, 1999/00.

Classes ¹	1999				Datas de amostragem ²				2000				
	6/nov	20/nov	4/dez	19/dez	4/jan	18/jan	3/fev	17/fev	4/mar	18/mar	1/abr	14/abr	29/abr
0	59	52	41	71	64	57	52	67	44	42	43	45	62
1	31	38	39	20	28	32	26	26	26	28	33	28	27
2	10	7	16	7	5	8	12	3	7	17	11	18	10
3	0	3	2	0	1	2	7	4	5	6	5	4	0
4	0	0	2	0	1	0	2	0	1	4	3	1	0
5	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	1	2	0
6	0	0	0	0	0	0	0	0	2	0	1	0	0
7	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
8	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1
9	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0
10	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
11	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0
12	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
13	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
14	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
15	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0

¹Número total de *O. facialis* coletados por armadilha.

²Três primeiras amostragens de 1999 com quatro armadilhas por planta, demais amostragens com uma armadilha por planta.

Os planos de contagem foram construídos conforme modelo proposto por Green (1970), fornecendo a estimativa da densidade média populacional, com nível de precisão constante D, calculado pela expressão:

$$\ln T_N = \frac{\ln(D^2/a)}{(b-2)} + \frac{(b-1)}{(b-2)} \times \ln N$$

onde:

T_N = número acumulado para uma amostra de tamanho N,
D = nível constante de precisão adotado,
a, b = coeficientes da lei de potência de Taylor,
N = tamanho da amostra

Resultados e Discussão

O número médio de *O. facialis* variou de zero a quatro indivíduos por ponto amostrado (armadilha) na maioria das datas de amostragem. Em oito avaliações não foi encontrada *O. facialis* em mais da metade das armadilhas instaladas no campo (Tabela 1). Apesar da baixa população, se comparado a outras cigarrinhas como *Dilobopterus costalimai* (Young) (Maruyama et al. 2002), foram capturados insetos em todas as 13 datas de amostragem, resultado semelhante ao obtido por Paiva et al. (1996), que encontraram *O. facialis* em amostragens efetuadas com coletor de sucção, durante um ano em pomares paulistas, apesar de o autor não considerar essa espécie abundante em citros.

A atração pela coloração amarela favorece sua captura, podendo ser constatada mesmo em baixa população, como verificado por Yamamoto et al. (2001) em plantas na fase de formação. A baixa presença de *O. facialis* pode estar relacionada à menor longevidade de adultos em *Citrus sinensis* (Paiva et al. 2001), sugerindo que a planta de laranja não é um bom hospedeiro para o desenvolvimento do cicadélido. Contudo, o inseto pode utilizar a planta cítrica como hospedeiro alternativo, migrando de plantas daninhas adjacentes, presentes na cultura. Roberto & Yamamoto (1998) sugerem que *O. facialis* pode apresentar comportamento em pomares diferente do as cigarrinhas

Acrogonia sp. e *D. costalimai*, explicado pelo hábito de *O. facialis* alimentar-se de brotações em fase de lignificação, com reduzida população.

Roberto & Yamamoto (1998), utilizando 10 armadilhas amarelas para a amostragem, e Yamamoto & Gravena (2000), utilizando sucção motorizada, consideraram *O. facialis* como espécie acessória (presente em 25% a 50% das datas de coleta com armadilha) a acidental (presente em menos de 25% das coletas com sucção motorizada). Apesar de não ter sido realizada análise faunística nesse experimento, *O. facialis* foi capturada em todas as treze datas de amostragens (Tabela 1), o que a tornaria uma espécie constante segundo critérios adotados pelos autores. Provavelmente, o método de amostragem influenciou o número de insetos coletados, uma vez que, aumentando-se o número de armadilhas, a possibilidade de captura também aumentou.

A média de *O. facialis* variou de 0,35 a 1,17 indivíduos por armadilha (Tabela 2), coletando-se em média 0,71 cigarrinha/armadilha quinzenalmente, praticamente duas vezes menos que *D. costalimai* que foi de 1,75 insetos/armadilha quinzenalmente (Maruyama et al. 2002). Esse número de insetos foi muito superior ao encontrado por Yamamoto & Gravena (2000), que em dois anos de levantamento mensal, com succionador motorizado, coletaram apenas cinco exemplares dessa espécie em três localidades distintas. Paiva et al. (1996) coletaram apenas sete cigarrinhas em 10h de sucção, número baixo em comparação a 80,5 insetos da espécie *D. costalimai*, capturados no mesmo período. Yamamoto et al. (2001) também observaram um número de *O. facialis* muito baixo em pomar de um ano de idade, 0,07 cigarrinha/armadilha/mês.

Desta forma quando se compara o número de *O. facialis* ao de *D. costalimai* coletada com armadilha amarela (Maruyama et al. 2002), a primeira espécie é menos capturada.

Os valores das variâncias estão na maioria próximo das médias (Tabela 2), o que é confirmado pelo teste de afastamento da aleatoriedade para o índice I, com nove das

Tabela 2. Número de unidades amostrais (N), média (\hat{m}), variância (s^2), razão variância/média (I), índice de Morisita e, índice de dispersão k calculados para *O. facialis*. Jaboticabal, SP, 1999/00.

Índice	Datas de amostragem ¹												
	6/nov	20/nov	4/dez	19/dez	4/jan	18/jan	3/fev	17/fev	4/mar	18/mar	1/abr	14/abr	29/abr
N	100	100	100	98	99	100	100	100	85	99	97	99	100
\hat{m}	0,51	0,61	0,85	0,35	0,45	0,59	0,79	0,44	0,84	1,17	0,96	1,06	0,55
s^2	0,45	0,56	0,82	0,37	0,54	0,73	1,08	0,55	1,52	2,86	1,48	3,22	1,02
I	0,89	0,92	0,96	1,08	1,18	1,24	1,36	1,25	1,82	1,25	1,54	1,34	0,96
Morisita	0,78	0,87	0,95	1,22	1,40	1,40	1,46	1,59	1,98	1,26	1,56	1,37	0,92
K	-	-	-	4,58	2,53	2,50	2,18	1,73	1,02	3,92	1,77	2,70	1,85

¹Três primeiras amostragens de 1999 com quatro armadilhas por planta, demais amostragens com uma armadilha por planta.

Tabela 3. Testes de ajuste e de afastamento da aleatoriedade para *O. facialis*. Jaboticabal, SP, 1999/00.

	Datas de amostragem ¹												
	1999						2000						
	6/nov	20/nov	4/dez	19/dez	4/jan	18/jan	3/fev	17/fev	4/mar	18/mar	1/abr	14/abr	29/abr
Teste de afastamento da aleatoriedade para Índice I													
X ²	88,21	91,45	95,01	104,35	115,62	122,36	134,93	124,18	152,88	121,48	147,92	131,29	95,10
	ns	ns	ns	ns	ns	ns	*	ns	**	ns	**	*	ns
Teste de afastamento da aleatoriedade para Índice de Morisita													
X ²	88,22	91,46	95,00	104,35	115,60	122,36	134,92	124,18	152,87	239,03	147,94	297,60	183,18
G.L.	99	99	99	97	98	99	99	99	84	96	96	97	98
	ns	ns	ns	ns	ns	ns	**	*	**	*	**	*	ns
Testes de ajuste à distribuição binomial negativa													
X ²	-	-	-	-	0,81	0,91	1,73	3,73	2,11	6,18	1,81	16,16	7,39
G.L.	-	-	-	-	1	1	2	1	2	4	3	4	2
	-	-	-	-	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	**	*
Testes de ajuste à distribuição de Poisson													
X ²	2,16	1,91	0,69	1,86	0,08	0,62	8,18	0,31	7,59	10,10	10,46	8,33	1,26
G.L.	2	2	2	1	1	2	2	1	2	3	3	3	2
	ns	ns	ns	ns	ns	ns	*	Ns	*	*	*	*	ns

X² – Qui-quadrado calculado

G.L. – Grau de liberdade

¹Três primeiras amostragens de 1999 com quatro armadilhas por planta, demais amostragens com uma armadilha por planta.

treze amostragens não indicando significância para a aleatoriedade (Tabela 3). Em três amostragens (18/março, 14/abril e, 29/abril) houve grande captura de insetos em armadilhas isoladas (Tabela 1), afetando expressivamente a variância (Tabela 2). Supõe-se que várias ninfas dessa espécie estavam na mesma planta próximo a armadilha e, ocorrendo a mudança para a fase adulta, iniciaram o vôo no mesmo período de exposição da armadilha, sendo os insetos capturados em grande número.

O índice de Morisita indicou distribuição aleatória nas primeiras seis amostragens com a população da praga ao redor de 0,56 inseto/ armadilha. Todavia, com o aumento do número de insetos coletados por armadilha, ocorreu um afastamento da aleatoriedade, comprovado pelos testes de ajuste à distribuição de Poisson, para o índice I e de Morisita (Tabela 3).

O valor de k foi negativo nas três amostragens iniciais, uma vez que a média foi superior à variância nesses levantamentos. Na amostragem do dia 19/dez/1999 não foi possível o teste de ajuste à distribuição binomial negativa por insuficiência de classes (Tabela 3). No entanto, sete amostragens foram não significativas para essa distribuição, sugerindo uma distribuição agregada da população de *O. facialis*.

Em oito amostragens os testes de ajuste à distribuição de Poisson foram não significativos, indicando tendência de distribuição aleatória, o que também pode ser verificado pelo teste de afastamento da aleatoriedade para o índice I

(Tabela 3). Assim como no presente levantamento, Fernandes *et al.* (2003) citam que lagartas de *Spodoptera frugiperda* (J.E. Smith), *Tricoplusia ni* (Hübner) e *Heliothis virescens* (Fabricius) apresentam tendência para a agregação quando ocorre aumento populacional e que, em baixas densidades populacionais, os resultados ajustam-se à distribuição de Poisson. Embora alguns autores considerem que a verdadeira aleatoriedade é rara na natureza, vários modelos espaciais são bem descritos pela distribuição de Poisson devido às baixas densidades populacionais (Pedigo 1993), como ocorreu no início das datas de amostragem.

O valor de $b = 1,6384$ da lei de potência de Taylor (Fig. 2) confirma a tendência de agregação, por ser maior que 1 ($t = 2,71$; g.l. = 11; $P < 0,05$), sendo que essa tendência não havia sido constatada pelo teste de ajuste à distribuição binomial negativa (Tabela 2) nas primeiras datas do levantamento. Maruyama *et al.* (2002) também relatam uma variação de aleatório a agregado no padrão de distribuição da cigarrinha *D. costalimai*, ocorrendo sete entre treze amostragens que se ajustavam à distribuição de Poisson. Segundo Farias *et al.* (2001), o parâmetro b calculado é uma característica da população, e uma propriedade intrínseca da mesma, sendo o valor do índice independente do método de amostragem. O coeficiente b pode sofrer variação intra-específica (Banerjee 1976), sendo comum observar uma agregação progressivamente menor com o desenvolvimento do inseto (Wilson & Room 1983).

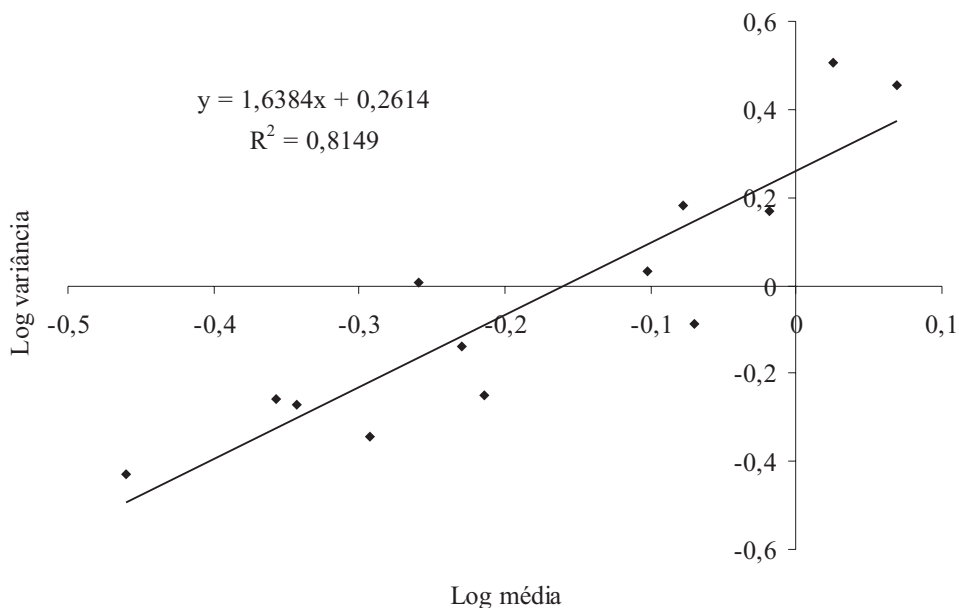


Figura 2. Linearização da lei de potência de Taylor ($s^2 = a \hat{m}^b$) para estudo de agregação de *O. facialis* em citros utilizando $\log s^2 = \log a + b \log \hat{m}$. Antilog $a = 1,826$. Jaboticabal, SP, 1999/00.

Com base nos parâmetros a e b da lei de potência de Taylor (Fig. 2) foram construídos os planos de contagem para a espécie, com níveis constantes de precisão (D) de 10, 20 e 25% (Fig. 3). Os níveis constantes de precisão têm valor de 10% para estudos de dinâmica populacional e de 20% a 25% para tomada de decisão no manejo de pragas (Gyenge *et al.* 1999). O plano permite calcular a densidade média populacional do inseto amostrado por armadilha com nível de precisão fixo, obtendo-se o valor médio de insetos

dividindo o número acumulado de cigarrinhas pelo número de armadilhas utilizadas (Fig. 3).

Para um nível de erro de 10% seria necessário um número muito maior de armadilhas quando a infestação estivesse baixa, ao passo que, a quantidade de armadilhas necessárias seria menor com níveis de precisão de 20% a 25% (Fig. 3).

Pelos resultados obtidos sugere-se uma amostragem inicial com 20 a 25 armadilhas, supondo a captura de um inseto por armadilha (Fig. 3b), em talhão com no máximo

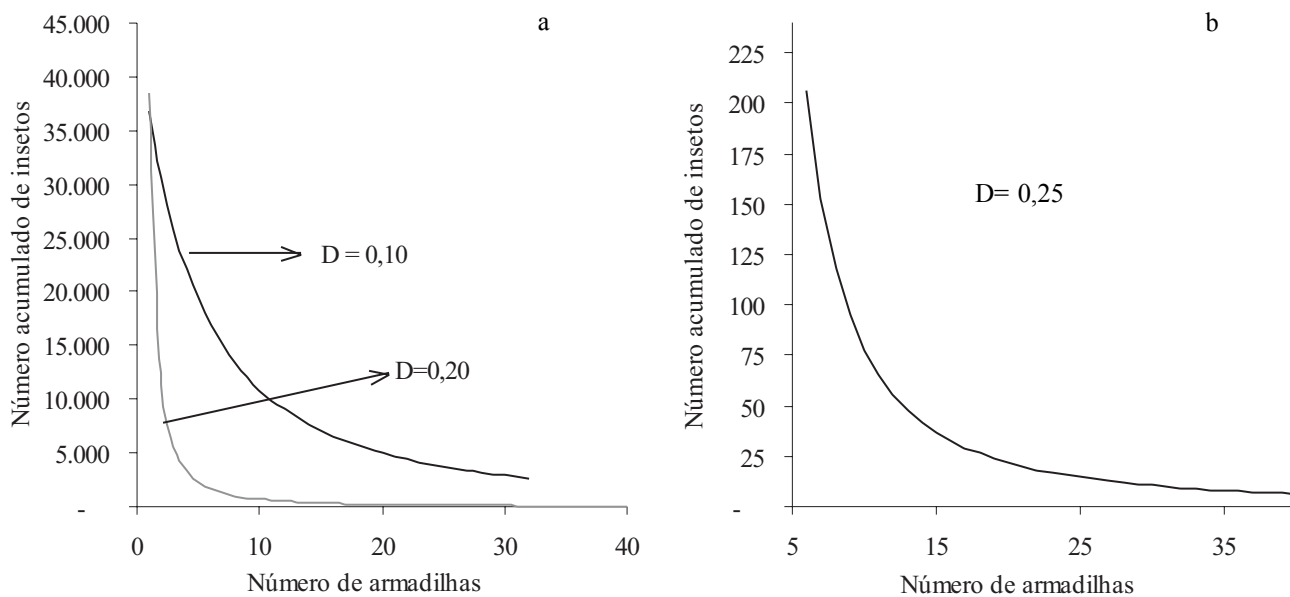


Figura 3. Planos de contagem com níveis de 10, 20 (a) e 25% (b) de erro na estimativa da média (D), do número de *O. facialis* por armadilha. Jaboticabal, SP, 1999/00.

3.000 plantas. Com base nessa amostragem inicial, estima-se a média populacional inicial que servirá de referência para as demais amostragens, recalculando-se o número de armadilhas a serem recolocadas na próxima coleta.

No manejo integrado de pragas (MIP) é desejável manter um baixo número de unidades amostrais, dentro de certas margens de erro. Os planos de contagem são utilizados em MIP para estimação da densidade populacional da praga (Gyenge *et al.* 1999, Maruyama *et al.* 2002), e quando o número de insetos supera a linha crítica calculada, devem ser adotadas medidas de controle.

Em áreas onde a densidade média populacional de *O. facialis* é baixa, necessita-se de maior número de armadilhas para a captura dos insetos e, da mesma forma, em locais onde exista maior número de vetores, poucas armadilhas serão necessárias (Fig. 3).

Com base nos resultados podemos concluir que a distribuição espacial de *O. facialis* em citros é agregada. A lei de potência de Taylor pode ser utilizada como modelo para a relação variância/média, sendo que, o coeficiente $b = 1,6384$ confirma a agregação ($P < 0,05$). A população de *O. facialis* manteve-se baixa em relação à de outras cigarrinhas transmissoras de CVC no período amostrado, com média menor que uma cigarrinha por armadilha.

Agradecimentos

O autor agradece à FAPESP pela concessão da bolsa de doutorado e auxílio financeiro (Proc. n. 98/14811-9). Aos alunos do Colégio Técnico Agrícola de Jaboticabal: Rodrigo C. Momesso, Antonio C. Favareto Jr. e Cláudio D. M. da Conceição pelo auxílio nos levantamentos de campo. Aos professores Dr. Francisco Jorge Cividanes e Dra. Nilza Maria Martinelli, assim como a Profa. Telma de Souza Garcia (UEMS, Cassilândia) pelas correções no Abstract.

Referências

- Agriannual. 1999. Anuário da agricultura brasileira. FNP Consultoria e Comércio, São Paulo, 546p.
- André, R.G.B. & C.A. Volpe. 1982. Dados meteorológicos de Jaboticabal no estado de São Paulo durante os anos de 1971 a 1980. FCAV, Jaboticabal, 25p.
- Badenhausser, I. & J. Lerin. 1999. Binomial and numerical sampling for estimating density of *Baris coerulescens* (Coleoptera: Curculionidae) on oilseed rape. J. Econ. Entomol. 92: 875-885.
- Banerjee, B. 1976. Variance to mean ratio and the spatial distribution animals. Experientia 32: 993-994.
- Boeve, P.J. & M. Weiss. 1998. Spatial distribution and sampling plans with fixed levels of precision for cereal aphids (Homoptera:Aphididae) infesting spring wheat. Can. Entomol. 130: 67-77.
- Dowdy, S. & S. Wearden. 1991. Statistics for research. 2ª ed., New York, Wiley-interscience, 629p.
- Farias, P.R.S., J.C. Barbosa & A.C. Busoli. 2001. Amostragem seqüencial com base na lei de Taylor para levantamento de *Spodoptera frugiperda* na cultura do milho. Sci. Agr. 58: 395-399.
- Feng, M.G., R.M. Nowierski, Z. Zeng & A.L. Scharen. 1993. Estimation of population density of the Russian wheat aphid (Homoptera: Aphididae) from the proportion of grain tillers with different tally thresholds of aphids. J. Econ. Entomol. 6: 427-435.
- Fernandes, M.G., Maruyama, W.I., Busoli, A.C., Barbosa J.C. & P.E. Degrande. 2003. Influência da pulverização aérea de inseticidas sobre o padrão de distribuição espacial de *Alabama argillacea* (Hübner, 1818) e *Spodoptera frugiperda* (J.E. Smith, 1797) em algodoeiro. Arq. Inst. Biol. 70: 93-99.
- Fundecitrus. 1999. Descobertos mais seis vetores de cvc. Rev. Fundecitrus 14: 8-9.
- Fundecitrus. 2000. Um passo a frente contra o amarelinho. Rev. Fundecitrus 14: 6-7.
- Fundecitrus. 2001. CVC – Pesquisa comprova eficácia de técnicas de manejo. Rev. Fundecitrus 14: 15-16.
- Gravena, S., J.R.S. Lopes, P.E.B. Paiva, P.T. Yamamoto & S.R. Roberto. 1997. Os vetores da *Xylella fastidiosa*, p.37-53. In Donadio L.C. & C.S. Moreira (eds), Clorose Variiegada dos Ccitos. Bebedouro, Estação Experimental de Citricultura, 162p.
- Green, R.H. 1970. On fixed precision level sequential sampling. Res. Pop. Ecol. 12: 249-251.
- Gyenge, J.E., E.V. Trumper & J.D. Edelman. 1999. Diseño de planes de muestro con niveles fijos de precisión del pulgón manchador de la alfalfa, *Therioaphis trifolii* Monell (Homoptera: Aphididae) en Alfalfa (*Medicago sativa* L.). An. Soc. Entomol. Brasil 28: 729-737.
- Iwao, S. 1975. A new method of sequential sampling to classify populations relative to a critical density. Res. Popul. Ecol. 16: 281-288.
- Maruyama, W.I., J.C. Barbosa, M.G. Fernandes & P.T. Yamamoto. 2002. Distribuição espacial de *Dilobopterus costalimai* Young (Hemiptera: Cicadellidae) em citros na região de Taquaritinga, SP. Neotrop. Entomol. 31: 35-40.
- Morisita, M. 1962. I_q index, a measure of dispersion of individuals. Res. Pop. Ecol. 4: 1-7.
- Naranjo, S.E. & H.M. Flint. 1995. Spatial distribution of adult *Bemisia tabaci* (Homoptera: Aleyrodidae) in cotton and development and validation of fixed-precision sampling plans for estimating population density. Environ. Entomol. 24: 261-270.
- Paiva, P.E.B., S.R. Benvenha & S. Gravena. 2001. Aspectos biológicos das cigarrinhas *Acrogonia gracilis* (Osborn), *Dilobopterus costalimai* Young e *Oncometopia facialis* (Signoret) (Hemiptera: Cicadellidae) em *Citrus sinensis* L. Osbeck. Neotrop. Entomol. 30: 25-28.
- Paiva, P.E.B., J.L. Silva, S. Gravena & P.T. Yamamoto. 1996. Cigarrinhas do xilema em pomares do estado de São

Paulo. Laranja 17: 41-54.

- Pedigo, L.P. 1993. Introduction to sampling arthropod populations, p.2-10. In Pedigo L.P. & G.D. Buntin (eds), Handbook of sampling methods for arthropods in agriculture. Boca Raton, CRC Press, 714p.
- Pria Júnior, W.D., P.T. Yamamoto, P.R.S. Farias, S.R. Roberto, A.J. Ayres, M.R. Felipe, E.P. Freitas & M.A. Mendes. 2001. Sampling methods for monitoring sharpshooters vector of *Xylella fastidiosa* in citrus nursery in Bebedouro region with chemical control, p.290-295. In World Congress of the International Society of Citrus Nurserymen, 6, Ribeirão Preto, SP, Brasil. Proceedings.
- Purcell, A.H. 1994. Sharpshooter in citrus crops, p.213-229. In Gravena S. & L.C. Donadio (eds.), Citrus-integrated management of insect and mite pests. Bebedouro, Estação Experimental de Citricultura. 311p.
- Purcell, A.H. & J.S. Elkinton. 1980. A comparison of sampling methods for leafhopper vectors of X-disease in California cherry orchards. J. Econ. Entomol. 73: 864-870.
- Roberto, S.R. & P.T. Yamamoto. 1998. Flutuação populacional e controle químico das cigarrinhas em citros. Laranja 19: 269-284.
- Rosseti, V., M.B. Garnier, M.J.G. Beretta, A.R.R. Teixeira, J.A. Quaggio, O.C. Battaglia, M.P. Gomes, J.D. de Negri & J.M. Bové. 1990. Resultados preliminares de estudos sobre uma nova anormalidade dos citros observada nos Estados de São Paulo e Minas Gerais. Summa Phytopathol. 16:13.
- Wilson, L.T. & P.M. Room. 1983. Clumping patterns of fruit and arthropods in cotton with implications for binomial sampling. Environ. Entomol. 12: 50-54.
- Yamamoto, P.T. & S. Gravena. 2000. Espécies e abundância de cigarrinhas e psilídeos (Homoptera) em pomares cítricos. An. Soc. Entomol. Brasil 29: 169-176.
- Yamamoto, P.T., W.D. Pria Júnior, S.R. Roberto, M.R. Felipe & E.P. Freitas. 2001. Flutuação populacional de cigarrinhas (Hemiptera: Cicadellidae) em pomar cítrico em formação. Neotrop. Entomol. 30: 175-177.

Received 22/VI/04. Accepted 27/VI/05.
