

## ECOLOGY, BEHAVIOR AND BIONOMICS

### Distribuição Espacial de *Dilobopterus costalimai* Young (Hemiptera: Cicadellidae) em Citros na Região de Taquaritinga, SP

WILSON I. MARUYAMA<sup>1</sup>, JOSÉ C. BARBOSA<sup>2</sup>, MARCOS G. FERNANDES<sup>3</sup> E PEDRO T. YAMAMOTO<sup>4</sup>

<sup>1,3</sup>Depto. Fitossanidade, <sup>2</sup>Depto. Ciências Exatas, FCAV/UNESP,

Via de Acesso Prof. Dr. Paulo Donato Castellane, s/n, 14.884-900, Jaboticabal, SP

<sup>4</sup>Centro de Pesquisas Citricolas – FUNDECITRUS, C. postal 391, 14.801-970, Araraquara, SP

---

*Neotropical Entomology* 31(1): 035-040 (2002)

Spatial Distribution of *Dilobopterus costalimai* Young (Hemiptera: Cicadellidae) in Citrus Area of Taquaritinga, São Paulo State, Brazil

**ABSTRACT** – *Dilobopterus costalimai* Young is one of the most important pests in Brazilian citrus crop because it transmits *Xylella fastidiosa*, a bacterium that causes Citrus Variegated Chlorosis (CVC). We studied the spatial distribution of the insect, in order to develop a sampling plan to determine the proper moment to control the pest. *D. costalimai* was collected fortnightly, between 11/1999 until 4/2000, in a thirteen-year-old citrus orchard, where no insecticide was sprayed against this insect. Thirteen samples were performed in a grid of 100 yellow sticky traps (10 x 25 cm) in Taquaritinga County, São Paulo State. The variance of the sampling was higher than the mean in all samplings, with index ratio variance/mean (I) between 1.07 and 2.90, Morisita index between 1.07 and 1.57, k exponent of negative binomial distribution between 1.56 and 14.79. The chi-square goodness-of-fit test to Poisson distribution were not significant in seven samplings, however adjust to negative binomial were not significant in all samplings. The index b of Taylor's Power Law was 1.3054, thus showing an aggregated distribution for this species in the field.

**KEY WORDS:** Insecta, sharpshooter, *Citrus sinensis*, sampling, binomial negative distribution, Poisson distribution.

**RESUMO** – *Dilobopterus costalimai* Young é considerada uma das mais importantes pragas na citricultura brasileira por ser vetora de *Xylella fastidiosa*, bactéria causadora da doença Clorose Variiegada dos Citros (CVC). Neste trabalho estudou-se a distribuição espacial do inseto com o objetivo de desenvolver um plano de amostragem para determinar o momento de controlar a praga. Foram feitas amostragens quinzenais de *D. costalimai* em um pomar de laranja-doce de treze anos de idade sem aplicação de inseticidas para controle desse inseto, entre 11/1999 e 4/2000. Treze amostragens foram realizadas em 100 pontos, utilizando-se armadilhas amarelas adesivas (10 x 25 cm), em Taquaritinga, estado de São Paulo. A variância amostral foi superior à média em todas as amostragens, com índice razão variância/média (I) entre 1,07 e 2,90, índice de Morisita entre 1,07 e 1,57, expoente k da distribuição binomial negativa variando de 1,56 a 14,79. Os testes de qui-quadrado de ajuste à distribuição de Poisson não foram significativos em sete amostragens, enquanto os testes de ajuste à distribuição binomial negativa não foram significativos em todas as amostragens. O coeficiente b da lei de potência de Taylor foi igual a 1,3054 mostrando que a praga se distribui de forma agregada no campo.

**PALAVRAS-CHAVE:** Insecta, *Citrus sinensis*, amostragem, distribuição binomial negativa, distribuição de Poisson.

---

A Clorose Variiegada dos Citros (CVC) vem rapidamente se disseminando pelas principais regiões produtoras de citros do Brasil (Rossetti *et al.* 1997). O agente causal é a bactéria *Xylella fastidiosa*, causadora de doenças em várias espécies de plantas (Purcell 1981, Raju & Wells 1986), e que tem como característica viver limitada ao xilema das plantas (Rossetti *et al.* 1990, Beretta *et al.* 1992). A doença é

transmitida por insetos, que são cigarrinhas das famílias Cicadellidae, subfamília Cicadellinae, e Cercopidae (Gravena *et al.* 1997). Em citros, comprovou-se que cinco espécies da subfamília Cicadellinae são vetoras de *X. fastidiosa* (Roberto *et al.* 1996, Lopes *et al.* 1996), sendo *Dilobopterus costalimai* Young uma das mais comuns em pomares cítricos (Roberto & Yamamoto 1998), apresentando maior eficiência de

transmissão em comparação com *Acrogonia* sp. e *Oncometopia facialis* em pomares em formação.

Para controle de *D. costalimai* utiliza-se inseticida via aérea ou terrestre, freqüentemente de forma sistemática e intensiva. Esses inseticidas são, com raras exceções, não seletivos aos inimigos naturais (Lopes 1999), e ocasionam desequilíbrios e efeitos adversos como aumento da população do ácaro-purpúreo, *Panonychus citri* (McGregor), ácaro-da-leprose, *Brevipalpus phoenicis* (Geijskes), e até mesmo o ataque de *Spodoptera* sp. e de lagartas das frutas (Gravena 1998). Atualmente são utilizados inseticidas de contato ou mesmo sistêmicos, em plantios de até um ano de idade. Para plantios em formação são realizados monitoramentos visuais, ou com auxílio de “redes”, em intervalos semanais ou no máximo quinzenais, preconizando-se um nível de ação empírico de 10% de plantas com cigarrinhas (Yamamoto informação pessoal). Normalmente o monitoramento é realizado em conjunto com outras pragas, como ácaro-da-leprose e o ácaro-da-ferrugem, *Phyllocoptruta oleivora* (Ashmed), o que reduz o custo de inspeção dos campos.

O manejo de pragas é comum em pomares brasileiros, com amostragens em talhões feitas por pessoas treinadas. Os planos de amostragem para tomada de decisão em manejo de pragas são baseados na distribuição espacial do inseto no campo e também seu nível de dano (Boeve & Weiss 1988). Geralmente a distribuição do inseto segue um modelo matemático que é utilizado na construção de uma planilha de levantamento (Farias 1996). Utilizam-se modelos matemáticos para descrever a dispersão espacial de insetos pragas, estimar os erros das variáveis populacionais, verificar os efeitos de fatores ambientais sobre os parâmetros populacionais e as mudanças da população no tempo e no espaço (Brown & Cameron 1982).

O objetivo deste trabalho foi estudar a distribuição espacial de *D. costalimai* em citros visando fornecer subsídios para a construção de planos de amostragem, e decisão sobre o controle deste vetor em levantamentos no campo.

## Material e Métodos

A área experimental foi localizada no município de Taquaritinga, SP, com clima Cwa (André & Volpe 1982), em talhão de laranja doce *Citrus sinensis* (L.) Osbeck, variedade ‘Valência’ enxertada sobre limão ‘Cravo’ *Citrus limonia* Osbeck, em pomar de treze anos de idade, com alta incidência de *D. costalimai*. Treze amostragens foram realizadas entre 6/11/1999 e 29/04/2000, utilizando-se armadilhas adesivas amarelas trocadas quinzenalmente, distribuídas em uma grade amostral fixa com 100 pontos na área. Nas três primeiras coletas utilizaram-se quatro armadilhas presas à planta, duas voltadas para a entrelinha e duas entre plantas (Fig. 1) devido à baixa população neste período. Nas demais amostragens, utilizou-se apenas uma armadilha voltada para a entrelinha, em função do aumento populacional.

Durante todo o período de levantamento, nenhuma pulverização foi realizada contra cigarrinhas, somente tratamentos fitossanitários normais, incluindo acaricidas para controle do ácaro-da-leprose e do ácaro-da-ferrugem.

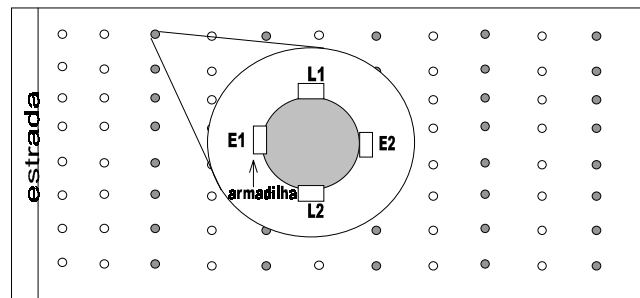


Figura 1. Representação esquemática da área amostral de citros com detalhe das armadilhas adesivas amarela fixadas à planta amostrada (○). L1 e L2 são armadilhas voltadas para as entrelinhas, E1 e E2 são armadilhas voltadas para entre plantas.

Para análise dos dados, a média ( $\hat{m}$ ) e a variância ( $s^2$ ) foram calculadas para as 13 amostragens, utilizando estes valores como indicativo da distribuição espacial das cigarrinhas.

Foram obtidos os seguintes índices de dispersão: razão variância/média ( $s^2/\hat{m}$ ), índice de Morisita calculado através da expressão:

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

onde:

$n$  = tamanho da amostra,

$x_i$  = número de indivíduos na  $i$ -ésima unidade amostral;

sendo este índice 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).

O parâmetro  $k$  da distribuição binomial negativa é um indicador de agregação, sendo que, quando  $k$  tende para zero a distribuição é agregada,  $k$  tendendo a infinito para distribuição aleatória, sendo estimado pelo método dos momentos através da expressão:

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

onde:

$\hat{m}$  = média amostral,

$s^2$  = variância amostral.

Para expressar a relação entre a variância e média amostral, foi utilizado a Lei de Potência de Taylor, dada por  $s^2 = a \hat{m}^b$ . O parâmetro  $b$  da Lei de Taylor é um índice de agregação, sendo a população agregada quando  $b > 1$ , aleatória quando  $b = 1$  e uniforme quando  $b < 1$ . O parâmetro  $a$  é um fator relativo ao ambiente, aos procedimentos de amostragem

e tamanho da unidade amostral envolvida (Boeve & Weiss 1988).

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

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

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,
- $np$  – número de parâmetros em estudo estimados.

Os planos de amostragem foram construídos conforme modelo proposto por Green (1970), fornecendo uma 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 total para uma amostra de tamanho N,
- D – nível constante de precisão adotado,
- a, b – coeficientes da Lei de Potência Taylor,
- N – tamanho da amostra.

## Resultados e Discussão

A maioria das coletas apresentou maior quantidade de captura entre as classes zero e três insetos por armadilha, ou seja, em 33 pontos de coleta no dia 6/11/1999 não se capturaram insetos (classe 0), e em 40 pontos capturou-se um inseto (classe 1). No entanto, em algumas datas de amostragem ocorreram até 15 insetos por armadilha, como no dia 18/01/2000 (Tabela 1). Apesar de terem sido colocados 100 pontos para coletas, em algumas amostragens foram perdidas muitas armadilhas, devido à queda em função de ventos fortes, ou mesmo retirada por colhedores de laranja, como ocorreu na coleta do dia 4 de março de 2000 com perda de 25 armadilhas.

A maior ocorrência de *D. costalimai* em algumas amostragens se deve principalmente às condições ambientais favoráveis no período, uma vez que a população de cigarrinhas tende a aumentar a partir do início das chuvas (verão e/ou outono), com a população diminuindo significativamente no inverno e início da primavera (Paiva *et al.* 1996). Porém, em anos de estiagem prolongada a população de insetos apresenta picos mais tardios (Roberto & Yamamoto 1998), como se observou neste levantamento (Fig. 2).

A variância foi sempre superior à média em todas as amostragens (Tabela 1), o que indica ajuste à distribuição binomial negativa, com a disposição do inseto tendendo à agregação, o que normalmente ocorre no campo. Os índices apresentados na Tabela 2 confirmam o comportamento do inseto variável de aleatório a agregado, em função da data amostrada. Os dados de sete amostragens ajustaram-se à

Tabela 1. Freqüências observadas nas diferentes classes (número de insetos), para *D. costalimai* em diferentes datas de amostragem em citros utilizando-se armadilhas adesivas amarela, com respectivas médias, e variâncias. Jaboticabal, SP, 1999/00.

Classes*	Freqüências observadas													
	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	33	62	53	60	31	17	25	29	43	18	3	11	25	
1	40	27	23	27	28	14	35	35	29	18	9	27	31	
2	15	6	13	9	16	21	18	22	14	23	15	21	25	
3	9	4	9	1	11	10	11	9	9	21	17	16	12	
4	2	1	1	1	4	8	6	3	2	10	16	6	4	
5	1	0	1	0	4	10	4	2	0	2	13	6	2	
6	0	0	0	0	3	5	1	0	1	2	9	4	1	
7	0	0	0	0	2	5	0	0	0	2	4	2	0	
8	0	0	0	0	0	5	0	0	2	0	2	2	0	
9	0	0	0	0	0	1	0	0	0	2	3	1	0	
10	0	0	0	0	0	1	0	0	0	1	3	1	0	
11	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	2	0	
12	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	2	0	0	
13	0	0	0	0	0	2	0	0	0	0	0	0	0	
14	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	
15	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	
média	1,1	0,6	0,9	0,5	1,6	3,3	1,5	1,3	1,3	2,3	4,2	2,7	1,5	
variância	1,18	0,73	1,26	0,62	3,05	9,56	2,03	1,40	2,49	4,10	7,07	5,91	1,69	

\*As classes representam o número de insetos coletados por armadilha.

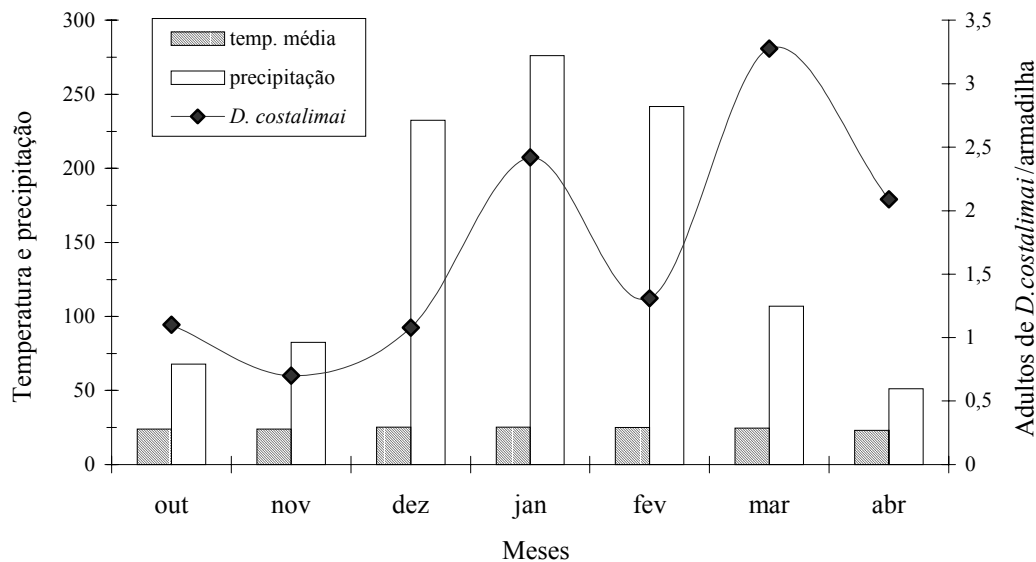


Figura 2. Valores mensais médios de temperatura (°C) e precipitação (mm), número médio de adultos de *D. costalimai* por armadilha em citros no período de outubro/1999 a abril/2000. Jaboticabal, SP, 1999/00.

Tabela 2. Número de amostras (N), razão variância/média (I), índice de Morisita, índice de dispersão k e teste de ajuste às distribuições de Poisson e binomial negativa através de teste qui-quadrado ( $X^2$ ) calculados para *D. costalimai* em citros. 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
I	1,07	1,34	1,48	1,17	1,88	2,90	1,32	1,09	1,86	1,76	1,67	2,20	1,13
Morisita	1,07	1,62	1,57	1,33	1,54	1,56	1,21	1,07	1,64	1,32	1,18	1,44	1,09
k	14,79	1,64	1,76	3,07	1,85	1,74	4,85	14,17	1,56	3,06	6,25	2,25	11,28
Testes de ajuste às distribuições													
Poisson													
$X^2$	2,11 ns	4,49 ns	10,00 **	0,87 ns	12,98 *	67,19**	5,22 ns	0,44 ns	22,15 **	11,47 *	6,88 ns	14,75 *	0,59 ns
G.L.	3	2	2	2	4	7	4	3	3	5	8	6	4
Binomial Negativa													
$X^2$	2,32 ns	0,84 ns	5,51 ns	1,07 ns	1,11 ns	6,86 ns	1,37 ns	0,39 ns	8,78 ns	9,48 ns	3,79 ns	7,86 ns	0,53 ns
G.L.	2	1	2	1	4	9	3	3	4	6	9	7	3

ns – não significativo, \* significativo ao nível de 5% de probabilidade, \*\* significativo ao nível de 1% de probabilidade.

(1) Três primeiras amostragens com quatro armadilhas por planta, demais amostragens com uma armadilha por planta.

distribuição de Poisson, segundo o teste qui-quadrado, o que é comprovado por altos valores de k, e índice de Morisita com valores não muito superiores a um, indicando agregação moderada.

Nenhum dos testes de qui-quadrado calculados foi significativo, indicando bom ajuste para o modelo de distribuição binomial negativa e mostrando que este modelo é muito flexível, ajustando-se à uma ampla faixa de distribuições, que vai de altamente agregadas até aquelas tendendo para a aleatoriedade, dependendo do valor do parâmetro k. Assim, quando k é próximo de zero a distribuição é mais agregada, por outro lado quando k tende a infinito a distribuição tende para a aleatoriedade. Laranjeira et al. (1998), em levantamentos de plantas com CVC, também encontraram distribuição agregada da doença, inferindo que

a transmissão ocorre entre plantas vizinhas dentro da linha de plantio. Os mesmos autores sugerem que distúrbios ocasionais, como passagem de máquinas na cultura, não têm efeito marcante na disseminação da doença, pois os insetos voam e tornam a pousar na mesma planta de onde saíram.

Analisando-se o expoente k, verifica-se que em algumas amostragens a população tendeu à agregação com valores de k entre 0 e 4, com exceção da amostragem do dia 20 de novembro e 19 de dezembro, que também mostrou bom ajuste à distribuição de Poisson. O índice de Morisita confirma essa tendência da população de comportamento aleatório a agregado (Tabela 2).

O expoente b da Lei de Potência de Taylor permite estudar a relação entre a variância e a média populacional com base em uma série de amostras (Fig. 3). O valor de  $b=1,3054$

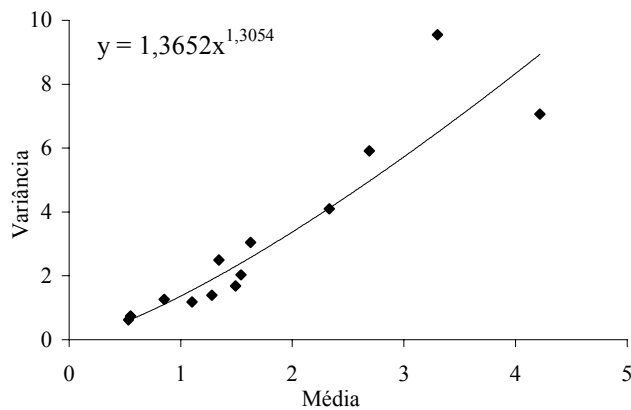


Figura 3. Lei de Potência de Taylor para estudo de agregação de *D. costalimai* em 13 datas de amostragens em citros. Jaboticabal, SP, 1999/00.

confirma a agregação populacional de *D. costalimai* (Tabelas 1 e 2). Com os parâmetros a e b da Lei de Potência de Taylor foi possível a construção de planos de contagem (Fig. 4) com níveis de precisão de 10, 20 e 25%. Relaciona-se o número total de insetos coletados em função do número de armadilhas instaladas na área, assim, quanto maior a média de infestação do inseto, menor será o número de armadilhas necessárias para se obter uma determinada precisão. Verifica-se que para um nível de erro de 10% seria necessário um número muito grande de armadilhas quando a infestação é baixa (Fig. 4a).

Sugere-se uma amostragem inicial com pelo menos 20 a 25 armadilhas, supondo a captura de um inseto por armadilha, em talhão com no máximo 3.000 plantas (Fig. 4b). Com base nessa amostra estima-se a média populacional inicial que servirá de base para as demais amostragens, recalculando-se o número de armadilhas a ser colocado em cada talhão. Em áreas onde a densidade populacional de *D. costalimai* é baixa (número acumulado de insetos), necessita-se de maior número

de armadilhas para a captura de insetos; da mesma forma, em locais onde existe grande quantidade de vetores, poucas armadilhas são necessárias (Fig. 4).

### Agradecimentos

O primeiro autor agradece à FAPESP, pela concessão da bolsa de doutorado para elaboração deste trabalho, e aos alunos do Colégio Técnico Agrícola - Jaboticabal Rodrigo C. Momesso, Antonio C. Favareto Jr. e Cláudio D. M. da Conceição pelo auxílio no levantamento de campo.

### Literatura Citada

**André, R.G.B. & C.A. Volpe. 1982.** Dados meteorológicos de Jaboticabal no estado de São Paulo durante os anos de 1971 a 1980. Jaboticabal, FCAV/UNESP. Boletim Técnico 1, 25p.

**Berreta, M.J.G., R.F. Lee, K.S. Derrick, C.L. Davis & G.A. Bartle. 1992.** Culture and serology of a *Xylella fastidiosa* associated with citrus variegated chlorosis in Brazil. p.830-831. In Proc. 7<sup>th</sup> Int. Citrus Congress. Acireale, Italy.

**Boeve, P.J. & M. Weiss. 1988.** Spatial distribution and sampling plans with fixed levels of precision for cereal aphids (Homoptera: Aphididae) infesting spring wheat. Can. Entomol. 130: 67-77.

**Brown, M.W. & E.A. Cameron. 1982.** Spatial distribution of adults of *Ooencyrtus kuvanae* (Hymenoptera: Encyrtidae), an egg parasite of *Lymantria dispar* (Lepidoptera: Lymantriidae). Can. Entomol. 114: 1109-1120.

**Dowdy S. & S. Wearden. 1991.** Statistics for research. 2<sup>nd</sup> ed., New York, Wiley-Interscience, 629p.

**Farias, P.R.S. 1996.** Distribuição espacial e amostragem

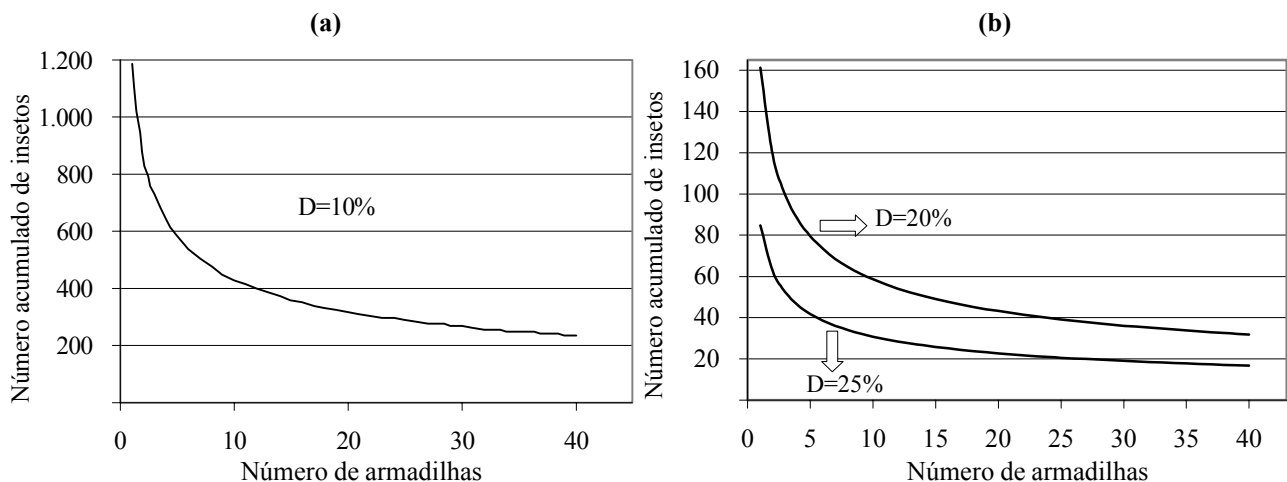


Figura 4. Planos de amostragem com níveis de 10% (a), 20 e 25% (b) de erro na estimativa da média do número de adultos de *D. costalimai* por armadilha em citros. Jaboticabal, SP, 1999/00.

- seqüencial de *Spodoptera frugiperda* (Smith, 1797) na cultura do milho. Dissertação de mestrado. Jaboticabal, FCAV/UNESP, 129p.
- Gravena, S. 1998.** Manejo ecológico de pragas dos citros – aspectos práticos. *Laranja* 19: 61-77
- 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 Variegada dos Citrus*. Bebedouro, Estação Experimental de Citricultura, 162p.
- Green, R.H. 1970.** On fixed precision level sequential sampling. *Res. Pop. Ecol.* 12: 249-51.
- Laranjeira, F.F, A.F. Bergamin, L. Amorim & R.D. Berger. 1998.** Aspectos práticos da epidemiologia da clorose variegada dos citros. *Laranja* 19: 79-90.
- Lopes, J.R.S. 1999.** Estudos com vetores de *Xylella fastidiosa* e implicações no manejo da Clorose Variegada dos Citros. *Laranja* 20: 329-344.
- Lopes, J.R.S., M.J.G. Berreta, R. Harakava, R.P.P. Almeida, R. Krüger & A. Garcia Júnior. 1996.** Confirmação da transmissão por cigarrinhas do agente causal da clorose variegada dos citros, *Xylella fastidiosa*. *Fitopatol. Bras.* 21: 343 (Suplemento).
- Morisita, M. 1962.** Is index a measure of dispersion of individuals? *Res. Pop. Ecol.* 1: 1-7.
- Paiva, P.E.B., J.L. Silva, S. Gravena & P.T. Yamamoto. 1996.** Cigarrinhas de xilema em pomares de laranja do estado de São Paulo. *Laranja* 17: 41-54.
- Purcell, A.H. 1981.** Vector preference and inoculation efficiency as components of varietal resistance of Pierce's disease in European grapes. *Phytopathology* 71: 429-435.
- Raju, B.C. & J.M. Wells. 1986.** Diseases caused by fastidious xylem-limited bacteria and strategies for management. *Plant Dis.* 70: 182-186.
- Roberto, S.R., A. Coutinho, J.E.O. de Lima, V.S. Miranda & E.F. Carlos. 1996.** Transmissão de *Xylella fastidiosa* pelas cigarrinhas *Dilobopterus costalimai*, *Acrogonia terminalis* e *Oncometopia facialis* (Hemiptera: Cicadellidae) em citros. *Fitopatol. Bras.* 21: 517-518.
- Roberto, S.R. & P.T. Yamamoto. 1998.** Flutuação populacional e controle químico de cigarrinhas em citros. *Laranja* 19: 269-284.
- Rosseti, V., M.A. Gonzalez & L.C. Donadio. 1997.** Manejo de cigarrinhas e CVC no pomar, p.1-21. In L.C. Donadio & C.S. Moreira (eds.), *Clorose Variegada dos Citrus*. Bebedouro, Estação Experimental de Citricultura, 162p.
- 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.

Received 08/08/2000. Accepted 10/12/2002.