

CROP PROTECTION

Distribuição de Probabilidade de Ocorrência de *Orthezia praelonga* Douglas (Hemiptera: Sternorrhyncha: Ortheziidae) na Cultura de CitrosMARILIA G. COSTA¹, JOSÉ C. BARBOSA² E PEDRO T. YAMAMOTO³¹Depto. Fitossanidade; ²Depto. Ciências Exatas.

FCAV/UNESP, Via de Acesso Prof. Paulo Donato Castellane, s/nº, 14.884-900, Jaboticabal, SP

³Fundo de Defesa da Citricultura – FUNDECITRUS, C. postal 391, 14.801-970, Araraquara, SP*Neotropical Entomology* 35(3):395-401 (2006)Probability Distribution of *Orthezia praelonga* Douglas (Hemiptera: Sternorrhyncha: Ortheziidae) in Citrus

ABSTRACT - The probability distribution of the orthezia scale, *Orthezia praelonga* Douglas, was studied in plots of commercial orange orchards (*Citrus sinensis* L., var. "Pêra Rio"), with 5, 9 and 15 years of age, during one year. The survey of presence or absence of the pest in the plants was carried through twenty samplings in the total area of each plot visually inspecting each plant. The dispersion indexes used were: variance/mean relationship (I), index of Morisita (I_{δ}), coefficient of Green (Cx) and k exponent of negative binomial distribution for each sampling. The negative binomial distribution was more representative of the frequency distribution data of this scale in citrus, since the variance was superior to the average in all samplings. The analysis of the aggregation index showed that the majority of the samplings presented aggregate distribution for the scales.

KEY WORDS: Insecta, scale, *Citrus sinensis*, negative binomial distribution

RESUMO - A distribuição de probabilidade de ocorrência da cochonilha ortézia, *Orthezia praelonga* Douglas, foi estudada em talhões de pomares comerciais de laranja (*Citrus sinensis* L., da variedade "Pêra Rio"), com 5, 9 e 15 anos de idade, durante um ano. Foram realizadas vinte amostragens na área total de cada talhão observando-se visualmente a presença ou ausência da praga nas plantas. Os índices de dispersão utilizados foram: razão variância média (I), índice de Morisita (I_{δ}), coeficiente de Green (Cx) e expoente k da distribuição binomial negativa. A distribuição binomial negativa foi o modelo mais adequado para representar a distribuição de frequência do ortezideo na cultura do citros, já que a variância foi superior à média em todas as amostragens. A análise dos índices de agregação mostrou distribuição agregada da cochonilha na maioria das amostragens.

PALAVRAS-CHAVE: Insecta, ortézia, cochonilha, *Citrus sinensis*, distribuição binomial negativa

As cochonilhas são pequenos insetos que vivem nas folhas, ramos e tronco das plantas sugando a seiva com auxílio de seu aparelho bucal (picador-sugador). A ortézia, *Orthezia praelonga* Douglas, é uma cochonilha sem carapaça e de grande importância econômica, prejudicando a planta direta e indiretamente pois, quando suga a seiva, além de enfraquecer a planta, possibilita o desenvolvimento do fungo *Capnodium* sp. sobre os restos de sua alimentação, causando a fumagina, uma película escura que cobre as folhas e impede os processos fotossintéticos e respiratórios das plantas atacadas. As folhas e frutos caem, ficando a planta muito fraca e improdutiva (Prates 1987).

A ortézia é uma cochonilha neotropical e está amplamente distribuída em países como Argentina, Bolívia, Chile, Peru, Suriname, Trinidad e Venezuela (Lima 1981), tendo sido primeiramente relatada em Trinidad (Douglas

1891). Embora haja relatos de que a cochonilha tenha sido encontrada no Brasil em 1900, somente em 1947 Robs (1947) registrou um surto no atual estado do Rio de Janeiro, e hoje encontra-se espalhada em todos os estados.

O. praelonga apresenta lâminas de cera dispostas no dorso e nas margens do corpo, sendo que as fêmeas, cerca de quatro dias após o acasalamento, desenvolvem uma estrutura no abdome chamada ovissaco, formado por diversos bastonetes de cera branca unidos, onde colocam seus ovos e protegem as ninfas recém-nascidas até a primeira ecdise (Douglas 1891, Lima 1981, Parra *et al.* 2003). Os ramos internos são os preferidos da praga, principalmente na parte abaxial da folha, onde se alimentam sugando a seiva em grande quantidade.

A disseminação da ortézia representa um dos fatores mais importantes no seu manejo sendo que inúmeras plantas

ornamentais, como crisântemo, antúrio e roseira e invasoras como o picão-preto e guanxuma lhe servem de refúgio e favorecem a reinfestação de plantas cultivadas (Nascimento et al. 1993).

Buscando o manejo da *O. praelonga*, pesquisadores têm estudado outros meios além do químico para controlar essa cochonilha, constatando a eficiência de alguns agentes de controle biológico como *Azya luteipes* Mulsant (Coleoptera: Coccinellidae) (Prates 1987) e *Oxystyla pulchella* Spix (Gastropoda: Bulimullidae) (Cruz et al. 1999).

Para estudar o modelo de dispersão dos insetos no espaço são utilizados vários índices de agregação ou de dispersão, cuja aplicação é imprescindível em estudos ecológicos ou métodos de amostragem (Green 1966). De acordo com Rabinovich (1980), é necessário que mais de um índice seja estudado antes de se inferir a respeito da distribuição de uma determinada espécie de inseto. O índice razão variância/média é o mais comum, também chamado índice de dispersão que compreende a relação entre a variância e a média, servindo para medir o desvio de um arranjo das condições de aleatoriedade. O índice de Morisita tem a vantagem de ser relativamente independente do tipo de distribuição e do número de unidades amostrais (Silveira Neto et al. 1976). O parâmetro k da distribuição binomial negativa é um indicador da agregação de artrópodes, quando os dados se ajustam à distribuição binomial negativa (Elliott 1979).

Segundo Taylor (1984), a disposição dos organismos no espaço é uma característica ecológica da espécie, resultante do nascimento, morte e migração de indivíduos. O conhecimento das distribuições de probabilidade que descrevem as disposições espaciais de insetos pragas, obtidas a partir dos dados de contagens, é importante para o estabelecimento de planos de amostragem, análises estatísticas e, conseqüentemente, na decisão sobre o controle de pragas (Barbosa 1992). O modelo de distribuição de Poisson caracteriza-se por ter a variância igual à média ($\sigma^2 = m$), sendo um modelo de distribuição aleatória. Já a distribuição binomial negativa indica uma agregação ou contágio, onde a variância é maior que a média ($\sigma^2 > m$). A distribuição binomial positiva representa uma disposição regular ou uniforme, e caracteriza-se por ter a variância menor do que a média ($\sigma^2 < m$) (Elliott 1979).

Tendo em vista a alta capacidade de reprodução e disseminação da ortézia, a presença do ovissaco protegendo ovos e ninfas, a utilização de plantas daninhas como hospedeiros e as dificuldades resultantes no controle, este trabalho tem por objetivo avaliar a distribuição de frequência de *O. praelonga* na cultura do citros e fornecer subsídios para a elaboração de um plano de amostragem.

Material e Métodos

O estudo foi realizado na Fazenda Cambuhy, Matão, SP, em três talhões com cinco, nove e quinze anos de idade, de laranja doce *Citrus sinensis* (L.) Osbeck, variedade 'Pêra Rio', sendo os dois mais novos enxertados sobre tangerina Sunki e o mais velho sobre Cleópatra. Todos receberam os tratamentos culturais (adubação, capina, aplicação de herbicidas)

e fitossanitários (aplicação de acaricidas e fungicidas) recomendados à cultura, com exceção da aplicação de inseticidas, que foi realizada somente quando o número de plantas com ortézia atingia 20%.

As amostragens foram realizadas quinzenalmente, quando não havia interferência da chuva, durante o período de maio de 2004 a abril de 2005, num total de 20, e em todas as plantas de cada talhão amostrado, sendo avaliada a presença ou ausência de *O. praelonga* viva na planta, sendo marcadas com uma fita ou corda as que possuíam a cochonilha e anotando a posição da mesma na linha. Cada unidade amostral foi constituída de 10 plantas.

O talhão mais novo, com cinco anos (quadra 84, talhão 32), possuía 1882 plantas, o de nove anos (quadra 59, talhão 68) 2195 plantas e o de 15 anos (quadra 38, talhão 27) 1098 plantas.

Para análise dos dados, a média (\hat{m}) e a variância (s^2) do número de plantas atacadas por 10 plantas foram obtidas nas 20 amostragens. Posteriormente foram obtidos os índices de dispersão a seguir.

Razão variância/média. Utilizada para medir o desvio de um arranjo das condições de aleatoriedade, onde valores iguais à unidade indicam distribuição espacial aleatória, valores menores que a unidade distribuição uniforme e valores maiores que a unidade distribuição agregada (Rabinovich 1980). É dada por:

$$I = \frac{s^2}{\hat{m}} = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \hat{m})^2}{\hat{m}(n-1)},$$

onde: s^2 = variância amostral, \hat{m} = média amostral, x_i = número de plantas atacadas por 10 plantas e n = números de unidades amostrais.

O teste de afastamento da aleatoriedade pode ser efetuado através do teste de qui-quadrado com $n-1$ graus de liberdade através da expressão:

$$X^2 = I \cdot (n-1)$$

ou seja:

$$X^2 = \frac{s^2(n-1)}{\hat{m}} = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \hat{m})^2}{\hat{m}} \sim \chi^2_{(n-1)}$$

e rejeita-se a aleatoriedade quando o $X^2 \geq \chi^2_{(n-1)}$.

Índice de Morisita. Indica que a distribuição é aleatória quando igual a 1, agregada quando é maior que 1 e uniforme quando menor que 1. Morisita (1962) desenvolveu a seguinte fórmula:

$$I_{\delta} = n \frac{\sum [x(x-1)]}{\sum x(\sum x-1)} = n \frac{\sum x^2 - \sum x}{(\sum x)^2 - \sum x}$$

onde: n = número de unidades amostrais e \sum_x = somatória do número de plantas infestadas presentes nas unidades amostrais.

Tabela 1. Médias, variâncias e índices de dispersão para número de plantas de citros com *O. praelonga* por 10 plantas. Matão-SP, 2004/2005.

Talhões	Índices																				
	14/5	28/5	16/6	28/6	16/7	29/7	16/8	31/8	14/9	5/10	19/10	3/11	18/11	1/12	14/12	10/1	2/2	15/2	29/3	14/4	
32 (5 anos)	\bar{m}	0.2229	0.2229	0.0971	0.1143	0.1200	0.1486	0.1600	0.1657	0.1657	0.1657	0.1657	0.1657	0.1771	0.1771	0.1771	0.1943	0.2171	0.2400	0.2629	
	s^2	0.9903	0.9903	0.2836	0.2972	0.3016	0.3686	0.3880	0.3919	0.3919	0.3919	0.3919	0.3919	0.4110	0.4110	0.4110	0.4218	0.4353	0.5053	0.5512	
	$I = s^2 / \bar{m}$	4.4436	4.4436	2.9195	2.6006	2.5134	2.4810	2.4253	2.4253	2.3650	2.3650	2.3650	2.3650	2.3200	2.3200	2.3200	2.1711	2.0048	2.1054	2.0970	
	I_8	16.7679	16.7679	21.8750	15.6579	14.1667	11.3077	10.1852	10.1852	9.4828	9.4828	9.4828	9.4828	8.6559	8.6559	8.6559	7.1747	5.7255	5.6911	5.2415	
	$\chi^2 I e I_8$	773,18**	773,18**	508,00**	452,50**	437,33**	431,69**	422,00**	422,00**	411,52**	411,52**	411,52**	411,52**	403,68**	403,68**	403,68**	377,76**	348,84**	366,33**	364,87**	
	C_x	0.0906	0.0906	0.1200	0.0842	0.0757	0.0592	0.0528	0.0528	0.0488	0.0488	0.0488	0.0488	0.0440	0.0440	0.0440	0.0355	0.0272	0.0270	0.0244	
	$k_{máx.ver.}$	0.0489	0.0489	0.0625	0.1016	0.1172	0.1155	0.1213	0.1213	0.1356	0.1356	0.1356	0.1356	0.1416	0.1416	0.1416	0.1904	0.2720	0.2416	0.2538	
	68 (9 anos)	\bar{m}	1.8086	2.0191	2.1914	0.9043	1.2201	1.2679	1.3349	1.3397	1.3589	1.3684	1.3780	1.3780	1.3828	1.3828	1.3971	1.4402	1.5652	1.6316	1.7368
		s^2	3.6940	4.0958	4.5401	1.6158	2.2398	2.2356	2.3969	2.4273	2.4331	2.4261	2.4478	2.4478	2.4585	2.4585	2.4810	2.5649	2.8974	3.1761	3.5698
		$I = s^2 / \bar{m}$	2.0424	2.0285	2.0718	1.7868	1.8357	1.7631	1.7955	1.8118	1.7906	1.7729	1.7763	1.7763	1.7780	1.7780	1.7758	1.7810	1.8511	1.9467	2.0554
I_8		1.5751	1.5081	1.4878	1.8705	1.6844	1.6013	1.5952	1.6052	1.5810	1.5641	1.5626	1.5626	1.5619	1.5619	1.5545	1.5428	1.5791	1.6064	1.6004	
$\chi^2 I e I_8$		424,83**	421,92**	430,93**	371,65**	381,84**	366,73**	373,47**	373,47**	368,77**	368,77**	369,48**	369,48**	369,82**	369,82**	369,36**	370,44**	381,33**	404,90**	427,52**	
C_x		0.0028	0.0024	0.0023	0.0042	0.0033	0.0029	0.0029	0.0029	0.0029	0.0028	0.0027	0.0027	0.0027	0.0027	0.0027	0.0026	0.0026	0.0028	0.0029	
$k_{máx.ver.}$		1.4005	1.5765	1.6355	0.9354	1.1844	1.3697	1.3372	1.3372	1.3177	1.3613	1.4089	1.3932	1.3932	1.3856	1.3856	1.3776	1.3978	1.4244	1.3552	1.3245
27 (15 anos)		\bar{m}	0.8431	1.0392	1.1078	1.2059	1.2647	1.3137	1.3333	1.3529	1.3529	1.4706	1.4706	1.5980	1.6667	1.9118	2.0588	2.7745	3.2549	3.6078	3.9706
		s^2	2.2128	2.4737	2.6318	2.8186	2.9886	3.1679	3.2937	3.4584	3.4584	3.5981	3.5981	3.8863	4.2640	4.9525	5.9767	7.6417	8.6869	8.7556	8.1872
		$I = s^2 / \bar{m}$	2.6245	2.3803	2.3756	2.3374	2.3631	2.4114	2.4703	2.5562	2.5562	2.4467	2.4467	2.4319	2.5584	2.5906	2.9030	2.7543	2.6689	2.4268	2.0620
	I_8	2.9302	2.3278	2.2405	2.1072	2.0756	2.0718	2.1000	2.1473	2.1473	1.9807	1.9807	1.8928	1.9314	1.8281	1.9196	1.6283	1.5092	1.3927	1.2655	
	$\chi^2 I e I_8$	265,07**	240,42**	239,94**	236,07**	238,67**	243,55**	249,50**	249,50**	258,17**	247,12**	247,12**	245,63**	258,40**	261,65**	293,20**	278,18**	269,55**	245,11**	208,26**	
	C_x	0.0191	0.0131	0.0123	0.0110	0.0106	0.0106	0.0109	0.0109	0.0114	0.0097	0.0097	0.0088	0.0092	0.0082	0.0091	0.0062	0.0050	0.0039	0.0026	
	$k_{máx.ver.}$	0.3853	0.5872	0.5621	0.6640	0.6692	0.6476	0.6296	0.6296	0.6109	0.6109	0.7480	0.8123	0.7801	0.7832	0.7700	1.1319	1.3740	1.9866	3.3070	

m^2 = média amostral; s^2 = variância amostral; I = razão variância/média; I_8 = índice de Morisita; $\chi^2 I e I_8$ = teste de afastamento da aleatoriedade; ** = significativo a 1% de probabilidade; C_x = coeficiente de Green; $k_{máx.ver.}$ = k pelo método da máxima verossimilhança

O afastamento da aleatoriedade pode ser testado por:

$$X_{\delta}^2 = I_{\delta}(\sum x_i - 1) + n - \sum x_i \sim \chi_{(n-1)}^2$$

Se $X_{\delta}^2 \geq \chi_{(n-1; \alpha, 0,05)}^2$, rejeita-se a hipótese de aleatoriedade da distribuição.

Coefficiente de Green. É aceitável para comparações de distribuições agregadas, sendo que se os valores calculados são negativos indicam um padrão uniforme e quando positivos um padrão agregado (Green 1966). Baseia-se na razão variância/média da distribuição e é dado por:

$$C_x = \frac{(s^2 / \hat{m}) - 1}{\sum_{i=1}^n x_i - 1}$$

Expoente k da distribuição binomial negativa. Quando os valores são negativos indicam uma distribuição uniforme, quando são baixos e positivos ($k < 2$) indicam uma disposição altamente agregada, valores de k variando de 2 a 8 indicam uma agregação moderada e valores superiores a 8 ($k > 8$) indicam uma disposição aleatória (Elliott 1979). A estimativa inicial dos valores de k foi feita pelo método dos momentos:

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

e posteriormente pelo método da máxima verossimilhança:

$$N \ln \left(1 + \frac{\hat{m}}{\hat{k}} \right) = \sum_{i=1}^{nc} \left(\frac{A(x_i)}{\hat{k} + x_i} \right)$$

Tabela 2. Resultados obtidos no teste qui-quadrado para ajuste das distribuições de Poisson e binomial negativa aos dados de numero de plantas de citros com *O. praelonga* por 10 plantas no talhão nº 32 (5 anos). Matão-SP, 2004/2005.

Datas	Poisson			Binomial Negativa		
	X^2	g.l.	P	X^2	g.l.	P
14/05/04	37,27 **	1	< 0,0001	4,90 ^{NS}	2	0,0863
28/05/04	37,27 **	1	< 0,0001	4,90 ^{NS}	2	0,0863
16/06/04	2,62	0	----	0,34 ^{NS}	1	0,5571
28/06/04	7,22 **	1	0,0072	0,55 ^{NS}	1	0,4571
16/07/04	6,24 *	1	0,0125	0,64 ^{NS}	1	0,4230
29/07/04	12,28 **	1	0,0005	0,13 ^{NS}	2	0,9370
16/08/04	15,34 **	1	< 0,0001	0,23 ^{NS}	2	0,8934
31/08/04	15,34 **	1	< 0,0001	0,23 ^{NS}	2	0,8934
14/09/04	13,82 **	1	0,0002	0,19 ^{NS}	2	0,9090
05/10/04	13,82 **	1	0,0002	0,19 ^{NS}	2	0,9090
19/10/04	13,82 **	1	0,0002	0,19 ^{NS}	2	0,9090
03/11/04	13,82 **	1	0,0002	0,19 ^{NS}	2	0,9090
18/11/04	16,62 **	1	< 0,0001	0,57 ^{NS}	2	0,7511
01/12/04	16,62 **	1	< 0,0001	0,57 ^{NS}	2	0,7511
14/12/04	16,62 **	1	< 0,0001	0,57 ^{NS}	2	0,7511
10/01/05	16,62 **	1	< 0,0001	0,57 ^{NS}	2	0,7511
02/02/05	12,36 **	1	0,0004	0,35 ^{NS}	2	0,8412
15/02/05	8,14 **	1	0,0043	0,35 ^{NS}	2	0,8393
29/03/05	9,92 **	1	0,0016	1,07 ^{NS}	2	0,5849
14/04/05	10,67 **	1	0,0011	2,29 ^{NS}	2	0,3180

X^2 = Estatística do teste qui-quadrado;

g.l. = número de graus de liberdade do qui-quadrado;

p = nível de probabilidade do teste qui-quadrado;

* Significativo a 5% de probabilidade;

** Significativo a 1% de probabilidade;

^{NS} Não significativo a 5% de probabilidade.

onde: N = número de unidades amostrais, A(x) = soma das frequências de valores maiores que x, nc = número de classes da distribuição de frequências e x_i = número de plantas atacadas por 10 plantas.

Modelos probabilísticos para estudo da distribuição de frequência da praga. Aos dados de cada amostragem em cada talhão avaliado foram testados os ajustes da distribuição de Poisson, que tem como hipótese que todos os indivíduos tem a mesma probabilidade de ocupar um lugar qualquer no espaço e que a presença de um indivíduo não afeta a presença de outro (Barbosa & Perecin 1982), e da

distribuição binomial negativa, onde a ocorrência de um indivíduo limita a ocorrência de indivíduos vizinhos na mesma unidade (Perecin & Barbosa 1992).

Os modelos apresentam um bom ajuste aos dados originais quando as frequências observadas e esperadas são próximas. Esta proximidade foi testada através de um teste de qui-quadrado.

Resultados e Discussão

Em todas as amostragens, os valores obtidos na razão variância/média (I) foram maiores que a unidade, mostrando que a distribuição do número de plantas

Tabela 3. Resultados obtidos no teste qui-quadrado para ajuste das distribuições de Poisson e binomial negativa aos dados de número de plantas de citros com *O. praelonga* por 10 plantas no talhão nº 68 (9 anos). Matão-SP, 2004/2005.

Datas	Poisson			Binomial Negativa		
	X^2	g.l.	P	X^2	g.l.	P
14/05/04	88,15 **	5	< 0,0001	17,11 *	7	0,0167
28/05/04	89,16 **	5	< 0,0001	14,10 *	7	0,0494
16/06/04	124,03 **	6	< 0,0001	10,00 ^{NS}	7	0,1887
28/06/04	45,80 **	3	< 0,0001	7,31 ^{NS}	5	0,1985
16/07/04	56,88 **	4	< 0,0001	8,94 ^{NS}	6	0,1767
29/07/04	47,94 **	4	< 0,0001	8,23 ^{NS}	6	0,2219
16/08/04	53,97 **	4	< 0,0001	16,38 *	6	0,0119
31/08/04	53,97 **	4	< 0,0001	16,38 *	6	0,0119
14/09/04	58,15 **	4	< 0,0001	15,32 *	6	0,0179
05/10/04	57,52 **	4	< 0,0001	16,95 **	6	0,0095
19/10/04	55,87 **	4	< 0,0001	17,29 **	6	0,0083
03/11/04	57,00 **	4	< 0,0001	17,72 **	6	0,0070
18/11/04	57,00 **	4	< 0,0001	17,72 **	6	0,0070
01/12/04	57,75 **	4	< 0,0001	18,17 **	6	0,0058
14/12/04	57,75 **	4	< 0,0001	18,17 **	6	0,0058
10/01/05	60,14 **	4	< 0,0001	20,55 **	6	0,0022
02/02/05	62,12 **	4	< 0,0001	18,66 **	6	0,0048
15/02/05	82,55 **	5	< 0,0001	15,50 *	6	0,0167
29/03/05	88,07 **	5	< 0,0001	12,46 ^{NS}	7	0,0863
14/04/05	97,49 **	5	< 0,0001	12,56 ^{NS}	7	0,0837

X^2 = Estatística do teste qui-quadrado;

g.l. = número de graus de liberdade do qui-quadrado;

p = nível de probabilidade do teste qui-quadrado;

* Significativo a 5% de probabilidade;

** Significativo a 1% de probabilidade;

^{NS} Não significativo a 5% de probabilidade.

infestadas com *O. praelonga* foi agregada. Os valores do Índice de Morisita (I_8) variaram bastante entre os talhões de nove e quinze anos com o de cinco anos, talhões 68, 27 e 32 respectivamente. Entretanto, todos os valores calculados foram superiores a um, confirmando a agregação na distribuição (Tabela 1). Perruso & Cassino (1997) constataram que a distribuição espacial da cochonilha *Selenaspidus articulatus* (Morgan) (Homoptera: Diaspididae) na cultura dos citros também foi agregada.

Esse tipo de distribuição também foi observado por meio da análise de coeficiente de dispersão de Green (Cx), pois em todas as amostragens realizadas nos três talhões, os valores foram maiores que zero, indicando, segundo Davis

(1993), distribuição agregada da população (Tabela 1).

O parâmetro k da distribuição binomial negativa estimado pelo método da máxima verossimilhança apresentou valores variando de 0,0489 a 3,3070 (Tabela 1). No talhão 32 (cinco anos), onde os valores foram mais baixos, a agregação é maior, pois, o máximo contágio acontece quando o valor tende a zero. Os maiores valores de I e I_8 também indicam maior agregação no talhão 32.

Para estudar a distribuição de frequência da praga, inicialmente efetuou-se o ajuste dos dados à distribuição de Poisson, e em todas as amostragens dos talhões 27 e 68, e 90 % das amostragens do talhão 32 os valores do teste qui-quadrado foram significativos a 1% de probabilidade,

Tabela 4. Resultados obtidos no teste qui-quadrado para ajuste das distribuições de Poisson e binomial negativa aos dados de número de plantas de citros com *O. praelonga* por 10 plantas no talhão nº 27 (15 anos). Matão-SP, 2004/2005.

Datas	Poisson			Binomial Negativa		
	χ^2	g.l.	P	χ^2	g.l.	P
14/05/04	72,58 **	3	< 0,0001	2,03 ^{NS}	4	0,7300
28/05/04	48,27 **	3	< 0,0001	3,75 ^{NS}	5	0,5863
16/06/04	55,56 **	3	< 0,0001	6,31 ^{NS}	5	0,2772
28/06/04	50,58 **	3	< 0,0001	6,37 ^{NS}	5	0,2717
16/07/04	54,01 **	3	< 0,0001	7,75 ^{NS}	5	0,1704
29/07/04	68,16 **	4	< 0,0001	9,00 ^{NS}	6	0,1733
16/08/04	82,73 **	4	< 0,0001	6,81 ^{NS}	6	0,3388
31/08/04	82,73 **	4	< 0,0001	6,81 ^{NS}	6	0,3388
14/09/04	81,14 **	4	< 0,0001	11,32 ^{NS}	6	0,0788
05/10/04	81,14 **	4	< 0,0001	11,32 ^{NS}	6	0,0788
19/10/04	66,54 **	4	< 0,0001	10,58 ^{NS}	6	0,1021
03/11/04	66,54 **	4	< 0,0001	10,58 ^{NS}	6	0,1021
18/11/04	67,20 **	4	< 0,0001	9,81 ^{NS}	6	0,1328
01/12/04	68,63 **	4	< 0,0001	9,45 ^{NS}	6	0,1500
14/12/04	104,00 **	5	< 0,0001	20,06 **	6	0,0027
10/01/05	122,81 **	5	< 0,0001	8,87 ^{NS}	7	0,2624
02/02/05	145,74 **	6	< 0,0001	7,65 ^{NS}	8	0,4685
15/02/05	184,33 **	7	< 0,0001	25,73 **	8	0,0012
29/03/05	141,17 **	8	< 0,0001	14,95 ^{NS}	8	0,0602
14/04/05	76,70 **	8	< 0,0001	14,54 ^{NS}	8	0,0687

χ^2 = Estatística do teste qui-quadrado;

g.l. = número de graus de liberdade do qui-quadrado;

p = nível de probabilidade do teste qui-quadrado;

* Significativo a 5% de probabilidade;

** Significativo a 1% de probabilidade;

^{NS} Não significativo a 5% de probabilidade.

mostrando que a distribuição não é aleatória (Tabelas 2, 3 e 4). Como as variâncias foram superiores às médias (Tabela 1), testou-se em seguida o ajuste à distribuição binomial negativa.

A distribuição binomial negativa ajustou-se aos dados em 100% no talhão 32 (cinco anos), onde a média situou-se em torno de 0,18 plantas infestadas por 10 plantas. No talhão 27 (quinze anos) onde a média estava em torno de 1,80 plantas infestada por 10 plantas, 90% ajustaram-se à binomial negativa e no talhão 68 (nove anos), em que as médias situaram-se em torno de 1,47 plantas infestadas por 10 plantas, 30% das amostragens ajustaram-se à binomial negativa. Observa-se que em baixas infestações, a agregação é maior, corroborando com Yamamoto *et al.* (2004), que relatam que o ataque dessa cochonilha inicia-se em plantas isoladas ou em reboleras. Esse fato pode ser confirmado pelos valores obtidos pelos índices de agregação (Tabelas 1 a 4).

O ajuste da maioria dos dados à distribuição binomial negativa está de acordo com os índices de dispersão testados, os quais mostraram distribuição agregada de *O. praelonga* tanto nos talhões jovens quanto no com plantas adultas. Assim, esse modelo de distribuição do número de plantas infestadas pela praga na cultura do citros permite a elaboração de planos de amostragem seqüenciais para uso no manejo integrado de pragas.

Agradecimentos

À Fazenda Cambuhy, pela área experimental cedida e pelo auxílio na condução do experimento. À Capes, pela bolsa de Mestrado concedida ao primeiro autor.

Referências

- Barbosa, J.C. 1992. Amostragem seqüencial, p.205-13. In O.A. Fernandes, A.C.B. Correia & S.A. De Bortoli (eds.), Manejo integrado de pragas e nematóides. Jaboticabal, FUNEP, 253p.
- Barbosa, J.C. & D. Perecin. 1982. Modelos probabilísticos para distribuições de lagartas de *Spodoptera frugiperda* (J. E. Smith, 1797), na cultura do milho. Científica 10: 181-191.
- Cruz, J.D., O.M. Marques & A.S. Nascimento. 1999. Consumo de *Orthezia praelonga* Douglas, 1891 (Insecta: Ortheziidae) por *Oxystyla pulchella* Spix, 1827 (Gastropoda: Bulimulidae) em laboratório. Sitientibus 20: 81-88.
- Davis, P.M. 1993. Statistics for describing populations, p.33-54. In L.P. Pedigo & G.D. Buntin. Handbook of sampling methods for arthropods in agriculture. CRC Press, Boca Raton, 736p.
- Douglas, J.W. 1891. Notes on some British and exotic coccidae. Entomol. Mon. Mag. 27:244-247.
- Elliott, J.M. 1979. Some methods for the statistical analysis of sample benthic invertebrates. Freshwater Biological Association, Ambleside. 157p.
- Green, R.H. 1966. Measurement of non-randomness in spatial distributions. Res. Popul. Ecol. 8: 1-7.
- Hempel, A. 1900. As coccidas brasileiras. Revista do Museu Paulista 4: 365-537.
- Lima, A.F. 1981. Bioecologia de *Orthezia praelonga* Douglas, 1891 (Homoptera, Ortheziidae). Dissertação de Mestrado, Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", USP, Piracicaba, 126p.
- Morisita, M. 1962. I_d' -index, a measure of dispersion of individuals. Res. Popul. Ecol. 4: 1-7.
- Nascimento, F.N. do, J.C. Perruso & P.C.R. Cassino. 1993. Novos hospedeiros de *Orthezia praelonga* Douglas, 1891 (Homoptera:Ortheziidae). An. Soc. Entomol. Brasil 22: 213-215.
- Parra, J.R.P., H.N. Oliveira & A.S. Pinto. 2003. Pragas e insetos benéficos dos citros. Divisão de biblioteca e documentação. Piracicaba, FEALQ, 140p.
- Perecin, D. & J.C. Barbosa. 1992. Amostragem e análise estatística de dados de distribuição de contágio. Rev. Mat. Estat. 10: 207-216.
- Perruso, J.C. & P.C.R. Cassino. 1997. Plano de amostragem presença-ausência para *Selenaspidus articulatus* (Morg.) (Homoptera: Diaspididae) na cultura da laranja. An. Soc. Entomol. Brasil 26: 321-326.
- Prates, H.S. 1987. Ortézia, uma praga potencial. Casa Agric. 9: 16-19.
- Rabinovich, J.E. 1980. Introducción a la ecologia de poblaciones animales. Continental, Mexico, 313p.
- Robs, C.F. 1947. O "piolho branco" da laranjeira uma ameaça à citricultura do Distrito Federal. Boletim do Campo. 3: 1-4.
- Silveira Neto, S., O. Nakano, D. Barbin & N.A. Villa Nova. 1976. Manual de ecologia de insetos. São Paulo, Ceres, 420p.
- Taylor, L.R. 1984. Assessing and interpreting the spatial distributions of insect populations. Annu. Rev. Entomol. 29: 321-357.
- Yamamoto, P.T., A.D. Neves, J.R.P. Parra & R.F. de Oliveira. 2004. A proliferação de cochonilha ortézia na citricultura. Visão Agríc., Piracicaba, FEALQ, 135p.

Received 26/VIII/05. Accepted 17/10/06.