

ANÁLISE ESPACIAL DA MOSCA-NEGRA-DOS-CITROS EM POMAR DE CITROS UTILIZANDO A GEOESTATÍSTICA

Anderson Gonçalves da Silva¹, Paulo Roberto Silva Farias², Arlindo Leal Boiça Junior¹,
Rui Guilherme Correia², Juliana Barroso da Silva², Nara Elisa Lobato Rodrigues¹

¹ Universidade Estadual Paulista Júlio de Mesquita Filho, FCAV/UNESP, Departamento de Fitossanidade, CEP 14884-900, Jaboticabal, SP. agroanderson.silva@yahoo.com.br, aboicajr@fcav.unesp.com.br, nara_elr@hotmail.com

² Universidade Federal Rural da Amazônia, UFRA, Instituto de Ciências Agrárias, Av. Presidente Tancredo Neves, 2501, 66007-530, Belém, PA. paulo.farias@ufra.edu.br, nara_ponte@yahoo.com.br, juufra@yahoo.com.br, raphaelcoelhinho@hotmail.com

RESUMO

Importante praga da cultura dos citros, a mosca-negra ocasiona danos diretos e indiretos, levando a perdas estimadas da ordem de 80% na produção e sérios prejuízos à agricultura em virtude de seu caráter quarentenário. Para a sua análise espacial, a incorporação de procedimentos geoestatísticos baseados em técnicas de estimação por krigagem são importantes no estudo desse aleirodideo no campo. Desse modo, objetivou-se, com o presente trabalho, avaliar a distribuição espacial da mosca-negra-dos-citros em pomar de citros no estado do Pará utilizando metodologia geoestatística. A área experimental está localizada no município de Capitão Poço, PA, onde foram realizadas 12 amostragens no período de setembro 2008 a outubro de 2009, avaliando a presença ou ausência da praga nas laranjeiras. De cada ponto de amostragem obteve-se o valor da variável e as coordenadas (latitude e longitude). Através da incorporação de procedimentos geoestatísticos baseados em técnicas de modelagem espacial por semivariogramas e estimação via krigagem observou-se que a distribuição espacial da mosca-negra dá-se, predominantemente, em agrupamentos com dependência espacial descrita pelo modelo esférico, formando "reboleiras" de 8,5 a 30 m (alcance do modelo). Por meio dos mapas de krigagem, observou-se que a infestação se dá principalmente na linha de plantio, com posterior disseminação para toda a área do pomar.

Palavras-chave: *Aleurocanthus woglumi*, *Citrus sinensis*, Aleyrodidae, agricultura de precisão, semivariograma, krigagem

SPATIAL ANALYSIS OF THE CITRUS BLACKFLY IN CITRUS ORCHARD USING GEOSTATISTICS

ABSTRACT

Important pest of citrus, the citrus blackfly causes direct or indirect damage, causing estimated losses of 80% in production and serious damage to local agriculture because of its character quarantine. Thus, the incorporation of procedures based on geostatistical kriging techniques is an important tool to the study of Aleyrodidae in the field. The objective of this study is to evaluate the spatial characterization of the citrus blackfly in citrus orchard in Pará State, Brazil, using geostatistical methodology. The experimental area is located in the municipality of Capitão Poço, where 12 samples were taken September 2008 to October 2009, evaluating the presence or absence of the pest in orange groves. From each sampling point one

obtained the value of the variable and the coordinates (latitude and longitude). Through the incorporation of geostatistical procedures based on modeling techniques for spatial semivariograms and kriging estimation one observed that spatial distribution of the citrus blackfly takes place predominantly in clusters with spatial dependence described by the spherical model, forming clusters from 8.5 to 30 m (range model). Based in the kriging maps, it was observed that the infestation occurs mainly in the row, with subsequent dissemination to the entire area of the citrus orchard.

Key words: *Aleurocanthus woglumi*, *Citrus sinensis*, Aleyrodidae, precision agriculture, semivariograms, kriging

INTRODUÇÃO

Entre as principais pragas que causam prejuízos aos pomares citrícolas do estado do Pará, destaca-se a mosca-negra-dos-citros (*Aleurocanthus woglumi* Ashby). Nativa da Ásia, a praga apresenta-se amplamente distribuída geograficamente só não tendo relatos de sua ocorrência em regiões do continente europeu e nos pólos (Oliveira *et al.* 2001). No Brasil, sua primeira ocorrência foi relatada no estado do Pará, em 16 de maio de 2001, em jardins da cidade de Belém (Silva 2005). Atualmente, a praga já se encontra disseminada por vários estados brasileiros inclusive no estado de São Paulo, onde teve seu primeiro relato em março de 2008 (Pena *et al.* 2008).

Entre os principais problemas ocasionados pela praga, como danos diretos e indiretos às plantas cítricas, a mosca-negra-dos-citros se constitui praga quarentenária presente ou A2 de alerta máximo, restringindo o comércio com outras regiões livres da mesma (MAPA 2011), acarretando dessa forma, no aumento dos custos de produção para atender às exigências quarentenárias. Na região amazônica, *A. woglumi* encontra condições ótimas de desenvolvimento apresentando rápido ciclo evolutivo; sem medidas de controle adequadas, a praga associada ao fungo fumagina (*Capnodium* sp.) pode causar perdas sérias aos pomares, com uma redução estimada de 80% no rendimento. O

ataque severo às plantas ainda novas ou em fase de muda pode provocar a morte das mesmas (Parkinson & Seales 2000).

De acordo com Leibhold *et al.* (1993), para estudar a dependência espacial, a geoestatística é a ferramenta mais adequada, pois considera a posição no espaço da variável em estudo, permitindo quantificar essa dependência espacial entre amostras coletadas em campo e utilizar a mesma para construção de mapas. Com isso, é possível determinar a dependência espacial da praga, através da elaboração de semivariogramas que são ajustados a um modelo que fornece o raio de agregação; a partir desses semivariogramas, são elaborados mapas que mostram como ocorre a expansão do organismo na área (Leal *et al.* 2010). Dessa forma, a incorporação de procedimentos geoestatísticos baseados em técnicas de modelagem espacial por semivariogramas e estimação via krigagem são ferramentas importantes, podendo ser utilizadas para determinar, entre outros parâmetros, a distribuição espacial, elaboração de métodos seguros de amostragem e, principalmente, controle localizado desse aleirodídeo no campo.

Alguns estudos, utilizando ferramentas geoestatísticas, a fim de verificar o comportamento espacial de pragas de importância econômica já foram feitos como os de Dinardo-Miranda *et al.* (2007) analisando a distribuição espacial de cigarrinha-das-raízes *Mahanarva fimbriolata*

em cana-de-açúcar e Farias *et al.* (2002) avaliando a presença do nematóide *Rotylenchulus reniformis* na cultura do algodoeiro. Estudos sobre esse assunto também foram feitos para análise espacial de doenças como os de Leal *et al.* (2010) que avaliaram a distribuição espacial e a expansão da Huanglongbing (*greening*) em talhões de citros e os de Farias *et al.* (2004) que avaliaram a distribuição espacial de *Xylella fastidiosa* também em citros. Esses estudos comprovaram a eficiência do uso da geoestatística para melhoria no manejo dos organismos envolvidos. No entanto, pouco se conhece da distribuição espacial da mosca-negra-dos-citros em condições amazônicas.

Dada a importância dessa praga e a falta de estudos básicos para se implantar o manejo adequado da mesma em condições de campo, objetivou-se com o presente trabalho realizar a análise espacial da mosca-negra-dos-citros em pomar de citros no estado do Pará utilizando a geoestatística.

MATERIAL E MÉTODOS

A área experimental está localizada no município de Capitão Poço, responsável por cerca de 71% da produção citrícola do estado do Pará (IBGE, 2011), mesorregião do nordeste paraense, microrregião do Guamá, distante 200 km de Belém. O local do experimento (1°45'15"S, 47°07'30"O) tem solo do tipo Latossolo Amarelo Álico, textura média, clima tipo Ami, segundo a classificação de Köppen, apresentando os maiores índices de pluviosidade de janeiro a maio e os menores de agosto a novembro.

A área experimental é constituída por um pomar de laranjeiras 'Pêra Rio' (*Citrus sinensis* Osbeck), enxertadas em limão 'Cravo' (*Citrus limonia* Osbeck), plantadas em espaçamentos de 5 x 7 m, com 7 anos de idade e dispostas em 32 fileiras com 44 plantas por fileira, totalizando 1.408 plantas em uma área de 49.280 m², com

densidade de plantio de 285 laranjeiras por hectare.

A área experimental recebeu adubação de acordo com análise de solos, considerando as exigências nutricionais da cultura dos citros. O controle de plantas daninhas foi feito através de roçadeira mecânica nas ruas do pomar e com herbicida nas linhas de plantio. Na área não se utilizou inseticida no período das avaliações de *A. woglumi*.

Levantamentos mensais de mosca-negra-dos-citros foram realizados em 100% das laranjeiras (avaliação em varredura), avaliando-se a presença ou ausência de ninfas e/ou adultos vivos de *A. woglumi*. Todas as plantas foram vistoriadas, observando principalmente brotações novas (onde geralmente são encontrados os adultos) e também a parte abaxial das folhas onde se encontram as fases imaturas da praga, anotando-se presença da praga com o número um (1) ou ausência da mesma com o número zero (0). Os índices de infestação de *A. woglumi* para a presente área experimental, bem como, os valores das variáveis climáticas como precipitação pluviométrica (mm) e temperatura (°C) encontram-se no trabalho de Silva *et al.* (2011).

Realizaram-se 12 amostragens nas seguintes datas: 18/9/08; 20/10/08; 17/11/08; 13/12/08; 17/1/09; 6/2/09; 25/3/09; 22/4/09; 19/5/09; 26/6/09; 24/7/09 e 16/8/09.

A análise geoestatística dos dados seguiu os procedimentos descritos por Vieira *et al.* (1983) que utilizam a informação da posição da amostra e o valor que a variável (infestação de mosca-negra-dos-citros) assumiu em cada ponto (planta). Dessa forma, de cada ponto de amostragem obtiveram-se o valor da variável e as coordenadas (latitude, longitude).

A primeira etapa do estudo geoestatístico foi a obtenção dos semivariogramas que é o primeiro e mais importante passo no procedimento de uma

análise geoestatística, haja vista, que o modelo escolhido foi utilizado no processo de krigagem (Mapas de Contornos) e influenciou todos os resultados interpolados e as conclusões.

Ao calcular o semivariograma, obtiveram-se pares de valores de semivariâncias $[\gamma^*(h)]$ e distâncias (h), os quais foram dispostos em um gráfico de dispersão, tendo como valores de y , as semivariâncias, e de x , as distâncias. A esses pontos, foi ajustado um modelo. Para propriedades espacialmente dependentes, espera-se que a diferença entre valores $[Z(x_i) - Z(x_i+h)]$, em média, seja crescente com a distância até um determinado ponto, a partir do qual se estabiliza num valor, denominado patamar (C_1) e aproximadamente igual à variância dos dados. Essa distância recebe o nome de alcance (a) e representa o raio de um círculo, dentro do qual os valores são tão parecidos uns com os outros que são correlacionados. O valor da semivariância na interseção do eixo y tem o nome de efeito pepita (C_0) e representa a variabilidade da propriedade em estudo em espaçamentos menores do que o amostrado. Assim, quanto maior o efeito pepita, mais fraca é a dependência espacial de um atributo (Vieira *et al.* 1983). O semivariograma é estimado por:

$$\gamma^*(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [Z(x_i) - Z(x_i+h)]^2 \quad (1)$$

onde $N(h)$ é o número de pares experimentais de valores medidos $Z(x_i)$, $Z(x_i+h)$, separados por um vetor h . O gráfico de $\gamma^*(h)$ versus os valores correspondentes de h , chamado semivariograma, é uma função do vetor h e, portanto, depende da magnitude e direção de h .

Para melhor definição dos parâmetros variográficos, foram feitas várias tentativas com ajuste aos modelos esférico e exponencial, utilizando distância (alcance) padrão de 60 m para modelar os

semivariogramas do sistema de plantio adotado. Em todos os ajustes para estimar a dependência espacial das variáveis utilizou-se número de pares sempre maior que 30, como recomendado por Guerra (1988). Quanto à distância máxima, o mesmo autor cita que na prática a área de estudo variográfico raramente ultrapassa a metade do campo total amostrado.

Quanto aos modelos, o esférico é obtido selecionando-se os valores do efeito pepita, C_0 , e do patamar, C_1 , depois se passando uma reta que intercepte o eixo y em C_1 e seja tangente aos primeiros pontos próximos de $h=0$. Essa tangente cruzará o patamar à distância, $a'=2/3 a$. Assim, o alcance, a , será $a=3a'/2$. O modelo esférico é linear até aproximadamente $1/3$.

$$\gamma(h) = C_0 + C_1 \left[\frac{3}{2} \left(\frac{h}{a} \right) - \frac{1}{2} \left(\frac{h}{a} \right)^3 \right], \quad 0 < h < a \quad (2)$$

$$\gamma(h) = C_0 + C_1, \quad h \geq a$$

Outro modelo utilizado no presente trabalho foi o exponencial:

$$\gamma(h) = C_0 + C_1 \left[1 - \exp\left(-3 \frac{h}{a}\right) \right], \quad 0 < h < d \quad (3)$$

onde d é a máxima distância na qual o semivariograma é definido. Uma diferença fundamental entre o modelo exponencial e o esférico é que o exponencial atinge o patamar apenas assintoticamente, enquanto que o modelo esférico o atinge no valor do alcance. O parâmetro a é determinado visualmente como a distância após a qual o semivariograma se estabiliza. Os parâmetros C_0 e C_1 para o modelo exponencial são determinados da mesma maneira que para o esférico (Farias *et al.* 2002).

Quando não se detecta dependência espacial tem-se o modelo aleatório (efeito pepita puro), onde, à medida que aumenta a descontinuidade na origem do

semivariograma, mais aleatório se torna o fenômeno que originou a variável em análise. Essa característica decorre de uma provável regionalização, inferior à escala de trabalho da malha de amostragem e/ou às variações espúrias associadas com a coleta e a medição das amostras (Farias *et al.* 2002).

$$\gamma(h) = C, \text{ para qualquer } h \quad (4)$$

Muitas vezes o interesse da análise não se esgota em modelar a estrutura de variabilidade. Em diversas situações o interesse está na estimação de valores em pontos não amostrados, seja por um interesse local ou pela intenção de obter um detalhamento da área que vai além do permitido pela amostra. Nesses casos é preciso lançar mão de algum interpolador (preditor) entre os existentes na literatura (Farias *et al.* 2002). Entre esses, a krigagem é considerado um estimador ótimo por não ser tendencioso e apresentar variância mínima.

Supondo-se que se queira estimar valores z^* , para qualquer local x_0 , onde não se têm valores medidos, e que a estimativa deve ser uma combinação linear dos valores medidos, tem-se:

$$z^*(x_0) = \sum_{i=1}^N \lambda_i z(x_i) \quad (5)$$

Onde N é o número de vizinhos medidos, $Z(x_i)$, são os valores utilizados na estimativa da propriedade e λ_i são os ponderadores aplicados a cada $Z(x_i)$, os quais são selecionados de forma que a estimativa obtida seja não tendenciosa. Os valores estimados por krigagem foram utilizados no programa SURFER 8.0 para confecção dos mapas.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

De acordo com a Tabela 1, observa-se que a distribuição espacial da mosca-

negra-dos-citros dá-se, predominantemente, em agrupamentos com dependência espacial ajustados pelo modelo esférico, formando "reboleiras" de 8,5 a 30 m (alcance do modelo) e que esse modelo se deu em oito das doze avaliações. Nos meses de maio, julho e agosto a praga apresentou dependência espacial ajustada por um modelo exponencial com alcances de 14, 10 e 20 m, respectivamente. Para o mês de fevereiro, não foi possível detectar dependência espacial, devido à reduzida população da praga na área experimental, representada pelo modelo aleatório (efeito pepita puro).

Na mesma tabela pode-se observar que dos oito modelos ajustados que indicam agregação, em setembro ocorreu o menor alcance, com 8,5 m, com média de seis plantas com presença da praga numa área de infestação de 227 m². O maior alcance foi observado em abril com 30 m de raio, ocupando uma área de 2826 m² compreendendo 81 plantas por reboleira.

Para os meses que apresentaram distribuição espacial, cujo melhor ajuste foi o modelo exponencial, em julho ocorreu a menor área de agregação com 314 m², com nove plantas com presença da praga, com um alcance de 10 m. Agosto com 20 m foi o mês em que constatou-se maior alcance, compreendendo agregações de 1256 m², totalizando 36 plantas por reboleira (Tabela 1).

Tabela 1. Parâmetros dos semivariogramas das amostragens de mosca-negra-dos-citros (*A. woglumi*) ajustados aos modelos.

Data de amostragem	Parâmetros*			Modelo	Área (m ²) ^a da reboleira	Número de Plantas (m ²) ^b na reboleira	K ^c
	C ₀	C ₁	a (m)				
Setembro/2008	0,039	0,021	8,50	Esférico	227	6	0,65
Outubro/2008	0,145	0,099	13,0	Esférico	531	15	0,59
Novembro/2008	0,160	0,086	12,8	Esférico	514	15	0,16
Dezembro/2008	0,124	0,076	15,0	Esférico	706	20	0,08
Janeiro/2009	0,100	0,111	12,8	Esférico	514	15	0,47
Fevereiro/2009	—	—	—	Aleatório	—	—	—
Março/2009	0,028	0,008	26,0	Esférico	2123	61	0,78
Abril/2009	0,177	0,069	30,0	Esférico	2826	81	0,72
Mai/2009	0,130	0,117	14,0	Exponencial	601	17	0,53
Junho/2009	0,083	0,035	21,0	Esférico	1385	40	0,70
Julho/2009	0,066	0,019	10,0	Exponencial	314	9	0,78
Agosto/2009	0,078	0,110	20,0	Exponencial	1256	36	0,41

*Efeito pepita (C₀), variância espacial ou contribuição (C₁), alcance (a), ^a área calculada por πr^2 , onde $\pi = 3.14$ e $r = a$, ^b Espaçamento da variedade 5 x 7 m = 35 m² e ^c razão de C₀ / (C₀+C₁).

A distribuição agregada foi a que melhor representou o comportamento da mosca-negra-dos-citros na área experimental. Esse tipo de distribuição também foi encontrado em estudos de Soto *et al.* (2002) para a distribuição e a amostragem dos aleirodídeos *Aleurothrixus floccosus*, *Dialeurodes citri* e *Parabemisia myricae* em citros na Espanha, com *A. floccosus* apresentando maior agregação que as outras duas espécies. Argov *et al.* (1999), estudando a dispersão de *D. citri* em pomares cítricos em Israel, observaram que a distribuição da praga se deu de forma agregada em todas as suas fases de desenvolvimento.

A relação k ($C_0 / (C_0+C_1)$), parâmetro importante por fornecer uma medida para estimar quanto de aleatoriedade existe nos levantamentos, variou de 0,08 a 0,78 nas diversas datas de amostragem (Tabela 1), indicando variação máxima de 78% nos levantamentos da mosca-negra.

Esses resultados estão dentro do recomendado por Journel & Huijbregts (1978), que citam que valores maiores que 0,80 indicam que o fenômeno estudado está tendendo para a aleatoriedade e que não existe nenhuma dependência entre as amostras.

Valores da relação k acima dos padrões propostos foram verificados em fevereiro, constatando-se efeito pepita puro mostrando que a praga estava distribuída aleatoriamente na área experimental. Nesse mês, apenas 2% da área apresentava-se infestada por mosca-negra-dos-citros o que corresponde a 28 plantas com presença da praga em um universo de 1.408, demonstrando que a população de *A. woglumi* estava bastante reduzida impossibilitando a detecção de dependência espacial.

Estudos de Dinardo-Miranda *et al.* (2007) objetivando analisar a distribuição espacial de cigarrinha-das-raízes *M.*

fimbriolata também observaram efeito pepita puro nas primeiras avaliações devido à baixa população da praga, não permitindo assim verificar a dependência espacial. No entanto, a partir da segunda geração com o aumento populacional da cigarrinha na área, verificou-se que esta se distribui de forma agregada na cultura da cana-de-açúcar e que esse padrão não se alterou ao longo do tempo, nem foi influenciado pelo nível de infestação. Fato semelhante foi observado no presente trabalho, onde a partir do mês de março já houve detecção de dependência espacial, devido a um aumento na infestação de mosca-negra na área experimental.

Observou-se que para oito avaliações (Tabela 1), o melhor modelo ajustado foi o esférico, o que é um forte indicativo de que a infestação da mosca-negra se dá através de plantas vizinhas e vai crescendo até ocupar todo o pomar tendendo para aleatoriedade em altas infestações. O modelo esférico indica uma distribuição agregada da praga estudada sendo esse modelo e essa distribuição os mais comuns em estudos de insetos (Boaretto & Brandão 2000, Farias *et al.* 2004) e se caracteriza por formar no campo focos ou “reboleiras” onde os mesmos se agrupam.

A Figura 1 apresenta os semivariogramas das distribuições espaciais da mosca-negra-dos citros. O coeficiente de determinação (R^2) indica a qualidade do ajuste do modelo de semivariograma teórico ao experimental. Valores próximos de 1 indicam bom ajuste, o que pode ser observado para o presente trabalho onde esse parâmetro apresentou amplitude de 0,70 a 0,99 (Figura 1).

Através dos parâmetros dos modelos dos semivariogramas, foram interpolados os levantamentos através da krigagem que forneceu mapas da distribuição espacial mostrando os locais de maior e menor infestação da mosca-negra na área de plantio de citros do presente estudo (Figura 2). Em

setembro, mês em que foi realizada a primeira avaliação, observou-se índice de apenas 7% de plantas infestadas por mosca-negra, sendo possível observar pequenas “reboleiras” através do mapa de krigagem (Figura 2). Infestações crescentes foram observadas em outubro e novembro, com 43% de plantas infestadas pela referida praga (Figura 2). Esse aumento na incidência da mosca-negra deve-se, provavelmente, ao baixo índice pluviométrico nessa época do ano, apenas 26, 51 e 46 mm de precipitação para os respectivos meses citados (Silva *et al.* 2011), aliado ao fato de que não foi efetuado qualquer controle químico na área. Em dezembro, ao contrário dos meses anteriores, ocorreu redução do índice de plantas com presença de mosca-negra-dos-citros, com infestação de 29% na área experimental. Em janeiro, ocorreu novo aumento da infestação na área experimental, embora com crescimento de apenas 3% (em dezembro 29% das plantas estavam infestadas) (Figura 2). O mapa de krigagem para o referido mês mostra que o crescimento do número de plantas com presença da mosca-negra-dos-citros para o presente experimento se deu principalmente na linha de plantio.

Redução drástica foi observada no mês de fevereiro, onde o número de plantas com presença de mosca-negra-dos-citros foi de apenas 2% na área experimental (Figura 2). Esse número reduzido de mosca-negra impossibilitou a detecção de dependência espacial no referido mês, ocorrendo dessa forma o fenômeno denominado de efeito pepita puro, ou seja, a praga estava distribuída de forma aleatória na área em estudo (Figura 2).

A visualização da distribuição espacial da mosca-negra em fevereiro é melhor observada através da figura 2, onde as manchas negras representam os locais (plantas) infestados pela praga, constatando-se que apenas 2% das plantas, equivalentes a 28 plantas, estavam infestadas pela praga na

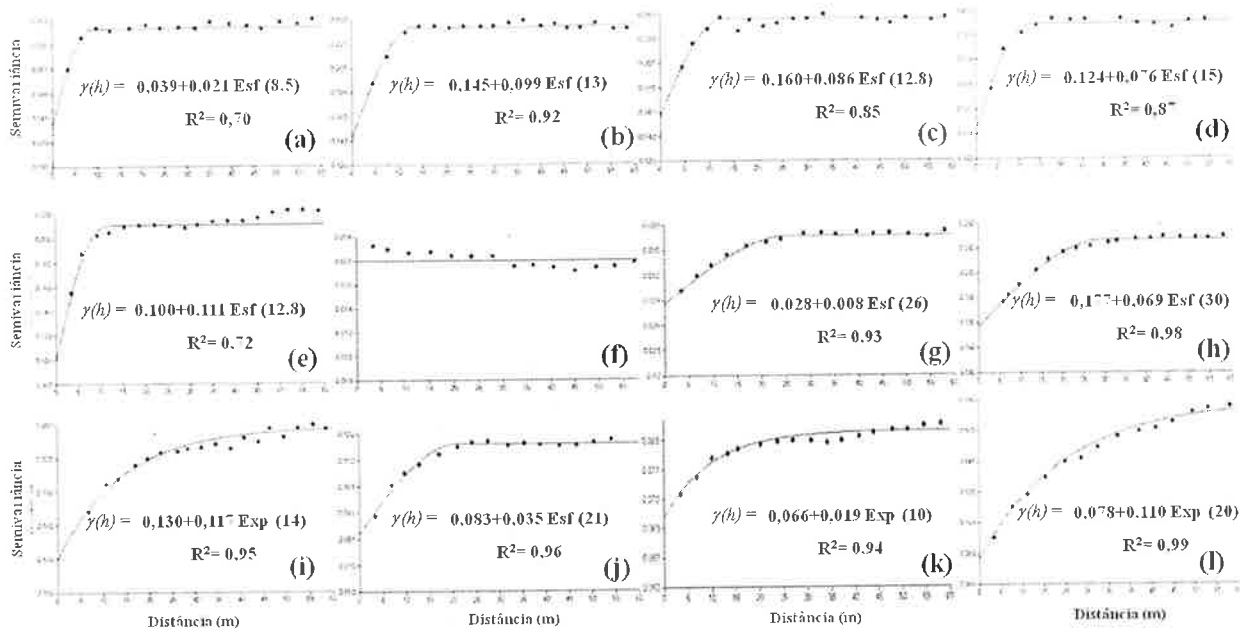


Figura 1. Semivariogramas da distribuição espacial da mosca-negra-dos-citros (*A. woglumi*) na área experimental. Fazenda Santana. Capitão Poço, PA. (a) setembro/2008; (b) outubro/2008; (c) novembro/2008; (d) dezembro/2008; (e) janeiro/2009; (f) fevereiro/2009; (g) março/2009; (h) abril/2009; (i) maio/2009; (j) junho/2009; (k) julho/2009; (l) agosto/2009.

área experimental. Essa redução do índice de plantas com presença da mosca-negra-dos-citros pode está associada à elevada precipitação pluviométrica dos meses de janeiro e fevereiro (228 e 348 mm, respectivamente) (Silva *et al.* 2011). Essa redução pode estar associada ao controle mecânico realizado pela chuva, como observado por Flanders (1969), que verificou que ventos fortes e chuvas pesadas mostraram-se capazes de desalojar e matar adultos da praga, fato corroborado por Medeiros *et al.* (2009) que relataram que a população de *A. woglumi* é bastante reduzida devido a maior precipitação pluviométrica.

Devido à falta de dependência espacial para o mês de fevereiro no presente estudo, caracterizada nas análises variográficas, não foi realizada a krigagem para o índice de plantas com presença de

mosca-negra-dos-citros, pois não se detectou uma continuidade espacial que justificasse a aplicação da geoestatística para a referida estimação.

No mês de março, apesar de ser o mês com maior precipitação (447 mm), já ocorreu uma infestação maior (3%) de plantas pela mosca-negra em relação ao mês anterior (fevereiro, 2%) (Figura 2). Esse aumento possibilitou detectar a dependência espacial cujo melhor modelo foi o esférico (Tabela 1) e a presença de pequenas agregações como observado no mapa de krigagem (Figura 3). Para o presente trabalho, nas avaliações desse período foi possível observar reduzido número de ninfas, sendo a ocorrência de adultos o principal fator responsável pelas observações de presença de mosca-negra-dos-citros.

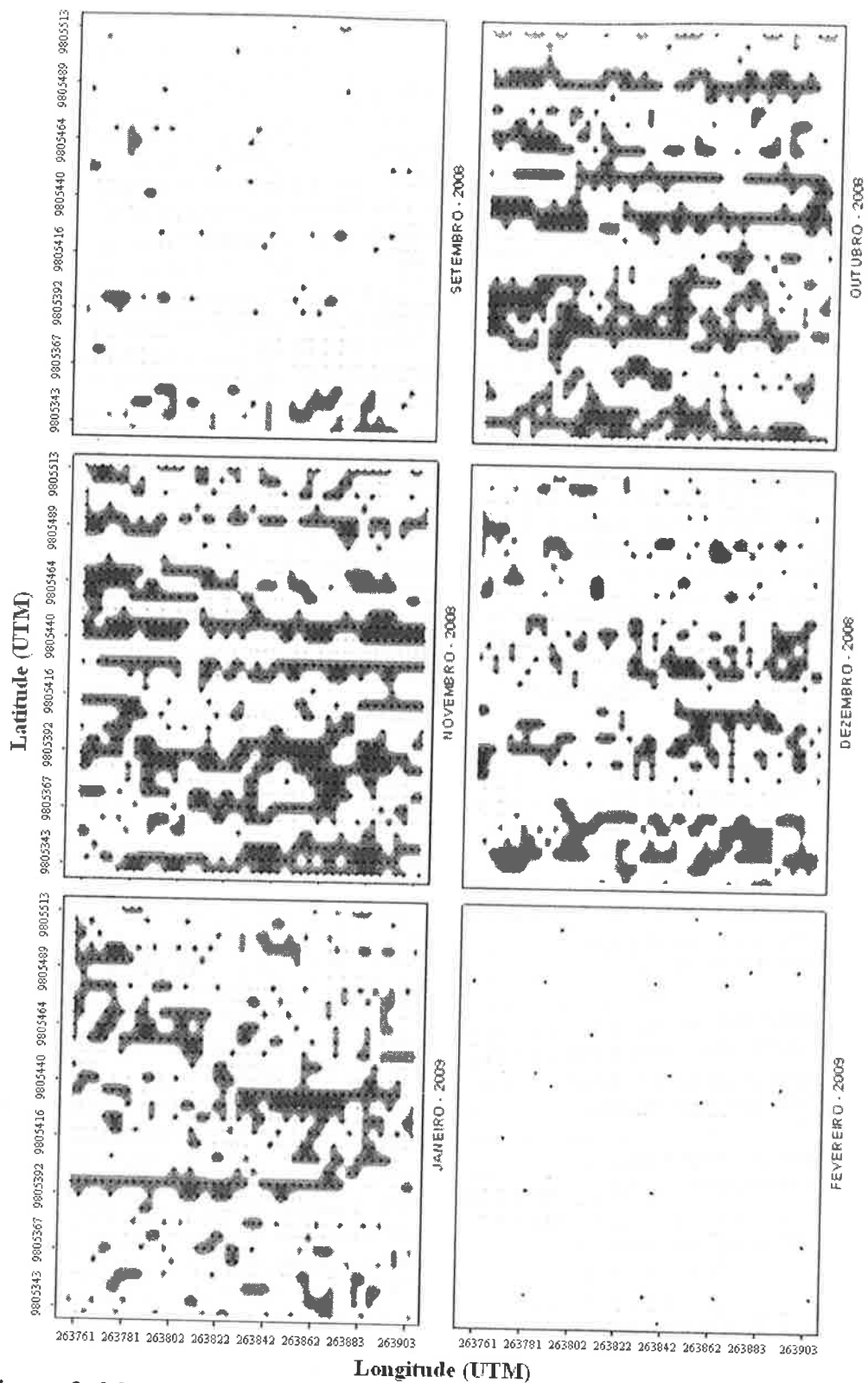


Figura 2. Mapas de krigagem para o índice de plantas com presença de mosca-negra-dos-citros (*A. woglumi*), nos meses de setembro/2008 a fevereiro/2009. Fazenda Santana, Capitão Poço, PA, 2008/ 2009.

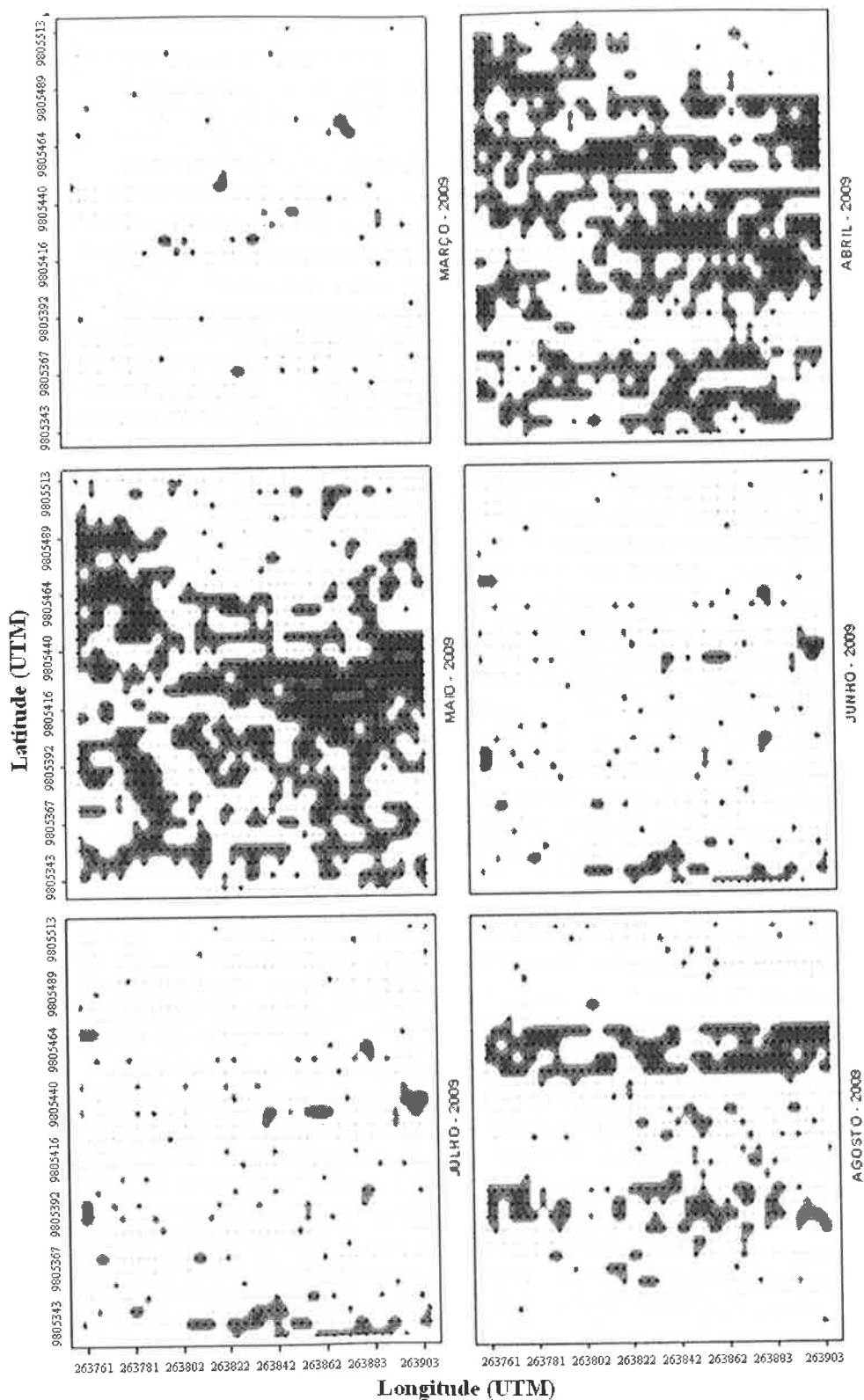


Figura 3. Mapas de krigagem para o índice de plantas com presença de mosca-negra-dos-citros (*A. woglumi*), nos meses de março/2009 a agosto/2009. Fazenda Santana, Capitão Poço, PA, 2008/ 2009.

Os meses de abril e maio caracterizaram-se por apresentar índice elevado de plantas com presença de mosca-negra, logo após um período intenso de chuvas (janeiro, fevereiro e março) (Figura 3). Esse aumento provavelmente está relacionado a um maior crescimento vegetativo das plantas de citros que se dá nesse período de maior precipitação na Região Norte do país. Nessas circunstâncias, a praga concentra suas atividades em manchas (“reboleiras”) de árvores cítricas que oferecem as melhores condições nutricionais para alimentação, reprodução e oviposição, o que justifica o modelo esférico para os referidos meses citados.

Nos meses de junho e julho, ocorreu uma redução da mosca-negra na área experimental (Figura 3). Para o mês de julho, o modelo que melhor representou a distribuição espacial do *A. woglumi* foi o exponencial, devido principalmente à baixa população da praga e a sua forma de distribuição no pomar que se deu, principalmente, nas primeiras linhas de plantio. No mês de agosto ocorreu um novo aumento de plantas com presença de mosca-negra-dos-citros, com índice de 21%, podendo-se inferir que a população da praga encontrou novamente condições favoráveis de desenvolvimento (Figura 3).

No presente estudo, com auxílio dos mapas de krigagem, observou-se que a praga apresenta forte tendência para infestar a planta vizinha, formando agregações ou “reboleiras” cujo crescimento se dá principalmente na linha de plantio. Nota-se que, com exceção do mês de maio (Figura 3) no qual a mosca-negra apresentava altas infestações, em julho e agosto tem-se uma infestação reduzida. Esse fato pode estar associado à busca por proteção nos meses em que as condições apresentam-se desfavoráveis, garantindo assim maior sucesso reprodutivo quando as condições novamente apresentarem-se propícias ao bom desenvolvimento de *A. woglumi*.

É importante ressaltar que sem o uso do semivariograma, informações como o raio de agregação do inseto, não são mostradas quando se usam apenas parâmetros clássicos como média e variâncias. Nesse sentido, a utilização da geoestatística permitiu uma visualização mais precisa da distribuição espacial de *A. woglumi* na área experimental.

CONCLUSÕES

A distribuição espacial da mosca-negra dá-se, predominantemente, em agrupamentos com dependência espacial descrita pelo modelo esférico, formando “reboleiras” de 8,5 a 30 m (alcance do modelo).

A mosca-negra apresenta distribuição espacial com dependência descrita por um modelo exponencial para três meses avaliados e efeito pepita puro em uma avaliação.

A infestação se dá principalmente na linha de plantio, com posterior disseminação para toda a área do pomar.

AGRADECIMENTOS

Ao Conselho Nacional de Ciência e Tecnologia – CNPq pela bolsa de mestrado concedida ao primeiro autor e aos proprietários da Fazenda Santana, Capitão Poço, PA, por disponibilizar a área para o desenvolvimento do experimento.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ARGOV, Y.; ROSSLER, Y.; VOET, D. 1999. The biology and phenology of the citrus whitefly *Dialeurodes citri*, on citrus in the coastal plain of Israel. **Entomologia Experimentalis et Applicata**, v.93, p.21-27.
- BOARETTO, M.A.C. & BRANDÃO, A.L.S. 2000. **Amostragem de insetos**.

- Universidade Estadual do Sudoeste Bahia, Departamento de Fitotecnia e Zootecnia área de Entomologia, Vitória da Conquista, BA, Maio, 2000. Disponível em: <<http://www.uesb.br/entomologia/amost rag.html>> Acesso em: 07 jan. 2010.
- DINARDO-MIRANDA, L.L.; VASCONCELOS, A.C.M.; VIEIRA, S.R.; FRACASSO, J.V.; GREGO, C.R. 2007. Uso da geoestatística na avaliação da distribuição espacial de *Mahanarva fimbriolata* em cana-de-açúcar. **Bragantia**, v.66, p.449-455.
- FARIAS, P.R.S.; ROBERTO, S.R.; LOPES, J.R.S.; PERECIN, D. 2004. Geostatistical characterization of the spatial distribution of *Xylella fastidiosa* sharpshooter vectors on citrus. **Neotropical Entomology**, v.33, p.13-20.
- FARIAS, P.R.S.; SÁNCHEZ-VILA, X.; BARBOSA, J.C.; VIEIRA, S.R.; FERRAZ, L.C.C.B.; SOLIS-DELFIN, J. 20002. Using geostatistical analysis to evaluate the presence of *Rotylenchulus reniformis* in cotton crops in Brazil: economic implications. **Journal of Nematology**, v.34, p.232-238.
- FLANDERS, S.E. 1969. Observations on citrus blackfly parasites in Índia and México and correlated circumstances. **Canadian Entomologist**, v.101, p.467-480.
- GUERRA, P. A. G. 1988. **Geoestatística operacional**. Ministério das Minas e Energia, 145p.
- IBGE. 2009. **Cidades, Lavoura permanente 2009**. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/cidadesat/topwindow.htm?1>> Acesso em: 20 Jan. 2011.
- JOURNEL, A.G. & HUIJBREBTS, C.J. 1978. Mining geostatistics. London: Academic Press, 600p.
- LEAL R.M.; BARBOSA J.C.; COSTA M.G.; BELASQUE JUNIOR J.; YAMAMOTO P.T.; DRAGONE J. 2010. Distribuição espacial de huanglongbing (greening) em citros utilizando a geoestatística. **Revista Brasileira de Fruticultura**, v.32, p.808-818.
- LIEBHOLD, A.M.; ROSSI, R.E.; KEMP, W.P. 1993. Geostatistic and geographic information system in applied insect ecology. **Annual Review of Entomology**, v.38, p.303-327.
- MAPA. 2010. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento: **Lista de Pragas Quarentenárias Presentes - (A2)**. Disponível em: <<http://extranet.agricultura.gov.br/sislegis consulta/servlet/VisualizarAnexo?id=14644>> Acesso em: 23 dez. 2010.
- MEDEIROS, F.R.; LEMOS, R.N.S.; OTTATI, A.L.T.; ARAÚJO, J.R.G.; MACHADO, K.K.G.; RODRIGUES, A.A.C. 2009. Dinâmica populacional da mosca-negra-dos-citros *Aleurocanthus woglumi* Ashby (Hemiptera: Aleyrodidae) em *Citrus* spp. no município de São Luís – MA. **Revista Brasileira de Fruticultura**, v.31, p.1016-1021.
- OLIVEIRA, M.R.V.; SILVA, C.C.A.; NÁVIA, D. 2001. **Mosca negra dos citros *Aleurocanthus woglumi*: alerta quarentenário**. Brasília, Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento, 12p.
- PARKINSON, K. & SEALES, J. 2000. **Citrus blackfly, its presence and management in Trinidad and Tobago**. Procaribe News, Network, 11p.
- PENA, M.R.; VENDRAMIM, J.D.; LOURENÇÃO, A.L.; SILVA, N.M.; YAMAMOTO, P.T.; GONÇALVES, M.S. 2008. Ocorrência da mosca-negra-dos-citros, *Aleurocanthus woglumi* Ashby (Hemiptera: Aleyrodidae) no estado de São Paulo. **Revista de Agricultura**, v.83, p.61-65.
- SILVA, A.B. 2005. Mosca negra dos citros, *Aleurocanthus woglumi* Ashby, praga

- potencial para a citricultura brasileira. In: POLTRONIERI, L.S.; TRINDADE, D.R.; SANTOS, I.P. (Ed.). **Pragas e doenças de cultivos amazônicos**. Embrapa Amazônia Ocidental, Belém, p.147-156.
- SILVA, A.G.; BOIÇA JUNIOR, A.L.; FARIAS, P.R.S.; BARBOSA, J.C. 2011. Infestação da mosca-negra-dos-citros em pomares de citros em sistema de plantio convencional e agroflorestal. **Revista Brasileira de Fruticultura**, v.33, p.53-60.
- SOTO, A.; OHLENSCHLÄEGER, F.; GARCÍA-MARÍ, F. 2002. Distribution and sampling of the whiteflies *Aleurothrixus floccosus*, *Dialeurodes citri*, and *Parabemisia myricae* (Homoptera: Aleyrodidae) in citrus in Spain. **Journal of Economic Entomology**, v.95, p.167-173.
- VIEIRA, S.R.; HATFIELD, T.L.; NIELSEN, D.R.; BIGGAR, J.W. 1983. Geostatistical theory and application to variability of some agronomical properties. **Hilgardia**, v.51, p.1-75.