

# DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DO BICHO-MINEIRO, *Leucoptera coffeella* (Guér.-Mènev., 1942)(LEPIDOPTERA: LYONETIIDAE), E VESPAS (HYMENOPTERA: VESPIDAE) EM CAFEZAL (*Coffea arabica* L.) ORGÂNICO EM FORMAÇÃO

Maria Betania L. AVELAR<sup>1</sup>, E-mail: mbavelar@yahoo.com.br; João Domingos SCALON<sup>2</sup>; Gabriella de Freitas ALVES<sup>1</sup>; Mauricio S. ZACARIAS<sup>3</sup>

<sup>1</sup>Mestrandas em Estatística e Experimentação Agropecuária, UFLA, Lavras; <sup>2</sup>Departamento de Ciências Exatas, UFLA, Lavras; <sup>3</sup>Embrapa Café/PAMIG, Lavras

## Resumo:

O bicho-mineiro do cafeeiro [*Leucoptera coffeella* (Guér.-Mènev., 1942).] é uma das maiores pragas dos cafezais, acarretando perdas de até 50% na produção. O conhecimento da distribuição espacial dessa praga e das vespas (Hymenoptera: Vespidae), seus predadores, é muito importante para seu melhor manejo em plantações de café orgânico. Neste trabalho foi estudado um cafezal orgânico em formação no seu terceiro ano de implantação. Foram utilizados os índices de Fisher e Morisita para caracterizar a distribuição espacial do número de folhas minadas, número de minas novas, número de minas predadas e número de vespas. Os intervalos de confiança para os índices foram calculados utilizando o método bootstrap. Os índices não conseguiram identificar claramente um padrão espacial para as variáveis no período investigado.

**Palavras-chave:** Bicho-mineiro, café orgânico, bootstrap, Índices de Fisher e Morisita, estatística espacial.

## SPATIAL DISTRIBUTION OF THE COFFEE LEAF MINER, *Leucoptera coffeella* (Guér.-Mènev., 1942)(LEPIDOPTERA: LYONETIIDAE), AND WASPS (HYMENOPTERA: VESPIDAE) IN ORGANIC COFFEE PLANTATIONS (*Coffea arabica* L.)

### Abstract:

The coffee leaf miner (*Leucoptera coffeella* L.) is one of major pests in coffee plantations, causing losses of up to 50% in the production. The study of the spatial distribution of this pest and the wasps (Hymenoptera: Vespidae), its predators, is very important for a better management in plantations of organic coffee. In this work it was studied an organic coffee plantation in formation in its third year of implantation. The indices of Fisher and Morisita was used to characterize the spatial distribution of the mined leaves number, number of new mines, number preyed mines and number of wasps. The confidence intervals for these indices were calculated using the bootstrap method. The indices did not indicate a clearly spatial pattern for the variables in the investigated period.

**Key words:** Coffee leaf miner, organic coffee, bootstrap, Fisher and Morisita indices, spatial statistics.

### Introdução

A importância da produção de café do estado de Minas Gerais para o Brasil é indiscutível, conforme mostra os dados do IBGE para a produção do café em grão, em nível nacional, para o ano de 2006. Obtendo uma produção de 2,503 milhões de toneladas de café, significando cerca de 42 milhões de sacas de café. Relativamente à safra passada, observam-se incrementos de 17% na produção, 16% na produtividade e 0,55% na área plantada (IBGE, 2006).

Embora a atividade da cultura do café esteja intimamente ligada ao desenvolvimento atual do Estado de Minas Gerais e ainda com grande potencial de crescimento, também há fatores limitantes, como as pragas, que têm sido um dos principais problemas que afetam a produtividade das lavouras de café. A praga que mais preocupa os cafeicultores é o bicho-mineiro, [*Leucoptera coffeella* (Guér.-Mènev., 1942).] (Lepidoptera: Lyonetiidae).

O bicho-mineiro é uma mariposa de coloração branco-prateada, com pouco menos de 7 milímetros, que deposita seus ovos na parte superior da folha do cafeeiro. Ao nascer, as pequenas lagartas passam dos ovos diretamente para o interior das folhas, ficando alojadas entre a epiderme superior e inferior. Dentro da folha, as larvas se alimentam e, a partir disso, formam-se as galerias, ou minas. A ação do bicho mineiro pode provocar uma desfolha de 70% e causa a diminuição da fotossíntese ocasionando a queda na produção, que pode atingir até 50% (Souza et al., 1998).

Atualmente, o combate ao bicho-mineiro é feito pelos produtores de café no Brasil através do controle químico. O controle biológico é feito principalmente pelas vespas, predadoras naturais das lagartas. No controle químico as aplicações são feitas diretamente nas folhas, através de pulverizações, ou com granulados sistêmicos, que são aplicados no solo. Porém, a prática pode resultar em outros problemas, como o desequilíbrio biológico e o favorecimento de outras pragas, como o ácaro vermelho (Reis et al., 2006).

O conhecimento do padrão de distribuição espacial de bicho-mineiro em cultivos de cafeeiro pode ser importante no contexto do controle biológico da praga tendo em vista a produção orgânica. Para verificar a hipótese de aleatoriedade espacial podem-se utilizar diversos métodos. Tradicionalmente, a taxonomia mais utilizada para descrever o problema da

análise espacial considera três tipos de dados conforme pode ser visto em Bailey e Gatrell (1955) e Cressie (1991): eventos de padrões espaciais, superfícies contínuas e áreas com contagens. Alternativamente, pode-se dividir a área para estudo em várias unidades (ou quadrados) de mesmo tamanho, fazer a contagem das espécies por quadrado, e posteriormente, verificar a adequabilidade da hipótese de que as contagens seguem uma distribuição de Poisson (aleatória). A partir dessas contagens podem-se utilizar diversos índices para comprovar a hipótese de aleatoriedade. Os mais conhecidos são os índices de dispersão de Fisher e o índice de Morisita. Apesar de Cressie (1991) afirmar que esses métodos ignoram a estrutura espacial dos dados, eles ainda são muito utilizados em entomologia, em razão, principalmente, de sua simplicidade (Kuno, 1991). Em geral, os pesquisadores interpretam apenas as estimativas pontuais dos índices, o que acarreta simplificações (Kuno, 1991; Maruyama et al., 2006). O ideal é considerar, conjuntamente, o estimador e a precisão com que se estima o índice. A forma usual de se fazer isso é através de intervalos de confiança (Reed, 1983).

O índice de Fisher, quando multiplicado por uma constante, tem distribuição amostral que segue uma qui-quadrado. Com isso, podem-se obter não somente intervalos de confiança para esse parâmetro, mas também um teste estatístico formal de hipótese para a aleatoriedade espacial. O índice de Morisita não tem distribuição amostral conhecida, o que impede a construção de testes formais de hipótese. Uma alternativa para testar a hipótese nula de aleatoriedade espacial é utilizar algum método de computação intensiva (bootstrap, jackknife) para obter a distribuição amostral do índice e, conseqüentemente, seu intervalo de confiança (Efron et al, 1993). Neste trabalho propomos utilizar o método bootstrap para construir os intervalos de confiança para os índices de Fisher e Morisita que, no melhor do nosso conhecimento, ainda não foi utilizado com essa finalidade.

## Material e Métodos

O trabalho foi realizado em uma área de produção de café orgânico em Santo Antonio do Amparo – MG, que vem sendo estudada desde o segundo ano de sua implantação em agosto de 2003. As amostragens foram realizadas mensalmente, no segundo ano do estudo da área (2005), em folhas de cafeeiros a sete diferentes distâncias da margem do cultivo (em cinco linhas de cafeeiros paralelas) para contagem e identificação de minas e lagartas de bicho-mineiro, bem como instaladas armadilhas adesivas amarelas nos mesmos pontos, que permanecem por uma semana, para capturar e identificar as vespas predadoras que ocorrem na área. Um croqui da área experimental é apresentado na Figura 1.

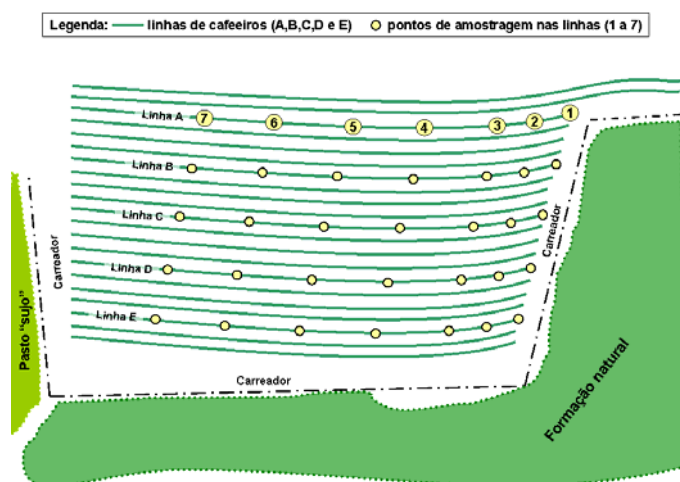


Figura 1 – Croqui da área experimental de café orgânico em Santo Antonio do Amparo – MG

A análise descritiva dos dados foi feita utilizando média ( $\hat{m}$ ) e a variância ( $s^2$ ) amostrais. A análise da distribuição espacial foi realizada utilizando os índices de Fisher e Morisita.

O índice de dispersão de Fisher, descrito em Cressie (1991), é dado por

$$I = \frac{s^2}{\hat{m}} \quad (1)$$

onde  $s^2$  é variância amostral e  $\hat{m}$  é média amostral

O índice de Morisita, descrito em Cressie (1991), é dado por

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

onde  $n$  é número de unidades amostrais e  $\sum_i^n x_i$  é a somatória dos indivíduos presentes nas unidades amostrais.

A interpretação dos dois índices é direta. Valores muito menores que 1,0 indicam a existência de regularidade na distribuição espacial. Valores aproximadamente iguais a 1,0 indicam que a distribuição espacial é aleatória. Valores muito maiores que 1,0 indicam presença de conglomerados ou agrupamentos (Maruyama et al., 2006).

Para considerar a precisão dos estimadores, construíam-se intervalos de confiança utilizando o método bootstrap (Efron et al, 1993). Esse método, computacionalmente intensivo, utiliza sucessivas amostragens com reposição (amostras bootstrap) da amostra de contagens original. Para cada amostra bootstrap calcula-se a estatística de interesse (índice). O conjunto final das estatísticas é considerado a distribuição amostral dos índices. Neste trabalho adotou-se 1000 amostras bootstrap para a obtenção das distribuições amostrais. Os intervalos de confiança foram obtidos usando o método percentil, considerando o quinto e nonagésimo quinto percentil (Efron et al, 1993). Todos os cálculos foram feitos a partir de programas desenvolvidos no software R (R Development Core Team, 2006).

## Resultados e Discussão

A tabela 1 apresenta as estatísticas descritivas dos dados coletados nos trinta e cinco cafeeiros de onde se pode observar que o número médio de folhas minadas, minas novas e vespas varia consideravelmente no período atingindo o pico em novembro (vide figura 2). A variabilidade dessas variáveis também muda de mês para mês. Não foram realizadas análises para os demais meses, pois não havia dados suficientes (contagens) para a análise espacial.

Tabela 1 - Variâncias ( $s^2$ ) e médias ( $\hat{m}$ ) amostrais calculadas a partir da amostra de 35 cafeeiros.

Número de folhas	08/2005	09/2005	10/2005	11/2005	12/2005
<b>Minadas</b>					
$s^2$	2.89	1.95	2.70	4.53	1.65
$\hat{m}$	3.70	7.86	8.06	4.37	1.77
<b>Minas novas</b>					
$s^2$	8.64	15.52	70.78	11.97	1.05
$\hat{m}$	3.34	10.11	16.26	3.17	0.69
<b>Vespas</b>					
$s^2$	2.05	1.32	3.97	4.16	2.61
$\hat{m}$	1.31	1.97	3.17	3.2	2.09
<b>Minas predadas</b>					
$s^2$	0.06	0.41	9.06	23.22	5.34
$\hat{m}$	0.06	0.34	2.63	5.11	2.20

### contagem vs tempo

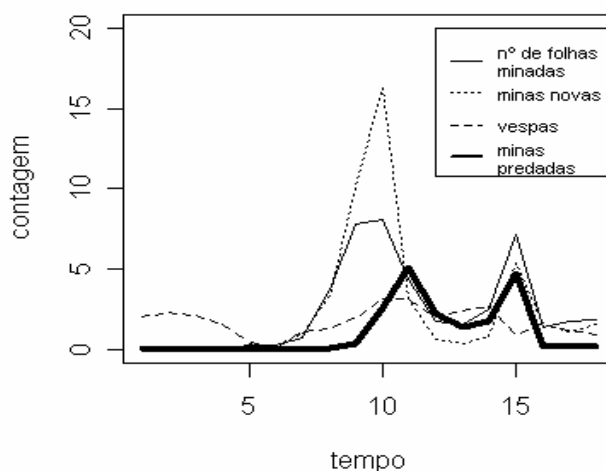


Figura 2 – Contagem de número de folhas minadas, minas novas e vespas no período de Jan/2005 a Jun/2006.

As tabelas 2 e 3 apresentam os resultados a partir dos cálculos dos índices de Morisita e Fisher. Observando essas tabelas, a primeira coisa que salta aos olhos é que, para a maioria dos meses, a hipótese de aleatoriedade espacial seria rejeitada para as variáveis analisadas, caso considerarmos apenas as estimativas pontuais dos índices. Todos estão acima ou abaixo de 1. Evidentemente, o grau de afastamento da aleatoriedade vai depender de quem interpreta os resultados, o que não é adequado. O uso do intervalo de confiança elimina a subjetividade nas interpretações dos índices.

O intervalo de confiança indica se o verdadeiro valor do índice este contido, em média, em  $100(1 - \alpha)\%$  dos possíveis intervalos calculados, indicando assim, a confiança do intervalo conter o verdadeiro valor do índice na plantação. Na tabela 2, referente ao índice de Morisita, pode-se observar que para o número de folhas minadas, os intervalos de confiança para os meses de agosto, novembro e dezembro contem o número 1, indicando que a distribuição espacial dessa variável nesses meses é aleatória, com 90% de confiança. Nos demais meses, há indícios de distribuição regular. De maneira análoga, pode-se observar que o número de minas novas apresenta tendência para agrupamento espacial para os meses de agosto, outubro e novembro. As vespas apresentam distribuição espacial aleatória, com exceção do mês de setembro onde se observa a presença de distribuição regular. O número de minas predadas apresentou distribuição espacial aleatória nos meses de setembro e outubro e agregada nos meses de novembro e dezembro. Não foi observada uma relação significativa entre os índices do número de minas predadas e do número de vespas.

Tabela 2 - Índices de Morisita ( $I_\delta$ ) e intervalos de confiança ( $IC_B$ ).

Número de folhas minadas	Datas de Amostragem				
	08/2005	09/2005	10/2005	11/2005	12/2005
$I_\delta$	1,09	0,91	0,92	1,01	0,96
$IC_B$	0,97 - 1,25	0,90 - 0,92	0,91 - 0,93	0,92 - 1,10	0,78 - 1,13
<b>Minas Novas</b>					
$I_\delta$	1,46	1,05	1,20	1,86	1,78
$IC_B$	1,16 - 1,73	0,99 - 1,12	1,09 - 1,30	1,15 - 2,23	0,93 - 2,67
<b>Vespas</b>					
$I_\delta$	1,42	0,84	1,08	1,09	1,12
$IC_B$	0,81 - 2,02	0,70 - 0,96	0,94 - 1,22	0,96 - 1,24	0,75 - 1,32
<b>Minas predadas</b>					
$I_\delta$	Não Calculado	2,33	1,93	1,93	1,98
$IC_B$	Não Calculado	0,45 - 3,33	0,98 - 2,57	1,28 - 1,98	1,23 - 2,09

Tabela 3 - Índices de dispersão Fisher ( $I$ ) e intervalos de confiança ( $IC_B$ ).

Número de folhas minadas	Datas de Amostragem				
	08/2005	09/2005	10/2005	11/2005	12/2005
$I$	1,28	0,25	0,34	1,04	0,93
$IC_B$	0,86 - 1,70	0,17 - 0,32	0,22 - 0,46	0,63 - 1,44	0,61 - 1,18
<b>Minas Novas</b>					
$I$	2,58	1,53	4,35	3,77	1,52
$IC_B$	1,50 - 3,53	0,89 - 2,16	2,47 - 5,90	1,36 - 5,68	0,94 - 2
<b>Vespas</b>					
$I$	1,56	0,67	1,25	1,30	1,25
$IC_B$	0,77 - 2,36	0,42 - 0,92	0,82 - 1,70	0,86 - 1,75	0,55 - 1,76
<b>Minas predadas</b>					
$I$	Não Calculado	1,19	5,03	3,09	2,41
$IC_B$	Não Calculado	0,86 - 1,50	0,96 - 5,98	2,33 - 6,46	1,47 - 3,19

Na tabela 3 (índice de Fisher) pode-se observar que a distribuição espacial do número de folhas minadas é regular para os meses de setembro e outubro e aleatória para os demais meses. Para a variável número de minas novas, a hipótese de aleatoriedade espacial foi rejeitada, com 90% de confiança, para os meses agosto, outubro e novembro, existindo forte indícios de ocorrência de agrupamentos nesses meses. As vespas apresentam distribuição espacial aleatória, com exceção do mês de setembro onde se observa a presença de distribuição regular. Observa-se agrupamento de minas predadas nos meses de novembro e dezembro. O índice de Fisher não mostrou uma relação significativa entre o número de minas predadas e do número de vespas.

Comparando-se os resultados das tabelas 2 e 3 pode-se observar que as interpretações obtidas com a estimativa pontual e por intervalo são diferentes. Ficando apenas com a interpretação objetiva dos intervalos de confiança, pode-se observar que os dois índices levaram às mesmas conclusões com relação à distribuição espacial das variáveis investigadas. Entretanto, não há como estabelecer uma relação definitiva entre as distribuições espaciais das variáveis associadas ao bicho-mineiro e ao número de vespas. Além disso, os índices não conseguem detectar um padrão bem definido sobre a distribuição espacial das variáveis no período. Isso pode ser devido ao fato de que esses índices apresentam vários inconvenientes. O mais notório deles é que eles não levam em consideração a estrutura espacial dos dados (Cressie, 1991). Assim, duas distribuições espaciais que apresentam, por exemplo, o mesmo número de agrupamentos, porém, localizados em áreas diferentes irão produzir os mesmos coeficientes. Cressie (1991) ainda aponta que o número e tamanho dos quadrados (cafeeiros) amostrados influenciam os resultados desses índices. Assim, para uma análise estatística mais precisa sobre a distribuição espacial das variáveis, associadas ao bicho-mineiro e a vespa, é necessário considerar outros índices que não apresentem esses inconvenientes. Atualmente, estamos trabalhando nessa direção.

## Conclusões

Com base nos resultados obtidos pode-se concluir que os índices de Fisher e Morisita não conseguiram identificar claramente um padrão temporal do tipo de distribuição espacial das variáveis analisadas. Entretanto o método bootstrap introduz uma precisão nas estimativas dos índices que deve ser levada em conta sempre que os mesmos forem calculados.

## Referências Bibliográficas

- Bailey, T. C.; Gatrell, A. C. (1995). *Interactive spatial data analysis*. Essex: Longman Scientific.
- Cressie, N. (1991). *Statistics for spatial data*. Chichester: John Wiley.
- Efron, B.; Tibshirani, R. J. (1993). *An introduction to the bootstrap*. New York: Chapman & Hall.
- IBGE (2006). Instituto Brasileiro de Geografia Estatística. Informações obtidas a partir de acesso *on line* em 9/06/2006 no site [www.ibge.org.br](http://www.ibge.org.br).
- Kuno, E. (1991). Sampling and analysis of insect populations. *Annual Review of Entomology*, 36: 285-304.
- Maruyama, W. I.; Barbosa, J. C.; Toscano, L. (2006). Distribuição espacial de *Oncometopia facialis* (signoret) (Hemiptera: Cicadellidae) em pomar cítrico. *Neotropical Entomology* 35: 93 - 100.
- R Development Core Team (2006). *R: a language and environment for statistical computing*. Vienna: R Foundation for Statistical Computing. [www.r-project.org](http://www.r-project.org). Version 2.3.1
- Reed, W. J. (1983). Confidence estimation of ecological aggregation indices based on counts – a robust procedure. *Biometrics*, 39:987 – 998.
- Reis, P. R.; Souza, J. C.; Zacarias, M. S. (2006). Alerta para o bicho-mineiro. *Cultivar*, 8: 13 -16.
- Souza, J. C.; Reis, P. R.; Renê, L. O. (1998). *Bicho-mineiro do cafeeiro: biologia, danos e manejo integrado*. 2.ed. Belo Horizonte: EPAMIG (Boletim Técnico, 54).