

PLANO DE AMOSTRAGEM CONVENCIONAL COM ARMADILHAS PARA ADULTOS DE *Hypothenemus hampei* EM *Coffea arabica*

Flávio Lemes Fernandes¹; Marcelo Coutinho Picanço²; Fernanda Freitas³; Rômulo D'Ângelo⁴; Luiz Otávio Duarte Silva⁵

¹Prof. Adjunto I, Universidade Federal de Viçosa, Campus de Rio Paranaíba, Rio Paranaíba, MG, flaviofernandes@ufv.br

²Prof. Associado, Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG, picanco@ufv.br

³Mestranda, Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG, nandafreitas@yahoo.com.br

⁴Mestrando, Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG, romulodangelo@yahoo.com

⁵Estudante de Agronomia, Universidade Federal de Viçosa, Campus de Rio Paranaíba, Rio Paranaíba, MG
luiz.duarte@ufv.br

RESUMO: Os planos convencionais de amostragem representam importante instrumento na tomada de decisão no controle de pragas. É necessário um plano de amostragem que alie simplicidade e baixo custo. Pois os escassos trabalhos nessa área envolvem pequeno número de armadilhas em pequenas áreas com armadilhas de capturas. Assim, este estudo teve por objetivo determinar um plano de amostragem convencional para *H. hampei* utilizando a técnica de armadilhas confeccionadas com garrafa “pet” vermelha. Utilizou-se 27 lavouras na região de Ponte Nova, MG, com altitude variando de 650 a 710 metros. Primeiramente determinou-se se as distribuições de frequência dos dados seguiam distribuição binomial negativa, Poisson ou binomial positiva. De acordo com a distribuição selecionada, foi calculado o número de amostras com níveis de precisão de 5, 10, 15, 20 e 25%. Posteriormente, determinaram-se os resíduos da análise de regressão. Conclui-se que o número de armadilhas a serem usadas para a tomada de decisão no plano de amostragem convencional foi de 14 armadilhas/10,60 ha, correspondendo aproximadamente a uma armadilha/ha.

Palavras-Chave: broca-do-café, café, amostras, unidade amostral.

CONVENTIONAL SAMPLING PLAN WITH TRAP TO ADULTS OF *Hypothenemus hampei* IN *Coffea arabica*

ABSTRACT: The conventional sampling plans are important tools in the control decision-making of pests. Little works in this area and small number of traps in little areas. Thus, this study has an objective to determine a conventional sampling plan to *H. hampei* with a technique of red soda bottle. Twenty seven fields in Ponte Nova, MG region, with altitude of 650 to 710 meters. First was determined if the distributions of frequency of the dates was negative binomial, Poisson or positive binomial. With the selection of the distribution, was calculated the number of samples with the precision level of 5, 10, 15, 20 e 25%. After was determined the residues of regression analysis. In conclude, the number of traps to be used in control decision-making in conventional sampling plan was of 14 traps per 10.60 ha, that corresponding to approximately one trap per ha.

Key words: coffee Berry borer, coffee, samples, sampling unit.

INTRODUÇÃO

Os planos convencionais de amostragem representam importante instrumento na tomada de decisão no controle de pragas (Pedigo & Rice, 2006), por se constituírem o ponto inicial da geração desses sistemas nos programas de manejo integrado de pragas. Eles permitem, ainda, a determinação do prejuízo econômico e a escolha da melhor unidade e técnica amostral para estimar a densidade populacional de insetos, além de servir como padrão de validação dos planos de amostragem seqüenciais (Nault & Kennedy, 1996). Armadilhas contendo atraentes têm sido utilizadas com sucesso para amostragem de insetos-praga por se constituir em um método rápido e de fácil uso (Bacca et al., 2008). Além disso, as armadilhas permitem a captura e o aprisionamento dos insetos adultos (Pedigo & Rice, 2006). As armadilhas podem ser usadas para amostragem quando o número de insetos capturados por esses instrumentos se correlaciona ao ataque do inseto à planta (Pedigo & Rice, 2006). Armadilhas confeccionadas com garrafa “pet” com cores atrativas contendo etanol e metanol como atraentes constituem-se em ótima técnica amostral para o monitoramento das densidades populacionais da broca-do-café *H. hampei* (Silva et al., 2006).

Planos amostrais que incorporam à tomada de decisão com armadilhas são considerados como alternativas adequadas ao monitoramento das pragas em sistemas de tomada de decisão. Um plano amostral deve possuir um número de amostras que possibilite uma amostragem precisa, rápida e de baixo custo. Em termos de precisão, o erro máximo admitido para determinação do número de amostras em um plano de amostragem convencional é de 25% (Southwood, 1978). Apesar da importância da elaboração de um plano de amostragem convencional para adultos de *H. hampei* usando armadilhas a

base de atrativos com semioquímicos, não existem relatos de trabalhos prévios nesse sentido e aqueles já realizados envolvem pequeno número de armadilhas instaladas em pequenas áreas. Assim, este estudo teve por objetivo determinar um plano de amostragem convencional para *H. hampei* baseado no uso de armadilhas contendo atraentes.

MATERIAL E MÉTODOS

O plano de amostragem convencional para *H. hampei* foi gerado a partir de dados coletados em 27 lavouras cafeeiras (*C. arabica*) variedade Catuaí vermelho, localizadas na microrregião de Ponte Nova, Minas Gerais. Trezentas armadilhas foram distribuídas pelas lavouras.

Determinação do modelo de distribuição de frequência: A partir do número de adultos de *H. hampei*/armadilha em cada lavoura foram calculados a média (\bar{X}), a variância (σ^2) e o índice de agregação (\hat{K}) do número de adultos coletados em armadilhas. A forma mais prática e simples de identificar a que tipo de dispersão os dados se ajustam é a razão entre a variância e a média (σ^2/\bar{X}) (Krebs, 1999). Segundo Myers (1978) essa razão pode ser afetada pela densidade populacional dos insetos na área. Dessa forma, essa relação é considerada como uma boa medida para determinar o padrão de dispersão da broca-do-café nas lavouras. Em populações de organismos que se apresentam distribuídos independentemente uns dos outros, a variância dos dados é igual a média ($\sigma^2/\bar{X} = 1$). Nas populações em que os indivíduos não se apresentam distribuídos independentemente uns dos outros, a atração mútua resulta em agregação e a variância será maior que a média ($\sigma^2 > \bar{X}$) e a repulsão mútua implica em regularidade, o que resulta em variância menor que a média ($\sigma^2 < \bar{X}$) (Taylor, 1961). Os valores de \hat{K} , da binomial negativa, também são um indicativo de agregação. Para tanto se $\hat{K} \rightarrow \infty$, a variância se aproxima da média e a distribuição tende a se ajustar ao padrão de Poisson; se $\hat{K} \rightarrow 0$ a distribuição tende a série logarítmica. Assim, o valor de (\hat{K}) varia de zero, em que a agregação é extrema, até o infinito onde a agregação tende à completa aleatoriedade (Waters, 1959).

O cálculo do (\hat{K}) foi realizado usando-se a equação 1 e as equações 2, 3 e 4 foram utilizadas para determinar a distribuição binomial negativa (Krebs, 1999).

$$\hat{K} = \frac{\bar{X}^2}{\sigma^2 - \bar{X}} \quad (1), \quad \text{onde: } \hat{K} =$$

estimativa inicial, σ^2 = variância dos dados amostrais e \bar{X} = média amostral.

Os testes de possíveis ajustes dos dados de captura dos adultos da broca em armadilhas às distribuições de frequência binomial negativa, binomial positiva e Poisson não fornecem informações sobre o padrão espacial, uma vez que não leva em consideração informações sobre suas coordenadas espaciais (Binns et al., 2000). Dessa forma, na determinação do número de amostras que irão compor o plano amostral de adultos da broca com armadilhas de garrafa “pet”, foi adotado as fórmulas indicadas por Young & Young (2002).

$$P(0) = \left(\frac{\hat{K}}{\mu + \hat{K}} \right)^{\hat{K}} \quad (2)$$

$$P(X) = \left(\frac{\hat{K} + X - 1}{X} \right) \left(\frac{\bar{X}}{\bar{X} + \hat{K}} \right) P(X - 1) \quad (3)$$

$$Fr = n * P(X) \quad (4) \quad \text{onde:}$$

$P(0)$ = probabilidade de não capturar nenhum adulto de *H. hampei* na armadilha; X = contagem ($X = 1, 2, 3, 4, \dots, n$);

\bar{X} = média dos dados amostrais; \hat{K} = parâmetro de agregação; Fr = frequência esperada para a binomial negativa; n = tamanho da amostra e $P(X)$ = probabilidade na contagem X .

A frequência esperada para binomial positiva foi calculada pela equação 5 (Elliott, 1983)

$$P(X) = \left(\frac{n+X+1}{X} \right) \left(\frac{p}{q} \right) P(X-1) \quad (5) \quad \text{onde: } P(X) =$$

probabilidade de capturar x adultos de *H. hampei* na armadilha; X = contagem ($x=0,1,2,3,4,\dots, n$); p = probabilidade de sucesso; $q = 1 - p$ (probabilidade de fracasso); Fr = Frequência esperada para a binomial positiva; n = tamanho da amostra e $P(X)$ = probabilidade na contagem X .

A frequência esperada para a distribuição Poisson foi calculada pela equação 6 (Elliott, 1983).

$$P(X) = e^{-\mu} \left(\frac{\bar{X}^x}{X!} \right) \quad (6) \quad \text{onde: } X = \text{contagem}$$

($X=1,2,3,4,\dots, n$); $P(X)$ = probabilidade na contagem X ; \bar{X} = média dos dados amostrais.

Após o cálculo das frequências observadas e estimadas para as respectivas distribuições, o ajuste dos dados foi testado pelo teste de qui-quadrado (χ^2) (Pedigo & Rice, 2006). O critério usado para rejeitar o ajuste à distribuição testada é que o valor de χ^2 calculado deve ser maior ou igual ao valor de χ^2 tabelado, quando o valor será considerado significativo ao nível de significância testado. Para as características cujos dados que se ajustaram ao modelo de distribuição de frequência binomial negativo, verificou-se se ocorria um valor de k_{comum} (k_c) objetivando ter um parâmetro de dispersão que contemplasse a variabilidade de todas as lavouras. Inicialmente foram calculados os k_{parciais} ($\hat{K}p$) de cada lavoura (equação 7).

$$\hat{K}p = \frac{\bar{X}^2}{S^2 - \bar{X}} \quad (7) \quad \text{onde: } \hat{K}p =$$

parâmetro da distribuição binomial negativa, S^2 = variância dos dados amostrais e \bar{X} = média amostral.

Posteriormente, determinaram-se os parâmetros X'_i e Y'_i de 10 ($t = 1, 2, \dots, 10$) amostras para cada lavoura, de acordo com as equações 8 e 9.

$$X'_i = X_i - \frac{S_i^2}{n_i} \quad (8)$$

$$Y'_i = S_i^2 - \bar{X}_i \quad (9) \quad \text{onde: } \bar{X}_i =$$

média da população, S_i^2 = variância dos dados amostrais e n_i = tamanho da amostra.

A linha de regressão de X' com Y' passa pela origem e tem inclinação $1/\hat{k}_c$. De posse de X'_i e Y'_i calculou-se o k_c inicial, pela equação 10.

$$\frac{1}{\hat{k}_c} = \frac{\sum_{i=1}^t X'_i Y'_i}{\sum_{i=1}^t X_i'^2} \quad (10)$$

A precisão da estimativa de k_c foi aumentada por ponderações, calculando-se o parâmetro W'_i , segundo a equação 11.

$$W_i = \frac{0,5(n_i - 1)k_c^4}{\mu_i^2(\mu_i + k_c)^2 \left(k_c(k_c + 1) - \frac{(2k_c - 1)}{n_i} - \frac{3}{n_i^2} \right)} \quad \text{onde:} \quad (11)$$

μ_i = média da população, n_i = tamanho da amostra e \hat{k}_c = parâmetro de agregação da distribuição binomial negativa.

A partir desse momento, o valor de k_c^{\wedge} ponderado foi obtido segundo a equação 12.

$$\frac{1}{k_c^{\wedge}} = \frac{\sum_{i=1}^t w_i x_i' y_i'}{\sum_{i=1}^t w_i x_i'^2} \quad (12)$$

A ponderação foi realizada por seis vezes consecutivas, até que a mudança entre os k_c^{\wedge} ponderado fosse insignificante, obtendo-se, então, o valor do k_c^{\wedge} , que foi testado por meio do teste F ao nível 5% de significância. Essa interação é essencial para a validade do teste, no qual a hipótese nula é que existe um K_c para todas as populações. Dessa forma, o teste para o k_c^{\wedge} foi calculado por meio de análise de variância da regressão linear.

$$B^2 = \frac{\left[\sum_{i=1}^t (w_i x_i' y_i') - \frac{\sum_{i=1}^t (w_i x_i') \sum_{i=1}^t (w_i y_i')}{\sum_{i=1}^t w_i} \right]^2}{\sum_{i=1}^t (w_i x_i'^2) - \frac{\sum_{i=1}^t w_i^2 (w_i x_i')}{\sum_{i=1}^t w_i}} \quad (13),$$

onde:

x_i' = parâmetro determinado na equação 8; y_i' = parâmetro determinado na equação 9 e w_i = parâmetro determinado na equação 10.

Determinação do número de amostras e custo de amostragem

O número de amostras necessário para a coleta de dados irá definir o custo de amostragem (Feng et al., 1994). A estimativa das populações de *H. hampei* para as variáveis cujos dados se ajustaram ao modelo de distribuição binomial negativo foi calculado usando-se a equação 14 (Young & Young, 2002). Já para as variáveis cujos dados não ajustaram a nenhuma distribuição de frequência o cálculo do número de amostras necessário na estimação das populações de *H. hampei* foi calculado usando-se a equação 15 (Pedigo & Rice, 2006).

$$NA = \frac{1}{C^2} \left(\frac{1}{\bar{X}} + \frac{1}{k_c^{\wedge}} \right) \quad (14) \text{ onde: } NA =$$

número de amostras, C = erro admitido, \bar{X} = média da população e k_c^{\wedge} = parâmetro da distribuição binomial negativa.

$$NA = \left(\frac{t + S}{Dx \bar{X}} \right)^2 \quad (15), \text{ onde: } = \text{número de}$$

amostras, D = erro admitido, \bar{X} = média da população, S = desvio padrão e t = teste t de Student a 5% de probabilidade ($n - 1$ graus de liberdade).

Registrou-se o tempo gasto em cada amostra (contagem dos insetos e caminhamento), o qual foi utilizado na determinação da mão-de-obra utilizada para a amostragem de cada sistema. O custo de amostragem foi calculado somando-se o custo de mão-de-obra, o qual leva em consideração o salário de um trabalhador rural acrescidos dos encargos sociais (FGTS: 8% e INSS: 0,027%), e os gastos com materiais de amostragem. Esses materiais foram: lápis, borracha, papel, prancheta, garrafa “pet” pintada de vermelho, frasco de vidro com volume de 10 mL, arame galvanizado nº 12, os atraentes (etanol, metanol e benzaldeído), detergente, pisseta de 500 mL, garrafa de plástico de 5 L para adicionar água e sabão à garrafa armadilha, pote de plástico de 50 mL para armazenar os insetos. O tempo gasto para processamento dos dados e o tempo de caminhamento também foram registrados para se ter uma idéia do tempo gasto para se tomar uma decisão.

Determinação do nível de precisão: Os dados de K_{parciais} (parâmetro da binomial negativa) de cada lavoura foram submetidos a análise de regressão em função dos níveis de precisão ou erro admitido de 5, 10, 15, 20 e 25% a $p < 0,05$

Selecionou-se o nível de precisão a partir do qual o número de amostras apresentou baixa variação dos resíduos, ou seja, próximo da linha do zero (Draper & Smith, 1981).

RESULTADOS E DISCUSSÃO

A variância (σ^2) sempre apresentou valores maiores do que a média (\bar{X}), indicando agregação dos dados. Além disso, de forma geral os índices de agregação (\hat{K}) da binomial negativa próximos a zero, também demonstram agregação e possível ajuste dos dados à distribuição binomial negativa. Os valores de qui-quadrado (χ^2) não significativos a $p < 0,05$ mostram que as densidades de adultos de *H. hampei*/armadilha se ajustaram à distribuição binomial negativa em 25 das 27 lavouras avaliadas. As outras duas lavouras não se ajustaram a nenhum modelo de distribuição de frequência.

Como o ajuste dos dados a uma distribuição estatística é utilizado para selecionar a fórmula do cálculo do número de amostras para realização das amostragens (Young & Young, 2002), o número de amostras deve ser calculado segundo a fórmula de distribuição binomial negativa. Tal fórmula utiliza a média, o nível de precisão e o parâmetro \hat{K} dessa distribuição. Já para determinar o número de amostras necessárias à tomada de decisão pelo sistema de amostragem na 8ª e 21ª lavouras utilizou-se a fórmula genérica. Observou-se inclinações significativas ($F_{1,22}=60,50$; $p < 0,01$) e interceptos não significativos ($F_{1,22}=2,96$; $p=0,10$) pelo teste de homogeneidade em relação ao parâmetro \hat{k}_c da distribuição binomial negativa para as capturas da broca-do-café em armadilhas obtidas de 27 lavouras. Os valores do parâmetro de dispersão comum (\hat{k}_c) da distribuição binomial negativa foi de 1,13. Portanto, é possível calcular um número médio de amostras que contemple as variações ocorridas nas lavouras estudadas. A medida que os níveis de precisão ou de erro admitido aumentaram, reduziu-se número de amostras requeridas para a amostragem da broca-do-café. Para o maior nível de erro admitido (25%), o número de unidades amostrais requeridos para o plano convencional de contagem de adultos da broca-do-café foram inferiores a 66 unidades amostrais/lavoura. Tendo por base um erro de precisão de 25% constatou-se que houve estabilização no número de amostras requeridas pelos planos amostrais. Nesse nível de precisão, os resíduos apresentaram a menor dispersão em torno da média. Esse fato indica que o número de amostras necessárias à determinação da densidade de adultos da broca-do-café/armadilha sofrerá baixa variação em lavouras de diferentes intensidades da praga a um nível de erro admitido de 25%. Portanto, o nível de 25% de precisão deve ser utilizado no cálculo do número de amostras que irão compor os planos de amostragem de adultos de *H. hampei*. O número de armadilhas necessárias para amostragem dos adultos da broca variou entre 3 a 66 armadilhas em uma área média de 10,6 ha, gastando-se em torno de 6,70 a 147,40 minutos, com custos aproximados de R\$ 26,04 e R\$ 572,88, respectivamente. O valor comum que foi representativo para todas as lavouras foi de 14 armadilhas com tempo de 31,27 minutos e custo total de R\$ 121,52 em uma área de 10,6 ha. Esses valores correspondem a uma armadilha/ha, custo de R\$ 11,46/ha e tempo de amostragem de 2,95 minutos. Os tempos de amostragem no sistema convencional (30 amostras/ha) foram estimados em 3,17 horas/ha com custo de R\$ 245,40/ha. O plano de amostragem para ser praticável deve apresentar um menor tempo de amostragem e um reduzido número de amostras. Além disso, neste estudo, cerca de 31 minutos foi o tempo necessário para a coleta, havendo tempo suficiente para o processamento dos dados de amostragem e a tomada de decisão no mesmo dia.

Tabela 1. Número de amostras tempo (min.) e custo (R\$) requeridos para a amostragem de *H. hampei* em uma lavoura de café calculados com 25% de precisão. Ponte Nova, MG. 2007-2009.

Lavoura	Nº de amostras	Tempo (minutos)	Custo de amostragem (R\$)
1	14	31,27	121,52
2	61	136,23	529,48
3	46	102,73	399,28
4	5	11,17	43,4
5	6	13,40	52,08
6	57	127,30	494,76
7	53	118,37	460,04
8	56	125,07	486,08
9	3	6,70	26,04
10	11	24,57	95,48
11	62	138,47	538,16
12	57	127,30	494,76
13	57	127,30	494,76

14	53	118,37	460,04
15	10	22,33	86,8
16	57	127,30	494,76
17	63	140,70	546,84
18	57	127,30	494,76
19	65	145,17	564,2
20	62	138,47	538,16
21	3	6,70	26,04
22	57	127,30	494,76
23	3	6,70	26,04
24	5	11,17	43,4
25	57	127,30	494,76
26	53	118,37	460,04
27	66	147,40	572,88
<hr/>			
Valor comum ¹	14	31,27	121,52

¹Número de amostras, tempo e custo de amostragem calculados com $k_c^{\wedge}=1,1276$; ²Área média das lavouras é de 10,6 ha.

CONCLUSÕES

Conclui-se que o número de armadilhas no plano de amostragem convencional foi de 14 armadilhas/10,60 ha, valor correspondente a cerca de uma armadilha/ha.

AGRADECIMENTOS

FAPEMIG (Fundação de Apoio a Pesquisa no Estado de Minas Gerais)

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- BACCA, T.; LIMA, E.R.; PICANÇO, M.C.; GUEDES, R.N.C.; VIANA, J.H.M. Sampling plan for the coffee leaf miner *Leucoptera coffeella* with sex pheromone traps. **Journal of Applied Entomology**, v.132, p.430-438, 2008.
- BINNS, M.R.; NYROP, J.P.; WERF, W.V.D. **Sampling and monitoring in crop protection: the theoretical basis for developing practical decision guides**. Crambridge: University, 2000, 281p.
- DRAPER, N.R.; SMITH, H. **Applied regression analysis**. New York: John Wiley & Sons, 1981, 709p.
- ELLIOTT, J.M. **Some methods for the statistical analysis of samples of benthic invertebrates**. 2^{ed}. London: Freshwater Biological Association. 1983. 157p.
- FENG, M.G.; NOWIERSKI, R.M.; ZENG, Z. Binomial sequential classification sampling plans for Russian wheat aphid (Homoptera: Aphididae) management: Robustness varying with tally thresholds os aphids in sample units. **Journal of Economic Entomology**, v.87, p.1237-1250, 1994.
- KREBS, C.J. **Ecological methodology**. 2^{ed}. Melo Park: Benjamin Cummings, 1999. 620p.
- LUDWIG, J. A.; REYNOLDS, J. F. **Statistical ecology: a primer on methods and computing**. New York: John Wiley, 1988, 337p.
- MATHIEU, F.; BRUN, L.O.; FREÂROT, B.; SUCKLING, D.M.; FRAMPTON, C. Progression in field infestation is linked with trapping of coffee berry borer, *Hypothenemus hampei* (Coleoptera: Scolytidae). **Journal of Applied Entomology**, v.123, n.9, p.535-540, 1999.
- MYERS, J.H. Selecting a measure of dispersion. **Environmental Entomology**, v.7, p.619-621, 1978.
- NAULT, B.A.; KENNEDY, G.G. Sequential sampling plans for use in timing insecticide applications for control of European corn borer (Lepidoptera: Pyralidae) in potato. **Journal of Economic Entomology**, v.89, p.1468-1476, 1996.
- PEDIGO, L.P.; RICE, M.E. **Entomology and Pest Management**. New York: Prentice Hall, 2006, 742p.
- SILVA, F.C.; VENTURA, M.U.; MORALES, L. O papel das armadilhas com semioquímicos no manejo da broca-docafé, *Hypothenemus hampei*. **Ciências Agrárias**, v.27, p.399-406, 2006.
- SOUTHWOOD, T.R.E. **Ecological methods**. London: Chapman & Hall, 1978. 524p.
- TAYLOR, L. R. Aggregation, variance and the mean. **Nature**, v.189, p.732-735, 1961.
- WATERS, E.W. A quantitative measure of aggregation in insects. **Journal of Economic Entomology**, v.52, p.1180-1184, 1984.
- YOUNG, L.; YOUNG, J. **Statistical ecology: a population perspective**. Kluwer, 2002. 534p.