

# PLANO DE AMOSTRAGEM SEQUENCIAL PARA AVALIAÇÃO DE INFESTAÇÃO DE BICHO-MINEIRO (*LEPIDOPTERA: LYONETIIDAE*) NO SUL DE MINAS GERAIS<sup>1</sup>

EDUARDO BEARZOTI<sup>2</sup> e LUIZ HENRIQUE DE AQUINO<sup>3</sup>

RESUMO – Este trabalho teve por objetivo a construção de um plano de amostragem seqüencial do bicho-mineiro (*Perileucoptera coffeella*, Guérin-Ménéville, 1842). Duas lavouras de café de Minas Gerais, uma em Lavras, outra em São Sebastião do Paraíso, foram amostradas quinzenalmente por um ano para avaliação das infestações do bicho-mineiro. Cada amostragem consistiu de dez plantas, escolhidas em talhões situados nas partes elevadas do terreno. Em cada planta amostrada, 60 folhas foram coletadas, sendo 20 no terço inferior, 20 no terço médio e 20 no terço superior. A média e a variância de cada amostragem foram ajustadas à regressão linear do índice de agrupamento de Lloyd  $m^*$  pela média  $m$  e à lei da potência, de Taylor. O primeiro modelo apresentou um ajuste mais eficaz aos dados, sendo utilizado na elaboração do plano de amostragem seqüencial através do intervalo de confiança de Iwao (1975). É apresentada uma tabela de amostragem do modo a facilitar o levantamento no campo.

Termos para indexação: *Perileucoptera coffeella*, pragas do cafeeiro, amostragem de pragas.

## SEQUENTIAL SAMPLING PLAN TO EVALUATE THE INFESTATION OF THE COFFEE LEAF MINER (*LEPIDOPTERA: LYONETIIDAE*) IN SOUTHERN MINAS GERAIS STATE, BRAZIL

ABSTRACT – This work had the aim of constructing a sequential sampling plan to the coffee leaf miner, *Perileucoptera coffeella* (Guérin Ménéville, 1842). Two coffee fields, located in southern Minas Gerais State, Lavras and São Sebastião do Paraíso, were sampled every two weeks for a year to evaluate coffee leaf miner infestations. Each sampling consisted of ten plants, taken randomly at high sites of each area. Sixty leaves were collected from each plant: 20 at the lower one-third, 20 at the medium one-third, and 20 at the upper one-third. The mean and the variance were fitted to the linear regression of Lloyd's mean crowding  $m^*$  on mean  $m$ , and to Taylor's power law. The former model fitted better the data, and therefore it was used to construct the sequential sampling plan, by the confidence interval of Iwao (1975). A sampling table is presented in order to simplify sampling procedure.

Index terms: *Perileucoptera coffeella*, coffee pests, pest sampling.

## INTRODUÇÃO

A avaliação dos níveis de infestação de insetos-pragas é essencial em um programa de manejo integrado de pragas (Hollingsworth & Gatsonis, 1990). Tal avaliação é realizada através de práticas de amostragem, cujos esforços podem ser otimizados através do uso da amostragem seqüencial. Este método apresenta a vantagem de

ter um número de amostras variável, requerendo um número menor de amostras para populações muito elevadas ou muito reduzidas (Shepard, 1980), ao contrário do procedimento convencional, onde o número de coletas é sempre fixo, independentemente do grau de infestação. Isto resulta em ganhos consideráveis de tempo ao longo de um ciclo cultural.

Planos de amostragem seqüencial podem ser elaborados com base no teste seqüencial da razão de probabilidades de Wald (1945). Para tanto, exige-se uma descrição matemática da distribuição espacial da praga. Waters (1955) apresenta fórmulas para a confecção de planos para as dis-

<sup>1</sup> Aceito para publicação em 26 de novembro de 1993.

<sup>2</sup> No curso de Agron., ESAL. Caixa Postal 279, CEP 37200 Lavras, MG. Bolsista do CNPq.

<sup>3</sup> Eng.-Agr., M.Sc., Prof., DEX/ESAL. Caixa Postal 37, CEP 37200 Lavras, MG.

tribuições binomial, binomial negativa, Poisson e normal. Muitos autores se valeram dessas fórmulas (Ingram & Green, 1972; Sevacheriam & Stern, 1972; Shepard, 1973; Pieters & Sterling, 1974; Rothrock & Sterling, 1982; Foster et al. 1982; Luna et al. 1983; Sparks Junior & Boethel, 1987; Shields & Specker, 1989). No Brasil, a metodologia foi utilizada para o levantamento da lagarta-da-soja (Estefanel, 1977), para as pragas do algodoeiro (Sterling et al., 1983), para os ácaros-da-falsa-ferrugem e da leprose dos citros (Gravena et al. 1988), e para o bicho-mineiro-do-cafeiro (Villacorta & Tornero, 1982). Nyrop & Wright (1985) e Hollingsworth & Gatsonis (1990) observaram, no entanto, que o uso do teste seqüencial da razão de probabilidade de Wald (1945) somente é aplicável às circunstâncias onde a distribuição de probabilidade da população a ser amostrada pode ser indexada através de um único parâmetro. A distribuição binomial negativa exige pelo menos dois parâmetros para ser definida: a média  $m$ , e o expoente  $k$ . Para se aplicar o teste de Wald (1945) a essa distribuição, é necessário uma estimativa do parâmetro  $k$ , que é então considerado constante; entretanto, Anscombe (1949) e Myers (1978) encontraram correlações de  $k$  com a densidade populacional, sendo, portanto, variável. A distribuição binomial é largamente empregada para a descrição de populações de insetos. Assim, em tais circunstâncias, o teste seqüencial da razão de probabilidade de Wald (1945) apresentará esta limitação de assumir uma falsa constância do parâmetro  $k$ . Esta é uma das razões pelas quais o uso do teste tem sido criticado (Nyrop & Wright, 1985; Plant & Wilson, 1985; Hollingsworth & Gatsonis, 1990 tentou contornar esse problema e propôs um plano de amostragem seqüencial que consiste na adaptação de um intervalo de confiança em torno da média, que corresponde ao nível de controle:

$$T_n = n \cdot \bar{x}' \pm t (n \cdot s^2)^{1/2}$$

onde  $T_n$  é o número acumulado de insetos ou danos causados por insetos, contados em cada unidade amostral,  $n$  é o número de unidades amostrais examinadas até o momento,  $\bar{x}'$  corresponde à média populacional igual ou acima da qual medidas de controle se justificam,  $t$  é um

valor da tabela de Student para um nível escolhido de significância e infinitos graus de liberdade, e  $s^2$  é a variância correspondente a  $m'$ . Graficamente, este intervalo de confiança é representado por duas curvas divergentes, chamadas linhas de decisão. Valores acima da linha superior representam situações onde o controle da praga faz-se necessário, e abaixo da linha inferior indicam onde o controle não é recomendado.

Originalmente, Iwao (1975) recomendou o uso da regressão do índice de agrupamento  $m^*$  (Lloyd, 1967), pela média populacional  $m$  para estimar a variância correspondente a  $m'$ . O índice  $m^*$  é dado por:

$$m^* = m + (S^2/m) - 1$$

e a regressão de  $m^*$  por  $m$  corresponde a:

$$m^* = \alpha + \beta m$$

onde  $\alpha$  e  $\beta$  são os coeficientes linear e de regressão, e assim a variância se relaciona com a média através de:

$$S^2 = (\alpha + 1)m + (\beta - 1)m^2$$

Outra forma de se estimar esta variância pode ser feita através da lei da potência de Taylor (Taylor, 1961), que preconiza que a variância de uma população se relaciona com a média através de:

$$S^2 = a m^b$$

onde  $a$  e  $b$  são coeficientes estimados por regressão linear em gráfico de escala logarítmica, ou pela transformação:  $\log S^2 = \log a + b \log m$ .

O intervalo de confiança de Iwao (1975) tem sido utilizado na elaboração de planos de amostragem seqüencial, usando-se a forma original (Boivin & Sauriol, 1984; Martel et al., 1986; Weinzierl et al., 1987; Régnière et al., 1988), ou fazendo uso da lei da potência de Taylor (Maiteki & Lamb, 1987; Shelton et al., 1987; Hollingsworth & Gatsonis, 1990; Wright et al., 1990). Planos baseados na infestação e não-infestação da unidade amostral (distribuição binomial) também têm sido confeccionados, fazendo uso dos parâmetros  $a$  e  $b$  (Wilson et al., 1983a, 1983b; Overholt et al., 1990).

O bicho-mineiro (*Perileucoptera coffeella* Guérin-Ménéville, 1842) tem causado danos crescentes em lavouras de café a partir de 1970, tornando-se a principal praga da cultura (Reis et al. 1984). De acordo com esses autores, as lesões foliares provocadas pela fase larval da praga causam desfolhamento da planta, comprometendo o desenvolvimento de frutos; eles relataram prejuízos de 52% na produção, no sul de Minas Gerais. Com relação à amostragem da praga, Gravena (1983) recomenda a coleta de folhas do terceiro, quarto ou quinto par de folhas de ramos da região da "saia" do cafeeiro. Para as condições do sul de Minas Gerais, Reis et al. (1984) recomendam que as amostragens se iniciem em junho-julho, quando o nível de infestação começa a subir.

Este trabalho teve por objetivo elaborar um plano de amostragem sequencial para o controle de bicho-mineiro, para as condições do sul de Minas Gerais.

## MATERIAL E MÉTODOS

O plano de amostragem sequencial foi elaborado a partir de dados cedidos pela Empresa de Pesquisa Agropecuária de Minas Gerais (EPAMIG). Foram realizadas amostragens quinzenais pelo período de um ano, em duas localidades do sul de Minas Gerais: Lavras, de coordenadas geográficas 21°14'30" de latitude S, e 45°00'10" de longitude W Gr, altitude de 910 m, e tipo climático Cwa, de acordo com a classificação a Köpen; e São Sebastião do Paraíso, de coordenadas 20°54'48" de latitude S e 46°59'36" de longitude W Gr, altitude de 940 m e tipo climático Cwa. Na primeira localidade, um cafezal da cultivar 'Mundo Novo', com cerca de oito anos, foi amostrado 24 vezes em 1988. Na segunda localidade, foram realizadas 23 amostragens, em 1989, também em uma lavoura em torno de oito anos, de plantas do cultivar 'Catuai Vermelho'. Em ambos os cafezais, dez plantas eram amostradas aleatoriamente em talhões localizados nas partes elevadas do terreno. Em cada planta, 60 folhas eram coletadas ao acaso, sendo 20 no terço superior, 20 no terço médio e 20 no terço inferior, e sempre do segundo ao quinto par do ramo, em todos os quadrantes da copa. As folhas minadas e o número de lesões em cada folha foram contados. Foi realizada uma análise de variância em cada localidade, de forma a determinar qual terço da planta foi mais atacado. Utilizou-se um delineamento

inteiramente casualizado, com três repetições, com os fatores datas e terços arrançados em uma estrutura fatorial 24 x 3 para Lavras e 23 x 3 para São Sebastião do Paraíso. Para tanto, nove plantas foram tomadas em cada data. De cada planta, foram anotados os dados de um único terço, sorteado, tendo os valores sido transformados para  $(x + 0,5)^{1/2}$ .

Em seguida, a totalidade dos dados em sua forma original foram computados, de forma a obter a média, a variância e o índice de agrupamento  $m^*$  para cada data de amostragem. Ajustou-se uma regressão linear de  $m^*$  em função de  $m$ , permitindo estimar os valores de  $\alpha$  e  $\beta$ . As médias e as variâncias foram ainda ajustadas à lei da potência de Taylor em sua forma logarítmica, estimando-se, assim, valores de  $a$  e  $b$ . Os coeficientes linear e de regressão nos dois modelos foram testados pelo teste  $t$ . As estimativas dos coeficientes de determinação ( $R^2$ ) também foram testadas, construindo-se intervalos de confiança para elas, de acordo com o método apresentado por Draper & Smith (1981).

Para a elaboração do plano de amostragem sequencial, utilizou-se o intervalo de confiança de Iwao (1975) a 90% de probabilidade, como metodologia para a geração das linhas de decisão. O nível de controle utilizado foi o recomendado pela EPAMIG (dados não publicados), de 40% de folhas minadas, por planta (24 folhas). De acordo com a EPAMIG, se o terço superior apresentar uma infestação correspondente à metade deste nível, medidas de controle se justificam, ainda que a planta inteira não apresente 40% de folhas minadas. Assim, para o terço superior, adotou-se o nível de controle de doze folhas minadas.

## RESULTADOS E DISCUSSÃO

A Tabela 1 apresenta os valores do teste F para todos os parâmetros analisados. Observa-se que houve uma interação significativa entre datas e terços nas duas localidades, o que significa que o número de folhas minadas e de lesões apresentaram um comportamento diferenciado dos terços de coleta em cada data; isto pode ser visualizado nas Tabelas 2, 3, 4 e 5. A tendência observada é a de que, nas datas em que o nível de infestação foi alto, o terço mais atacado foi o superior. Estes resultados discordam dos encontrados por Gravena (1983), que relatou uma equivalência entre as regiões do "ponteiro" e da "saia", mas estão de acordo com as observações de Reis et al. (1984). Com base nos resultados obtidos, justifica-se uma

**TABELA 1.** Valores do teste F para os efeitos de data, terço e interação data\*terço em duas localidades no sul de Minas Gerais.

Efeito	Lavras		S. S. Paraíso	
	Folhas	Lesões	Folhas	Lesões
Data	11,09**	10,84**	64,00**	69,47*
Terço	135,80**	120,23**	36,91**	65,65*
Data*Terço	1,59*	1,62*	2,23**	5,45*

\* Significativo a 5% de probabilidade.

\*\* Significativo a 1% de probabilidade.

discriminação dessa região da planta para fins de amostragem, e assim um estudo em separado foi conduzido a respeito do terço superior.

Os valores dos coeficientes linear, de regressão e de determinação da regressão linear de  $m^*$  em função de  $m$  e do ajuste à lei da potência de Taylor, para o número de folhas minadas por planta, lesões por planta, folhas minadas por terço superior e lesões por terço superior, estão apresentadas na Tabela 6. Os coeficientes de determinação ( $R^2$ ) para a regressão  $m^*/m$  apresentou um

**TABELA 2.** Médias de folhas minadas por bicho-mineiro nos terços de altura de plantas em diferentes datas em uma lavoura de café localizada em Lavras-MG, 1988<sup>1</sup>

Terço	Data											
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Superior	9,7	11,3a	11,9a	13,2a	9,9a	11,2a	12,6a	6,6a	7,6a	5,8a	4,5	4,5a
Médio	7,5	4,6b	7,3ab	4,8b	4,3b	4,0b	2,6b	2,3ab	1,0b	1,1b	3,7	3,3ab
Inferior	5,6	3,6b	3,6b	4,3b	2,5b	3,6b	2,9b	1,0b	3,2b	2,2ab	1,5	0,6b

<sup>1</sup> Médias seguidas da mesma letra são estatisticamente iguais pelo teste de Tukey a 5% de probabilidade.

**TABELA 2.** Continuação<sup>1</sup>.

Terço	Data											
	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24
Superior	6,9a	2,8a	4,2a	4,1a	2,0	11,3a	7,9a	15,9a	3,5	4,7a	5,8a	7,9a
Médio	0,6b	1,6ab	1,1ab	1,1ab	1,3	1,4b	4,6ab	11,0a	2,5	3,4a	4,5ab	2,6b
Inferior	0,6b	0,0b	0,9b	0,0b	0,5	0,3b	2,0b	5,3b	2,2	0,6b	1,9b	2,4b

<sup>1</sup> Médias seguidas da mesma letra são estatisticamente iguais pelo teste de Tukey a 5% de probabilidade.

**TABELA 3.** Médias de lesões provocadas por bicho-mineiro nos terços de altura de plantas em diferentes datas em uma lavoura de café localizada em Lavras-MG, 1988<sup>1</sup>.

Terço	Data											
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Superior	18,1	23,1a	19,8a	29,5a	18,6a	19,1a	19,9a	12,1a	13,6a	8,2	5,9	6,3a
Médio	9,6	7,7b	10,5ab	11,8b	4,6b	5,5b	4,0b	4,1ab	1,3b	2,3	5,3	4,3ab
Inferior	8,6	5,5b	4,1b	5,3b	3,9b	4,1b	2,9b	1,0b	4,5b	2,5	1,9	0,6b

<sup>1</sup> Médias seguidas da mesma letra são estatisticamente iguais pelo teste de Tukey a 5% de probabilidade.

**TABELA 3.** Continuação<sup>1</sup>.

Terço	Data											
	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24
Superior	9,5a	3,1	5,4	4,7a	2,0	19,5a	10,0	40,1a	6,6	7,8	7,6	12,3a
Médio	0,6b	1,6	1,1	1,1ab	1,3	2,1b	5,2	21,5b	3,8	5,7	5,1	2,9b
Inferior	0,9b	0,0	0,9	0,0b	0,5	0,3b	3,7	6,6c	4,7	0,6	2,2	3,1b

<sup>1</sup> Médias seguidas da mesma letra são estatisticamente iguais pelo teste de Tukey a 5% de probabilidade.

**TABELA 4.** Médias de folhas minadas por bicho-mineiro nos terços de altura de plantas em diferentes datas em uma lavoura de café localizada em São Sebastião do Paraíso-MG, 1989<sup>1</sup>.

Terço	Data											
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Superior	1,2	0,3	0,6	0,3	0,0	0,3	0,3	0,7	3,7a	4,7a	10,6a	19,0a
Médio	0,9	0,7	0,6	0,0	0,0	0,3	0,5	1,3	1,2ab	1,7b	4,3b	6,3b
Inferior	0,9	0,0	0,0	0,0	0,3	0,3	0,5	0,3	0,6b	0,9b	3,0b	5,0b

<sup>1</sup> Médias seguidas da mesma letra são estatisticamente iguais pelo teste de Tukey a 5% de probabilidade.

**TABELA 4.** Continuação<sup>1</sup>.

Terço	Data											
	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	
Superior	14,9a	18,3a	18,3a	17,3	6,5	7,0	3,0	1,7	0,9	1,2	0,3	
Médio	12,3ab	9,6b	14,3ab	13,6	6,6	5,0	2,2	2,0	1,1	0,0	0,0	
Inferior	7,6b	8,0b	9,2b	12,6	3,3	4,0	0,9	0,6	0,9	0,0	0,6	

<sup>1</sup> Médias seguidas da mesma letra são estatisticamente iguais pelo teste de Tukey a 5% de probabilidade.

**TABELA 5.** Médias de lesões provocadas por bicho-mineiro nos terços de altura de plantas em diferentes datas em uma lavoura de café localizada em São Sebastião do Paraíso-MG, 1989<sup>1</sup>.

Terço	Data											
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Superior	1,4	0,0	0,9	0,3	0,0	0,3	0,3	0,7	6,3a	5,3	22,2a	69,7a
Médio	1,3	0,7	0,6	0,0	0,0	0,3	0,5	1,5	1,2b	1,7	5,9b	13,9b
Inferior	0,9	0,3	0,0	0,0	0,3	0,3	0,5	0,3	0,6b	1,7	3,3b	8,9b

<sup>1</sup> Médias seguidas da mesma letra são estatisticamente iguais pelo teste de Tukey a 5% de probabilidade.

**TABELA 5.** Continuação<sup>1</sup>.

Terço	Data											
	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	
Superior	37,8a	68,9a	61,6a	46,8a	10,8ab	10,9	3,0	2,2	0,9	2,2	0,6	
Médio	26,5a	17,1b	35,9b	24,7b	11,1a	7,1	2,8	2,3	1,1	0,0	0,3	
Inferior	11,2b	12,6b	19,0c	20,0b	4,1b	6,2	1,1	0,9	0,3	0,0	0,0	

<sup>1</sup> Médias seguidas da mesma letra são estatisticamente iguais pelo teste de Tukey a 5% de probabilidade.

ajuste melhor aos dados, uma vez que foram estatisticamente superiores para qualquer parâmetro. Acreditamos que em parte isto tenha se devido aos valores relativamente próximos entre médias e variâncias, fazendo com que  $(S^2/m) - 1$  tenha-se aproximado de zero, e, conseqüentemente,  $m^*$  assumisse valores semelhantes a  $m$ , propiciando coeficientes de regressão próximos de 1 e menores

desvios de regressão. Diferenças entre variâncias em torno de médias semelhantes podem ter assumido uma relevância maior na lei da potência de Taylor, e, conseqüentemente, reduzido os coeficientes de determinação. Weinzierl et al. (1987) também obtiveram melhores resultados com a regressão  $m^*/m$ , ao comparar os dois modelos.

Não houve mudanças significativas entre os

**TABELA 6.** Estimativas dos coeficientes linear, de regressão e de determinação dos ajustes à regressão  $m^*/m$  e à lei da potência de Taylor, a partir de dados referentes a folhas minadas e lesões provocadas por bicho-mineiro em plantas e terços superior em duas localidades no sul de Minas Gerais.

	$m^* = \alpha + \beta m$			$\log S^2 = \log a + b \log m$		
	$\alpha$	$\beta$	$R^2$	$\log a$	$b$	$R^2$
<b>Lavras</b>						
F. min/planta	1,629 ( $\pm 0,818$ ) <sup>1</sup>	0,940 ( $\pm 0,051$ )	98,5% [96,6; 99,4] <sup>1</sup>	0,715 ( $\pm 0,488$ )	0,523 ( $\pm 0,432$ )	22,3% [0,7; 54,1]
Lesões/planta	2,774 ( $\pm 1,781$ )	1,013 ( $\pm 0,065$ )	97,9% [95,2; 99,1]	0,318 ( $\pm 0,468$ )	1,183 ( $\pm 0,355$ )	68,4% [40,40; 85,1]
F. min/t. sup.	0,759 ( $\pm 0,512$ )	0,911 ( $\pm 0,061$ )	97,7% [94,7; 99,0]	0,498 ( $\pm 0,348$ )	0,395 ( $\pm 0,400$ )	16,1% [0,00; 47,9]
Lesões/t. sup.	1,714 ( $\pm 0,951$ )	1,025 ( $\pm 0,062$ )	98,2% [95,8; 99,2]	0,224 ( $\pm 0,325$ )	1,216 ( $\pm 0,297$ )	76,7% [53,3; 89,3]
<b>São Sebastião do Paraíso</b>						
F. min/planta	0,346 ( $\pm 0,316$ )	0,982 ( $\pm 0,017$ )	99,9% [99,4; 99,9]	0,060 ( $\pm 0,137$ )	0,899 ( $\pm 0,141$ )	89,4% [76,3; 95,4]
Lesões/planta	0,621 ( $\pm 0,779$ )	1,057 ( $\pm 0,018$ )	99,9% [99,7; 99,9]	0,111 ( $\pm 0,108$ )	1,320 ( $\pm 0,092$ )	97,7% [94,5; 99,0]
F. min/t. sup.	-0,017 ( $\pm 0,238$ )	0,968 ( $\pm 0,027$ )	99,6% [99,1; 99,8]	-0,130 ( $\pm 0,161$ )	0,743 ( $\pm 0,202$ )	73,7% [47,7; 88,1]
Lesões/t. sup.	0,394 ( $\pm 0,735$ )	1,056 ( $\pm 0,028$ )	99,7% [99,2; 99,9]	0,084 ( $\pm 0,106$ )	1,283 ( $\pm 0,102$ )	97,0% [93,0; 98,7]

1. Valores entre parênteses e colchetes correspondem ao intervalo de confiança das estimativas (P(0,05).

ajustes da regressão  $m^*/m$  a lesões em relação a folhas minadas (Tabela 6), ao contrário do esperado, uma vez que o número de lesões corresponde a um sintoma mais diretamente relacionado com a praga do que o número de folhas minadas. A partir deste modelo, portanto, não se justifica a construção de planos de amostragem com base no número de lesões, pois sua avaliação seria mais trabalhosa do que simplesmente contar o número de folhas minadas.

Para a elaboração do plano, os dados referentes a folhas minadas das duas localidades foram reunidos e ajustados à regressão  $m^*/m$ , cujos coeficientes estão apresentados na Tabela 7.

As estimativas de  $\alpha$  e  $\beta$  para folhas minadas por planta foram 0,760 e 0,977; dessa forma, as linhas de decisão para a amostragem de plantas inteiras correspondem a:

$$T_n = n \cdot 24 + 1,645 (n \cdot [(0,760 + 1) \cdot 24 + (0,977 - 1) \cdot 24^2])^{1/2} \text{ (limite superior)}$$

**TABELA 7.** Estimativas dos coeficientes linear, de regressão e de determinação do ajuste à regressão  $m^*/m$  de dados reunidos de duas localidades no sul de Minas Gerais, referentes a folhas minadas por bicho-mineiro.

	$\alpha$	$\beta$	$R^2$
F. minadas/planta	0,760 ( $\pm 0,239$ ) <sup>1</sup>	0,977 ( $\pm 0,138$ )	99,6% [99,2; 99,8] <sup>1</sup>
F. minadas/terço superior	0,183 ( $\pm 0,147$ )	0,963 ( $\pm 0,017$ )	99,2% [98,6; 99,6]

1. Valores entre parênteses e colchetes referem-se aos intervalos de confiança das estimativas (P(0,05).

e

$$T_n = n \cdot 24 - 1,645 (n \cdot [(0,760 + 1) \cdot 24 + (0,977 - 1) \cdot 24^2])^{1/2} \text{ (limite inferior)}$$

Estas linhas podem ser graficamente visualizadas na Fig. 1.

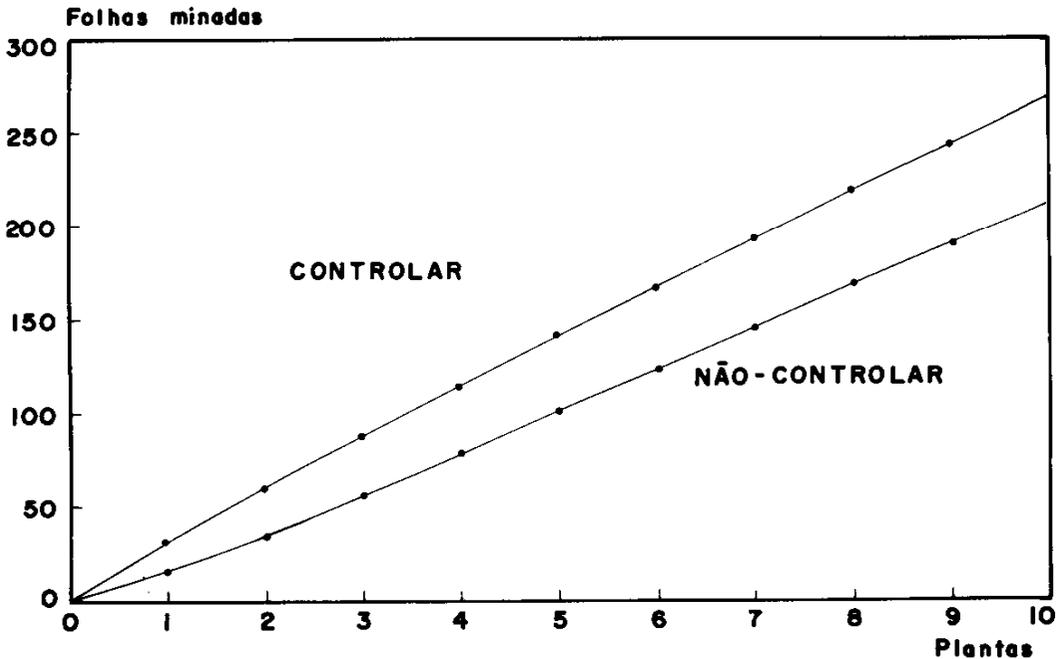


FIG. 1. Linhas de decisão para amostragem sequencial de folhas minadas por bicho-mineiro no sul de Minas Gerais.

Para os dados de folhas minadas por terço superior, as estimativas de  $\alpha$  e  $\beta$  foram 0,183 e 0,963, respectivamente. As linhas de decisão correspondentes à amostragem dos terços superiores são definidas por:

$$T_n = n \cdot 12 + 1,645 (n \cdot [(0,183 + 1) \cdot 12 + (0,963 - 1) \cdot 12^2])^{1/2} \text{ (limite superior)}$$

e

$$T_n = n \cdot 12 - 1,645 (n \cdot [(0,183 + 1) \cdot 12 + (0,963 - 1) \cdot 12^2])^{1/2} \text{ (limite inferior)}$$

e estão graficamente representadas na Fig. 2.

A partir das linhas de decisão, foi elaborada uma tabela de amostragem, para ser usada no campo (Tabela 8). O procedimento consiste em percorrer um talhão representativo da lavoura, onde serão tomadas plantas ao acaso, e, em cada uma, coletam-se 20 folhas no terço superior, 20

no terço médio, e 20 no terço inferior. Conta-se o número de folhas minadas presentes na planta inteira e no terço superior. O processo é repetido nas plantas subseqüentes, e somam-se os valores obtidos aos da planta anterior, obtendo, assim, números acumulados de folhas minadas. A cada planta amostrada, faz-se uma comparação desses números com os limites inferior e superior. Se estiverem abaixo do inferior, cessa-se a amostragem, nenhum controle da praga é realizado, e recomenda-se repetir o procedimento 15 dias depois. Se estiverem acima de um dos limites superiores, encerra-se a vistoria, e decide-se pela aplicação de defensivo; se permanecerem como valores intermediários, uma nova planta é amostrada. Tendo chegado à décima planta sem a tomada de nenhuma decisão, o procedimento terá correspondido a uma amostragem convencional, e assim dividem-se os dois números acumulados, por 10, obtendo as médias. Se uma delas for igual ou

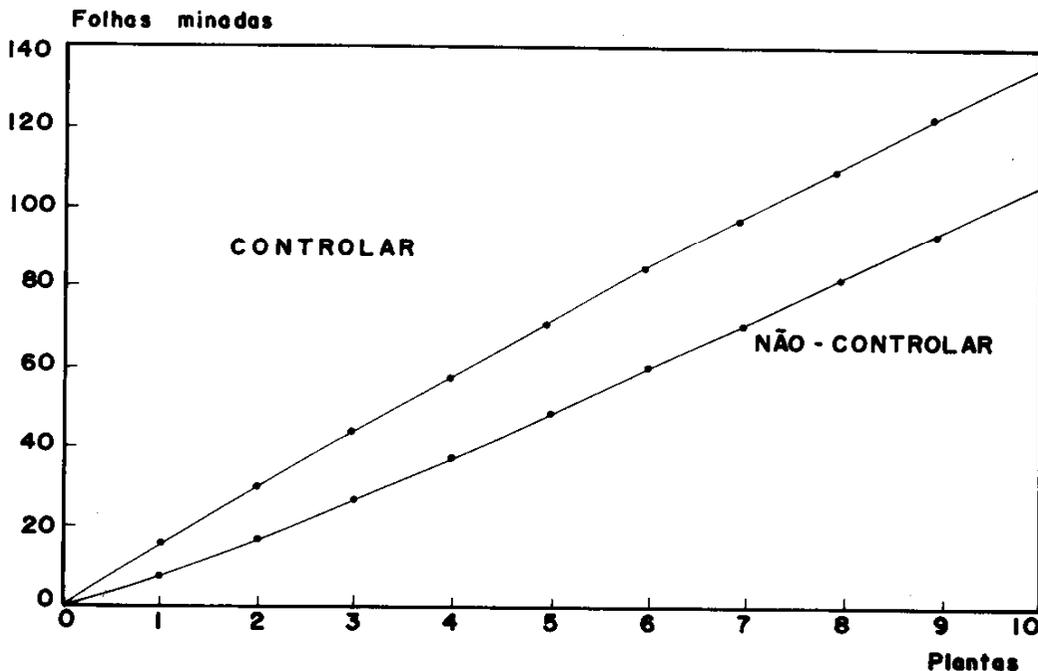


FIG. 2. Linhas de decisão para amostragem seqüencial de folhas minadas por bicho-mineiro nos terços superiores de cafeeiros no sul de Minas Gerais.

TABELA 8. Plano de amostragem seqüencial para avaliação de infestação de bicho-mineiro em lavouras de café no sul de Minas Gerais<sup>1</sup>.

Número de plantas examinadas	Planta total		Terço superior	
	Lim. inf.	Lim. sup.	Lim. inf.	Lim. sup.
1	-	-	-	-
2	-	-	-	-
3	-	-	-	-
4	78	114	38	58
5	100	140	49	71
6	122	166	60	84
7	144	192	72	97
8	166	217	82	110
9	189	243	93	123
10	211	268	105	136

1. Os valores da tabela correspondem ao número acumulado de folhas minadas.

maior do que o seu respectivo nível de controle (24 folhas minadas para a planta total, e 24 para terço superior), empregam-se medidas de controle. Caso estejam abaixo do nível, nenhuma medida é tomada, e repete-se a amostragem 15 dias depois. Para reduzir a possibilidade de erro, recomenda-se não tomar nenhuma decisão sobre o controle antes da quarta planta. Por isso, na Tabela 8, foram omitidos os limites referentes às três primeiras plantas.

A elaboração do plano com base nos dados reunidos das duas localidades poderia ser questionado, uma vez que os coeficientes lineares para folhas minadas foram estatisticamente diferentes (Tabela 6). Entretanto, uma tentativa prévia de construção de planos de amostragem em separado para cada localidade demonstrou não haver diferença entre os valores arredondados das linhas de

decisão a partir das estimativas de Lavras e da totalidade dos dados, enquanto que as estimativas de São Sebastião do Paraíso forneceram um intervalo de confiança mais estreito que o da totalidade dos dados. Portanto, o plano é válido, pois abrange a situação mais desfavorável, onde o intervalo é mais largo (Lavras), e não incorre, assim, em falsas estimativas do nível de infestação.

Outro questionamento que poderia ser feito é o fato de se estar recomendando a amostragem em talhões representativos da lavoura, sendo que o plano foi elaborado a partir de dados coletados nas partes elevadas do terreno. Deve-se observar, contudo, que as relações média/variação (Lei de Taylor, relação  $m/m^*$ ) estão assentadas em parâmetros relacionados antes com a biologia do inseto e com seus níveis de infestação do que com sua posição no terreno. Porém, para afastar dúvidas, outra sugestão seria a estratificação da lavoura em dois estratos: um, com maior probabilidade de ocorrência da praga (a parte mais alta); e outro, com menor probabilidade (a parte mais baixa). Feito isso, uma inspeção seria feita primeiro na parte mais alta: se não houver infestação nociva, nenhum controle é aplicado; mas havendo infestação acima do nível crítico, duas atitudes podem ser tomadas: (i) Controla-se a praga nesta parte mais alta, ou (ii) amostra-se a outra parte para decidir com os resultados conjuntos de dois estratos se o controle é feito sobre todo o cafezal ou não.

Recomenda-se que o plano tenha uso restrito às lavouras do sul de Minas Gerais, e que os levantamentos se iniciem em junho-julho, quando as infestações começam a aumentar, prolongando-se até outubro, quando a praga atinge sua densidade máxima, para logo em seguida declinar para limites toleráveis (Reis et al. 1984).

## CONCLUSÕES

1. Foi estabelecido um plano de amostragem sequencial para avaliação de infestação de bicho-mineiro em lavouras de café no sul de Minas Gerais para folhas minadas por planta e por terço superior.

2. O terço superior correspondeu à região mais atacada pelo bicho-mineiro.

3. A regressão do índice de agrupamento de Lloyd  $m^*$  pela média  $m$  mostrou-se mais indicada para a confecção de planos de amostragem sequencial do que a regressão pela lei da potência de Taylor, pois propiciou um ajuste melhor aos dados.

4. Não se justificou a elaboração de plano de amostragem com base no número de lesões por planta ou por terço superior.

## REFERÊNCIAS

- ANSCOMBE, F. J. The statistical analysis of insect counts based on the negative binomial distribution. *Biometrics*, v.5, p.165-173, June 1949.
- BOIVIN, G.; SAURIOL, P. Dispersion statistics and sequential sampling plan for leaf blight caused by *Botrytis squamosa* in onions. *Phytopatology*, St. Paul, v.74, n.11, p.1385-1387, 1984.
- DRAPER, N. R.; SMITH, H. *Applied regression analysis*. 2. ed. [S.l.]: John Wiley & Sons, 1981. 709p.
- ESTEFANEL, V. A amostragem sequencial baseada no teste sequencial da razão de probabilidades e seu uso no controle das lagartas-da-soja no estado do Rio Grande do Sul. Piracicaba: ESALQ, 1977. 117p. Tese de Mestrado.
- FOSTER, R. E.; TOLLEFSON, J. J.; STEFFEY, K. L. Sequential sampling plans for adult corn rootworms (*Coleoptera: Chrysomelidae*). *Journal of Economic Entomology*, College Park, v.75, n.5, p.791-793, 1982.
- GRAVENA, S. Táticas de manejo integrado de bicho-mineiro do cafeeiro *Perileucoptera coffeella* (Guérin-Ménéville, 1842): II Amostragem da praga e de seus inimigos naturais. *Anais da Sociedade Entomológica do Brasil*, v.12, n.2, p.273-281, 1983.
- GRAVENA, S.; FERNANDES, O. A.; PAZINI, W. C. Amostragem sequencial para os ácaros da falsa ferrugem *Phyllocoptruta oleivora* (Ashm.) e da leprose *Brevipalpus phoenicis* (Geisks) no manejo integrado de pragas dos citros. Laranja, Cordeirópolis, v.9, p.147-160, nov. 1988.

- HOLLINGSWORTH, C. S.; GATSONIS, C. A. Sequential sampling plans for green peach aphid (*Homoptera: Aphididae*) on potato. *Journal of Economic Entomology*, College Park, v.83, n.4, p.1365-1369, Aug. 1990.
- INGRAM, W. R.; GREEN, S. M. Sequential sampling for bollworms on raingrown cotton in Botswana. *Cotton Growing Review*, v.49, p.265-275, 1972.
- IWAO, S. A new method of sequential sampling to classify populacions relative to a critical density. *Researches in Population Ecology*, Kyoto, v.16, p.281-288, 1975.
- LLOYD, M. 'Mean crowding'. *Journal of Animal Ecology*, v.36, p.1-30, 1967.
- LUNA, J. M.; FLEISCHER, S. J.; ALLEN, W. A. Development and validation of sequential sampling plans for potato leafhopper (*Homoptera: Cicadellidae*) in alfalfa. *Environmental Entomology*, College Park, v.12, n.6, p.1690-1694, Dec. 1983.
- MAITEKI, G. A.; LAMB, R. J. Sequential decision plan for control of pea aphid, *Acyrtosiphon pisum* (*Homoptera: Aphididae*) on field peas in Manitoba. *Journal of Economic Entomology*, College Park, v.80, n.3, p.605-607, June 1987.
- MARTEL, P.; BELCOURT, J.; CHOQUETTE, D.; BOIVIN, G. Spatial dispersion and sequential sampling plan for the Colorado potato beetle (*Coleoptera: Chrysomelidae*). *Journal of Economic Entomology*, College Park, v.79, n.2, p.414-417, Apr. 1986.
- MYERS, J. H. Selecting a measure of dispersion. *Environmental Entomology*, College Park, v.7, n.5, p.619-621, Oct. 1978.
- NYROP, J. P.; WRIGHT, R. J. Use of double sample plans in insect sampling with reference to the Colorado potato beetle, *Leptinocarsa decemlineata* (*Coleoptera: Chrysomelidae*). *Environmental Entomology*, College Park, v.14, n.5, p.644-649, Oct. 1985.
- OVERHOLT, W. A.; KNUTSON, A. E.; SMITH JUNIOR, J. W.; GILSTRAP, F. E. Distribution and sampling of southwestern corn borer (*Lepidoptera: Pyralidae*) in preharvest corn. *Journal of Economic Entomology*, College Park, v.83, n.4, p.1370-1375, Aug. 1990.
- PIETERS, E. P.; STERLING, W. L. A sequential sampling plan for the cotton fleahopper, *Pseudatomoscelis seriatus*. *Environmental Entomology*, College Park, v.3, n.1, p.102-106, Feb. 1974.
- PLANT, R. E.; WILSON, L. T. A bayesian method for sequential sampling: a forecasting in agricultural pest management. *Biometrics*, Raleigh, v.41, p.203-214, Mar. 1985.
- RÉGNÈRE, J.; BOULET, B.; TURGEON, J. J. Sequential sampling plan with two critical levels for spruce bud moth (*Lepidoptera: Tortricidae*). *Journal of Economic Entomology*, College Park, v.81, n.1, p.220-224, Feb. 1988.
- REIS, P. R.; SOUZA, J. C.; MELLES, C. C. A. Pragas do cafeiro. *Informe Agropecuário*, Belo Horizonte, v.10, n.109, p.26-57, Jan. 1984.
- ROTHROCK, M. A.; STERLING, W. L. Sequential sampling for arthropods of cotton: its advantages over point sampling. *Southwestern Entomologist*, Texas, v.7, n.2, p.70-81, June, 1982.
- SEVACHERIAM, V.; STERN, V. M. Sequential sampling plans for lygus bugs in California cotton fields. *Environmental Entomology*, College Park, v.1, n.6, p.704-710, 1972.
- SHELTON, A. M.; NYROP, J. R.; NORTH, R. C.; PETZOLDT, C.; FOSTER, R. Development and use of a dynamic sequential program for onion thrips, *Thrips tabaci* (*Thysanoptera: Thripidae*), on onions. *Journal of Economic Entomology*, College Park, v.80, n.5, p.1051-1056, Oct. 1987.
- SHEPARD, M. A sequential sampling plan for treatment decisions on the cabbage looper on cabbage. *Environmental Entomology*, College Park, v.2, n.5, p.901-903, Oct. 1973.
- SHEPARD, M. Sequential sampling plans for soybean arthropods. In: KOGAN, M.; HERZOG, D. C. *Sampling Methods in Soybean Entomology*. Nova Yorque/Berlim: Springer-Verlag, 1980. p.79-93.
- SHIELDS, E. J.; SPECKER, D. R. Sampling for potato leafhopper (*Homoptera: Cicadellidae*) on alfalfa in New York: relative efficiency of three sampling methods and development of a sequential sampling plan. *Journal of Economic Entomology*, College Park, v.82, n.4, p.1091-1095, Aug. 1989.
- SPARKS JUNIOR, A. N.; BOETHEL, D. J. Evaluating

- of sampling techniques and development of sequential sampling plans for threecornered alfalfa hoppers (*Homoptera: Membracidae*) on soybeans. *Journal of Economic Entomology*, College Park, v.80, n.2, p.369-375, Apr. 1987.
- STERLING, W. L.; BLEICHER, E.; JESUS, F. M. M. Um programa de manejo integrado para insetos do algodoeiro no Nordeste do Brasil usando amostragem sequencial. *Anais da Sociedade Entomológica do Brasil*, v.12, n.1, p.85-98, 1983.
- TAYLOR, L. R. Aggregation, variance and the mean. *Nature*, Londres, v.189, n.4766, p.732-735, Mar. 1961.
- VILLACORTA, A.; TORNERO, M. T. T. Plano de amostragem sequencial de dano causado por *Perileucoptera coffeella* no Paraná. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, Brasília, v.17, n.9, p.1249-1260, set. 1982.
- WALD, A. Sequential tests of statistical hypothesis. *The Annals of Mathematical Statistics*, Baltimore, v.16, p.117-186, 1945.
- WATERS, W. E. Sequential sampling in forest insect surveys. *Forest Science*, Washington, v.1, p.68-79, 1955.
- WEINZIERL, R. A.; BERRY, R. E.; FISCHER, G. C. Sweep-net sampling for western spotted cucumber beetle (*Coleoptera: Chrysomelidae*) in snap beans: spatial distribution, economic injury level, and sequential sampling plans. *Journal of Economic Entomology*, College Park, v.80, n.6, p.1278-1283, 1987.
- WILSON, L. T.; GONZALEZ, D.; LEIGH, T. F.; MAGGI, V.; FORISTIERE, C.; GOODELL, P. Within-plant distribution of spider mites (*Acari:Tetranychidae*) on cotton: a developing implementable monitoring program. *Environmental Entomology*, College Park, v.12, n.1, p.128-134, Feb. 1983a.
- WILSON, L. T.; PICKEL, C.; MOUNT, R. C.; ZALOM, F. G. Presence-absence sequential sampling for cabbage aphid and green peach aphid (*Homoptera: Aphididae*) on brussels sprouts. *Journal of Economic Entomology*, College Park, n.3, p.476-479, Jun. 1983b.
- WRIGHT, L. C.; CONE, W. W.; MENZIES, G. W.; WILDMAN, T. E. Numerical and binomial sequential plans for the hop aphid (*Homoptera: Aphididae*) on hop leaves. *Journal of Economic Entomology*, College Park, v.83, n.4, p.1388-1394, Aug. 1990.