

QUE ESTRATÉGIA DE AMOSTRAGEM PARA OS ESTADOS LARVARES DE *MYTHIMNA UNIPUNCTA* (HAWORTH) (LEPIDOPTERA, NOCTUIDAE)?

L. SILVA¹, V. VIEIRA¹, J. TAVARES¹, P. GARCIA¹ & J. McNEIL²

¹Departamento de Biologia, Universidade dos Açores, PT-9500 Ponta Delgada, Portugal.

²Université Laval, Dép. de Biologie, Ste-Foy, Québec, Canada G1K 7P4, Canada

RESUMO

A amostragem dos estados larvares de *Mythimna unipuncta* (Haworth) (Lepidoptera, Noctuidae), praga das pastagens dos Açores, é importante para o estudo da dinâmica populacional, bem como para a definição das regras de decisão quanto à aplicação de medidas fitossanitárias. Durante a "Expedição Científica Terceira 94", foram realizadas amostragens directas dos estados larvares de *M. unipuncta* em duas parcelas de pastagem, uma em São Bartolomeu e outra na Granja, através da contagem do número de larvas em 100 amostras de 0,25 m² cada. O número médio de larvas observado por unidade de amostragem foi de 2,9±0,53 e de 0,98±0,21, respectivamente, em São Bartolomeu e na Granja. Usando a Lei de Taylor, o número de amostras requerido para um grau de precisão de 0,2 foi de 76 em São Bartolomeu e de 73 na Granja. O número de 20 amostras, realizadas habitualmente no estudo da abundância de larvas, proporcionou apenas uma precisão de 0,4. Porém, a distribuição das larvas ajustou-se a uma binomial negativa em ambas as localidades. A estratégia de amostragem sequencial de Wald permite a diminuição do esforço de amostragem, mas sem reduzir contudo o grau de precisão requerido pelo processo de tomada de decisão.

ABSTRACT

Mythimna unipuncta (Haworth) (Lepidoptera, Noctuidae) is an important pest in Azorean pastures, so accurate estimates of larval densities are essential for population dynamic studies and for the decision making process concerning potential pesticide applications. During the "Terceira 94 Scientific Expedition" we determined the efficiency of our standard estimates of larval densities, derived from 20 0,25 m² samples, with those obtained using 100 samples. This was replicated at two different sites, São Bartolomeu (where larval densities were 2,9±0,53 per sample unit) and Granja (with larval densities of 0,98±0,21). Using Taylor's power law the number of samples required for a 0,2 level of precision was 76 in São Bartolomeu and 73 in Granja, and the usual number of samples (20) only provided a precision of 0,4. However, as larval distribution fitted a negative binomial distribution at both sites, a sequential sampling might lower sampling effort without reducing the level of precision required for the decision making process.

INTRODUÇÃO

Mythimna unipuncta (Haworth) (Lepidoptera, Noctuidae) é uma importante praga das pastagens do Arquipélago dos Açores (Tavares, 1989). Um factor decisivo para a elaboração de um programa integrado de controlo deste lepidóptero consiste na definição de uma estratégia de amostragem dos adultos e das larvas. A precisão com que se realiza a amostragem depende do número de amostras, bem como da distribuição espacial das larvas. A precisão aceite numa amostragem depende do fim a que se destinam os dados recolhidos. Se o estudo for a dinâmica populacional da praga, exige-se uma precisão de 0,1 e, consequentemente, uma amostragem mais intensiva. No caso da amostragem servir de base para tomar decisões acerca da utilização de medidas fitossanitárias, a precisão exigida poderá ser de 0,2, podendo-se recorrer a um plano de amostragem mais económico, por exemplo, a amostragem sequencial.

Deste modo, durante a "Expedição Científica Terceira 94", optou-se por realizar uma primeira análise do tipo de distribuição espacial dos estados larvares de *M. unipuncta*, uma estimativa da precisão alcançada com o tipo de amostragem actualmente utilizado pelos investigadores do Departamento de Biologia, o cálculo do número de amostras em função da precisão desejada e uma primeira abordagem da amostragem sequencial.

MATERIAL E MÉTODOS

Nos dias 27 e 28 de Junho de 1996, foram realizadas amostragens de larvas de *M. unipuncta* em duas pastagens da ilha Terceira, localizadas na Granja (310 m de altitude) e em São Bartolomeu (150 m). Em cada local procedeu-se à contagem directa das larvas em 100 amostras aleatórias (5 repetições de 20) de 0,25 m². Para cada amostragem calcularam-se os parâmetros estatísticos de dispersão e tendência central. Para cada local calcularam-se os parâmetros

da Lei de Taylor, através da logaritimização da respectiva equação (Southwood, 1978):

$$\text{var} = ax^b,$$

onde **var** = variância e **x** = média. Logaritimizando,

$$\log \text{var} = \log a + b \cdot \log x$$

obtem-se a equação de uma recta com declive **b** e ordenada na origem **log a**.

Determinou-se o número mínimo de amostras com vista à obtenção de uma precisão desejada (**r**), utilizando a fórmula derivada daquela utilizada para estimar o intervalo de confiança da média:

$$n = (t_{\alpha/2}/r \cdot s/x)^2,$$

ou substituindo a variância pelo seu valor, segundo a Lei de Taylor,

$$n = (t_{\alpha/2}/r)^2 \cdot ax^{b-2}.$$

onde $t_{\alpha/2}$ é o valor retirado da tabela da função de distribuição de Student, para a confiança escolhida ($\alpha = 0,05$), **s** é o desvio padrão das **n** amostras e **a** e **b** são os parâmetros da Lei de Taylor.

Determinou-se o ajustamento das distribuições das amostragens à de Poisson, através da utilização do índice de dispersão $ID = \text{var}/x$, uma vez que o valor (var/x).(n-1) segue uma distribuição Qui² com n-1 graus de liberdade (Walker & Allsop, 1993). Para cada local calculou-se o parâmetro **k** da distribuição binomial negativa pelo método da máxima verosimilhança (Scherrer, 1986) e testou-se o seu ajustamento aos dados com o teste Qui².

Calcularam-se os parâmetros necessários ao estabelecimento de uma amostragem sequencial baseada numa distribuição binomial negativa (Torres & Macedo, 1992), considerando um Nível Económico de Ataque de 10 larvas por 0,25 m² e um Nível de Tolerância de 5 larvas por 0,25 m². Nos cálculos, considerou-se um erro α de 0,1 (probabilidade de tratar sendo não necessário) e um

erro β de 0,05 (probabilidade de não tratar sendo necessário) de acordo com Torres & Macedo (1992).

RESULTADOS

M. unipuncta era mais abundante em São Bartolomeu (2,9±0,53 larvas) do que na Granja (0,98±0,21). Saliente-se o facto da média num mesmo local variar acentuadamente de amostragem para amostragem (Tabela 1), especialmente em São Bartolomeu onde variou entre 1,60±0,77 e 3,85±1,32 larvas.

O número de amostras a realizar excedeu sempre as 20, mesmo para uma precisão de 0,3.

Os parâmetros encontrados para a Lei de Taylor foram os seguintes:

São Bartolomeu **a** = 1,06, **b** = 1,60 (**r** = 0,92); Granja **a** = 1,01, **b** = 0,96 (**r** = 0,567). O ajustamento ao modelo referido foi melhor no caso de São Bartolomeu, onde o número médio de larvas era superior (Figura 1).

O número de amostras a realizar no caso de a distribuição das larvas seguir a Lei de Taylor pode diminuir um pouco, no entanto, mesmo nesse caso, o número habitual de amostras proporciona uma precisão de apenas 0,4 (Tabela 2).

A precisão aumenta em função do número de amostras, pelo que para se obterem os níveis correntes é necessário um esforço de amostragem considerável (Figura 2).

A distribuição das larvas (Figura 3) em São Bartolomeu ajusta-se a uma binomial negativa (**k**=1,72, **p**=0,80), e não se ajusta ao modelo Poisson ($ID=250,69$, **p**<0,001). No entanto, a distribuição na Granja ajusta-se aos dois modelos ($ID=114,24$, **p**=0,14; **k**=7,30, **p**=0,34).

Tabela 1. Parâmetros estatísticos referentes a um total de 100 amostras (5 repetições de 20 amostras) de 0,25 m² de larvas de *Mythimna unipuncta*, em dois locais na ilha Terceira (São Bartolomeu e Granja). Número de amostras para uma precisão de 0,1 a 0,3 (n 0,1 a n 0,3).

Estatística	São Bartolomeu					Granja				
	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5
Nº total de larvas	73	32	41	77	67	31	13	17	20	17
Média	3,65	1,60	2,05	3,85	3,35	1,55	0,65	0,85	1,00	0,85
Variância	9,19	3,10	2,47	9,08	10,13	1,84	0,87	1,40	0,84	0,45
Desvio padrão	3,03	1,76	1,57	3,01	3,18	1,36	0,93	1,18	0,92	0,67
Erro padrão	0,68	0,39	0,35	0,67	0,71	0,30	0,21	0,26	0,21	0,15
Intervalo confiança	1,33	0,77	0,69	1,32	1,40	0,59	0,41	0,52	0,40	0,29
Limite superior	4,98	2,37	2,74	5,17	4,75	2,14	1,06	1,37	1,40	1,14
Limite inferior	2,32	0,83	1,36	2,53	1,96	0,96	0,24	0,33	0,60	0,56
n 0,1	302	530	258	269	396	336	904	848	369	273
n 0,2	76	133	64	67	99	84	226	212	92	68
n 0,3	34	59	29	30	44	37	100	94	41	30

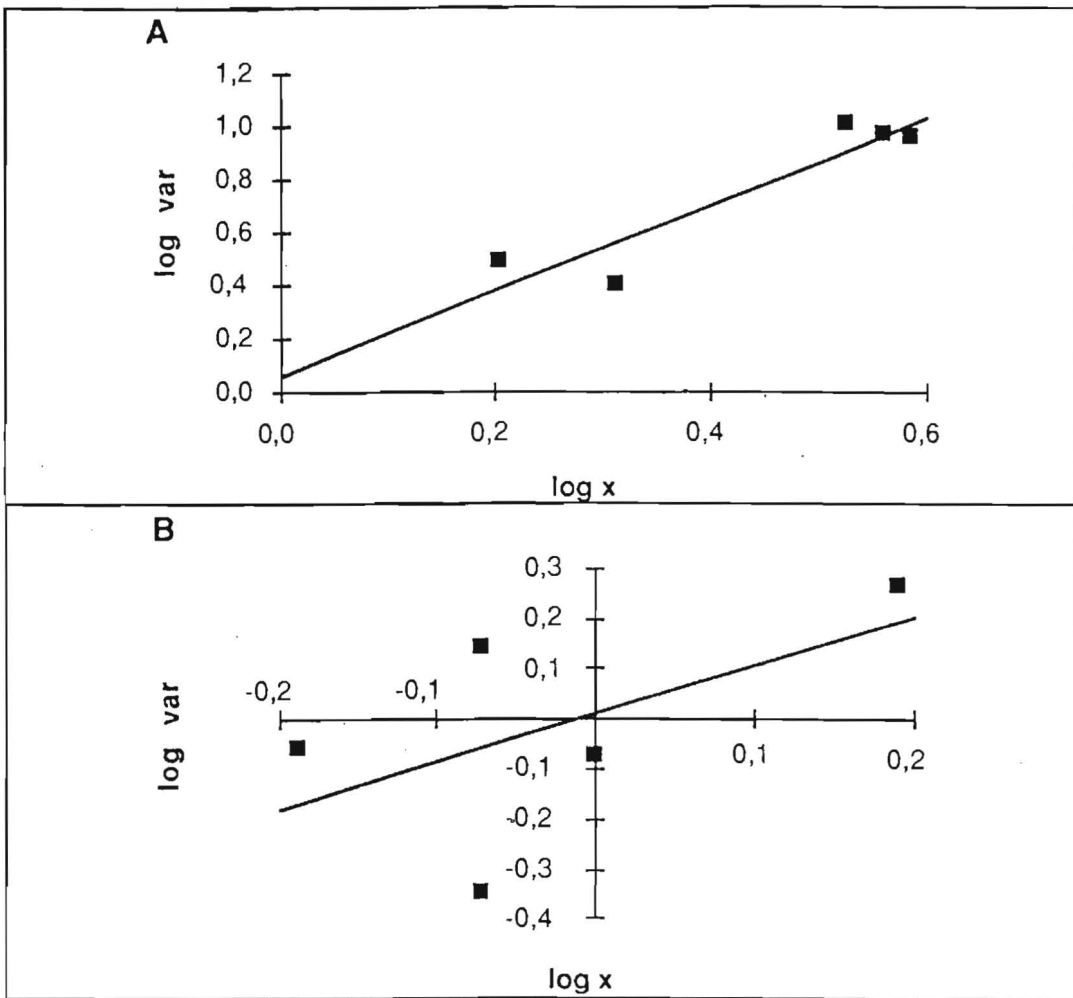


Figura 1. Rectas utilizadas na determinação dos parâmetros da Lei de Taylor, tendo sido obtidas a partir de cinco amostragens de larvas de *M. unipuncta* em dois locais da ilha Terceira, São Bartolomeu (A) e Granja (B).

Tabela 2. Número de amostras a realizar para uma dada precisão (0,1 a 0,3), segundo a fórmula habitual, ou incluindo os parâmetros da Lei de Taylor. Precisão alcançada com 20 amostras (última linha).

São Bartolomeu			
Com Taylor		Sem Taylor	
n 0,1	306	n 0,1	383
n 0,2	76	n 0,2	96
n 0,3	34	n 0,3	43
n 0,39	20	n 0,44	20

Granja			
Com Taylor		Sem Taylor	
n 0,1	291	n 0,1	516
n 0,2	73	n 0,2	129
n 0,3	32	n 0,3	57
n 0,37	20	n 0,51	20

Tendo por base os modelos binomiais apresentados acima, obtiveram-se as rectas que definem o esquema de amostragem sequencial de Wald, obedecendo às seguintes fórmulas:

São Bartolomeu

$$T_1 = 6,99n - 14,72$$

$$T_2 = 6,99n + 18,89$$

Granja

$$T_1 = 7,08n - 6,12$$

$$T_2 = 7,08n + 7,86$$

onde T_1 é o número total de larvas em n amostras, abaixo do qual não é necessário fazer tratamentos e T_2 é o número total de larvas em n amostras, acima do qual é necessário fazer tratamentos. Se o número de larvas encontrado nas n amostras se situar entre T_1 e T_2 (zona de indecisão) então é necessário continuar a amostragem.

Os valores expressos na Tabela 3 apresentam uma zona de indecisão estreita.

Figura 2. Precisão obtida em função do número de amostras (0,25 m² cada) dos estados larvares de *M. unipuncta*, realizadas em duas pastagens da ilha Terceira (São Bartolomeu e Granja).

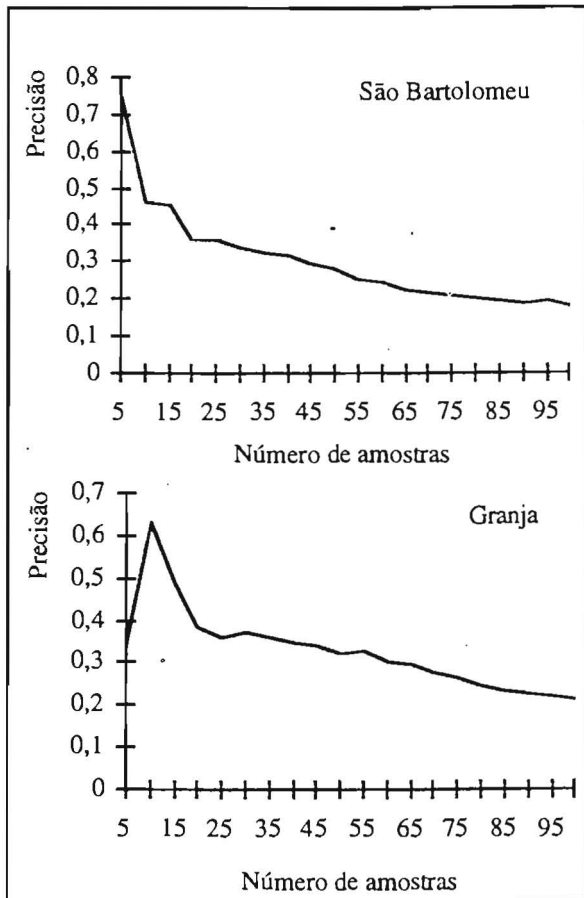


Tabela 3. Esquema de amostragem sequencial de Wald para as larvas de *M. unipuncta* em pastagens para duas localidades da ilha Terceira. Quando o número total de larvas for inferior a T1 não é necessário tratar. Quando o número de larvas for superior a T2 é necessário tratar. Na zona de indecisão é necessário continuar a amostragem.

Número Amostras	ZONA DE INDECISÃO			
	S. Bartolomeu		Granja	
	T1	T2	T1	T2
5	16	50	28	42
10	51	85	63	77
15	86	120	98	112
20	121	155	134	148
25	156	190	169	183
30	191	224	205	219
35	226	259	240	254
40	261	294	275	289
45	296	329	311	325
50	331	364	346	360
55	366	399	382	396
60	401	434	417	431
65	436	469	452	466
70	471	504	488	502
75	506	539	523	537
80	541	574	559	572
85	575	609	594	608
90	610	644	629	643
95	645	679	665	679
100	680	714	700	714

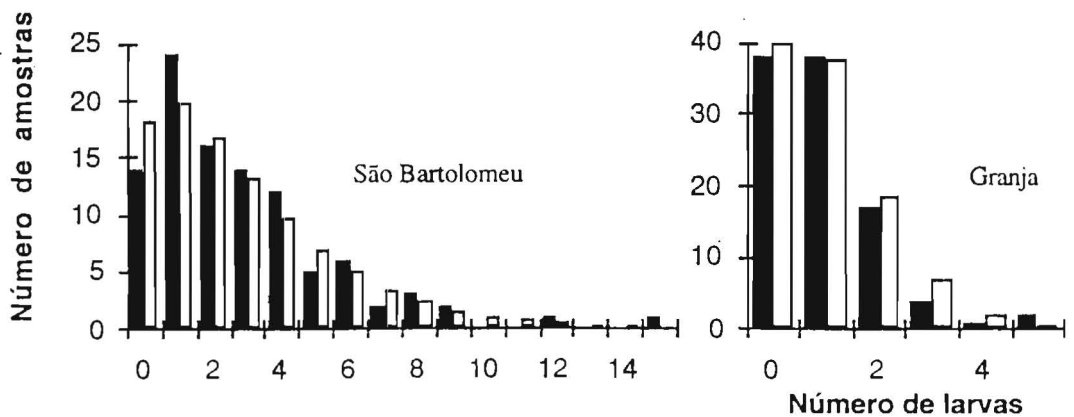


Figura 3. Ajustamento da distribuição das larvas de *M. unipuncta* (a negro), observadas em São Bartolomeu e Granja, locais da ilha Terceira, a uma distribuição binomial negativa (a branco).

DISCUSSÃO

O número de larvas de *M. unipuncta* varia consideravelmente no espaço de uma mesma pastagem, o que está de acordo com uma distribuição

das larvas por agregados (binomial negativa). Este tipo de distribuição exige a realização de um grande número de amostragens de modo a obterem-se os níveis de precisão geralmente aceites. A amostragem sequencial mostra ser possível uma redução do

esforço de amostragem necessário à tomada das decisões fitossanitárias adequadas. No entanto, será necessário proceder ainda a amostragens ao longo de todo o ano, em várias altitudes, de modo a ser elaborado um modelo sequencial de larga utilização. Além disso, o modelo sequencial de Wald necessita de uma estimativa do Nível Económico de Ataque actualizada e, por outro lado, baseia-se ainda num Nível de tolerância algo arbitrário. No futuro, modelos de amostragem sequencial que não incluam este factor devem ser testados. Por outro lado, deve ser incluído no esquema de decisão o facto dos últimos estados larvares (L4 a L6) serem responsáveis por cerca de 80% do consumo de material vegetal (Tavares, 1989).

Nos estudos de dinâmica populacional das larvas de *M. unipuncta* nas pastagens dos Açores o factor amostragem terá que ser colocado em primeiro plano, de modo a permitir a detecção das taxas de mortalidade dos vários estados larvares. Um aspecto importante seria a análise do tipo de distribuição dos vários estados larvares.

Este trabalho coloca em evidência o facto do número de amostras (20 de 0,25 m² cada) utilizado rotineiramente por alguns investigadores ser por vezes insuficiente para atingir uma precisão aceitável (<0,3). Tal acontece sobretudo em épocas de menor densidade populacional larvar da praga (isto é, fora da estação do Verão), em pastagens onde escasseiam as espécies vegetais hospedeiras preferenciais e/ou em pastagens cuja erva apresenta índices nutritivos de baixa qualidade. Assim, no caso de *M. unipuncta*, a estratégia de amostragem a seguir dependerá fundamentalmente dos objectivos que se pretendem atingir com a própria amostragem.

AGRADECIMENTOS

Os autores desejam expressar o seu agradecimento a Alain Labreque, Jacques Gobeil (Université Laval, Québec, Canada), Manuel Almeida (U.A., Dep.to de Biologia) e aos alunos de Biologia (U.A.) Helena Gago da Câmara, Pedro Cerqueira e Jorge Medeiros, pela colaboração nos trabalhos de campo.

BIBLIOGRAFIA

- Macedo, F. W. & L. M. Torres, 1994. O método de amostragem sequencial de Iwao e seu uso na tomada de decisão em protecção integrada. *Anais da UTAD*, 5 (1): 318-328.
- Scherrer, B., 1984. *Biostatistique*. Gaetan Morin Editeur, Québec, 850 pp.
- Southwood, T. R. E., 1978. *Ecological Methods*. Halsted, New York.
- Tavares, J., 1989. *Mythimna unipuncta (Haw.) (Lep. Noctuidae) aux Açores. Bioécologie et lutte biologique*. Thèse d'État Ès-Sciences en Ecologie, Université de Droit, D'Économie et des Sciences D'Aix-Marseille, 203pp.
- Torres, L. M., F. W. Macedo, 1992. Uso dos ensaios sequenciais de Wald para a tomada de decisão em Protecção Integrada. In Comissão organizadora (Ed.), *Actas do 1º Encontro Nacional de Protecção Integrada, Évora, 10-12 de janeiro de 1991*, Vol. 1, pp. 141-150.
- Walker, P. W. & P. G. Alsopp, 1993. Sampling distributions and sequential sampling plans for *Eumargarodes laingi* and *Promargarodes* spp. (Hemiptera: Margarodidae) in australian sugarcane. *Environ. Entomol.*, 22 (1):10-15.